

# REVUE INTERNATIONALE DES ECONOMISTES DE LANGUE FRANÇAISE

---

RIELF 2022, Vol. 7, N°2

Association Internationale  
des Economistes de Langue Française



avec la collaboration de



UNIWERSYTET  
EKONOMICZNY  
W POZNANIU

l'Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań



L'Université Bernardo O'Higgins - Chili

---

## Rédacteur en chef

Krzysztof MALAGA, USEGP, Pologne

## Rédactrice adjointe

Małgorzata MACUDA, USEGP, Pologne

## Secrétaire de rédaction

Dorota CZYŻEWSKA-MISZTAL, USEGP, Pologne

## Comité éditorial

Akoété Ega AGBODJI, Togo  
Wissem AJILI BEN YOUSSEF, France  
Alastaire ALINSATO, Bénin  
Loubna ALSAGIHR OUEIDAT, Liban  
Camille BAULANT, France  
Matouk BELATTAF, Algérie  
Francis BISMANS, France, Belgique  
Horst BREZINSKI, Allemagne  
Abdelaziz CHERABI, Algérie  
Bernard COUPEZ, France  
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

Michel LELART, France  
Laura MARCU, Roumanie  
Tsvetelina MARINOVA, Bulgarie  
Boniface MBIH, France  
Mbodja MOUGOUE, États-Unis  
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  
Piotr STANEK, Pologne  
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 by Association Internationale des Economistes de Langue Française, Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań  
Paris, Poznań 2022

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

ISSN 2551-895X  
e-ISSN 2727-0831

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

## TABLE DES MATIÈRES

<b>Avant-propos</b> (KRZYSZTOF MALAGA).....	3
SIHAM RIZKALLAH <b>L'indépendance de la BDL et les déterminants de la crise économique au Liban</b> ....	9
ROGER A. TSAFACK NANFOSSO <b>Russafrique</b> .....	32
TCHABLEMANE YENLIDE, BAWOUPATI BITASSA, MAWUSSÉ KOMLAGAN NÉZAN OKEY, LARDJA KOLANI <b>Urbanisation, qualité des institutions et santé publique dans les pays d'Afrique subsaharienne</b> .....	62
MOUHAMADOU LAMINE DIAL, MAMADOU DIOUF <b>Développement financier et productivité agricole en Afrique subsaharienne</b> .....	85
KODJO W. BAOULA <b>Énergie renouvelable, croissance économique et atténuation des émissions de dioxyde de carbone dans les pays de l'UEMOA</b> .....	114
FRANCK MONDESIR TSASSA MBOUAYILA, PRUDENCE LOVE ANGÈLE MOUAKASSA <b>Effets de la bancarisation sur la croissance économique au Congo</b> .....	143
SOULEYMANE MBAYE, SOULEYMANE DIALLO <b>La croissance économique au Sénégal est-elle inclusive ?</b> .....	166
NDONGO MANÉ KEBE <b>Étude empirique des « déficits jumeaux » pour le cas du Sénégal</b> .....	186
ESSOCHANAM PELENGUEI, BENOIT KAFANDO, KOKOUI KUNALÈ MAWUENA, KODJO EVLO <b>Effet de l'accès aux services de soins de santé sur mortalité infantile au Togo</b> .....	211

SÉBASTIEN CHEVAIS

**Développement des fonds d'État chinois dans le cadre d'une stratégie économique, monétaire et financière globale** ..... 226

BARTŁOMIEJ LACH, KRZYSZTOF MALAGA

**Analyse comparative de la liberté économique dans les pays d'Amérique du Sud au cours des années 1996–2022** ..... 255

## AVANT-PROPOS

Le numéro 2/2022 de la RIELF, que nous avons l'honneur de présenter à nos lecteurs, est composé de 11 articles. Le premier article concerne le Liban, le pays qui a accueilli en mai 2022 le 63e Congrès de l'AIELF. Les huit articles suivants couvrent l'Afrique, l'Afrique subsaharienne, l'UMEOA et des tels pays comme le Bénin, le Congo, le Sénégal ainsi que le Togo. Le dixième article concerne la Chine. Le onzième article est consacré aux pays d'Amérique du Sud. C'est une sorte d'introduction au numéro 1/2023 de la RIELF, qui sera entièrement consacré à ce continent.

**Siham RIZKALLAH** dans l'article *L'indépendance de la BDL et les déterminants de la crise économique au Liban*, tente à identifier le concept de l'indépendance de la Banque Centrale qui s'est propagé dans les années quatre-vingt. À cette époque, on observe une tendance à séparer la politique budgétaire de la politique monétaire afin de permettre, à cette dernière, de lutter avec crédibilité et efficacité pour atteindre l'objectif de stabilité monétaire et maîtriser l'inflation. Toutefois, la crise financière de 2008 a remis en question l'exigence de l'indépendance de la Banque Centrale par des Politiques Monétaires Non Conventionnelles (PMNC). D'après l'auteur, au regard de l'écroulement actuel de l'économie libanaise, il est intéressant de se pencher sur le cas de la Banque du Liban (BDL), dotée d'une certaine indépendance statutaire, mais souffrant d'une faible indépendance fonctionnelle. L'auteur, se référant au modèle de Jacome (2001), montre que la BDL manque d'indépendance effective, ce qui se traduit par l'acceptation de sa conformité aux demandes constantes du Trésor public pour participer au financement de la dette publique croissante, en partie en devises étrangères. Donc la BDL maintient un ancrage rigide du taux de change dans une économie fortement dollarisée et implique l'ensemble du système bancaire dans des PMNC qu'elle nomme « ingénieries financières » et qui contribuent à l'écroulement multidimensionnel actuel (budgétaire, monétaire et bancaire).

**Roger A. TSAFACK NANFOSSO** dans l'article *Russafrique*, procède à une analyse très approfondie la coopération économique entre la Russie et l'Afrique qui, bien qu'ancienne, a connu des développements majeurs depuis les années 1990. Selon auteur, le mode de mise en œuvre de la présence russe sur le continent diffère de celui des partenaires qualifiés de traditionnels à savoir la France, l'Europe, les USA et plus marginalement le Canada. L'examen documenté des principes de cette coopération, de ses caractéristiques, de ses principaux résultats et de ses perspectives permettent d'apporter une réponse à la question qui revient de manière

récurrente dans les études, à savoir si la Russie est une menace ou une opportunité pour l'Afrique.

**Tchablemane YENLIDE, Bawoupati BITASSA, Mawussé Komlagan Nézan OKEY et Lardja KOLANI** dans l'article *Urbanisation, qualité des institutions et santé publique dans les pays d'Afrique subsaharienne* visent à examiner la relation entre l'urbanisation et les indicateurs de santé publique sous le prisme de la qualité des institutions dans les pays d'Afrique subsaharienne (ASS). En utilisant un panel de 41 pays couvrant la période 2002 à 2019 et la méthode des moments généralisés (GMM), les auteurs montrent que l'urbanisation actuelle de l'ASS, ne s'accompagne pas d'une amélioration des indicateurs de santé. Cependant, des institutions fortes atténuent l'effet négatif de l'urbanisation sur les résultats en matière de santé publique. D'après les auteurs ces résultats impliquent que les gouvernements des pays d'ASS doivent promouvoir des institutions fortes et inclusives afin de garantir les gains sanitaires de l'urbanisation.

**Mouhamadou Lamine DIAL et Mamadou DIOUF** dans l'article *Développement financier et productivité agricole en Afrique subsaharienne* évaluent les relations de causalité entre développement financier et productivité agricole en Afrique subsaharienne et dans les zones d'intégration économique de 1990 à 2020. Ils utilisent le modèle ARDL avec l'estimateur PMG et un test de causalité en panel. Les résultats révèlent que le développement financier a un effet positif à long terme, mais négatif à court terme sur la productivité agricole aussi bien en Afrique subsaharienne que dans l'UEMOA. Cependant, l'analyse par zone montre qu'à court terme, le développement financier diminue la productivité agricole dans la SADC. Les auteurs signalent aussi qu'il existe une causalité bidirectionnelle entre le développement financier et la productivité agricole en ASS. Cette situation nécessite la construction d'un système financier efficace et adapté aux réalités du monde agricole.

**Kodjo W. BAOUA** dans l'article *Énergie renouvelable, croissance économique et atténuation des émissions de dioxyde de carbone dans les pays de l'UEMOA* envisage le problème de l'efficacité des énergies renouvelables pour assurer la croissance économique et la qualité de l'environnement. Il prend en compte les énergies fossiles, majoritairement utilisées et menacées par le risque d'épuisement, qui entraînent une augmentation des émissions de gaz à effet de serre. L'auteur analyse l'effet de la consommation des énergies renouvelables sur la croissance économique et les émissions de dioxyde de carbone dans les pays de l'UEMOA. Pour ce faire il utilise les fonctions de croissance et d'environnement avec une investigation empirique basée sur une régression linéaire en données de panel constituées des pays de l'UEMOA sur la période 1990 à 2015. Les résultats des estimations par la méthode de Pooled Mean Group développée par Pesaran et alii (1999) montrent principalement qu'à long terme, l'utilisation des énergies renouvelables contribue significativement à promouvoir la croissance économique et à atténuer la dégradation de l'environnement à travers la réduction des émissions

de carbone. À cet effet, les décideurs politiques devraient orienter la politique énergétique de l'union vers un mix-énergétique dominé par la production et la consommation d'énergie renouvelable tout en mettant en place une politique de contrôle des émissions de CO<sub>2</sub>.

**Franck Mondesir TSASSA MBOUAYILA et Prudence Love Angèle MOUAKASSA** dans l'article *Effets de la bancarisation sur la croissance économique au Congo*, analyse les effets de la bancarisation sur la croissance économique du Congo. Pour atteindre cet objectif, du point de vue empirique, il fait appel au modèle à correction d'erreur. D'après l'auteur le taux de bancarisation n'a pas d'impact significatif sur la croissance économique au Congo à court et long termes. Ce résultat peut s'expliquer par le faible niveau de bancarisation. Par conséquent, pour que la bancarisation soit capable d'impulser la croissance au Congo, il faut améliorer le taux de bancarisation. À cet effet, un accent particulier devrait être mis sur la distribution du microcrédit qui revêt une grande importance pour l'intégration des populations défavorisées ; les conditions d'ouverture de comptes bancaires et d'agences en milieu rural devraient être assouplies.

**Souleymane MBAYE et Souleymane DIALLO** dans l'article *La croissance économique au Sénégal est-elle inclusive ?* constatent qu'au Sénégal, malgré les résultats relativement appréciables, depuis la dévaluation du franc CFA avec des taux supérieurs à 6% depuis 2014 (à l'exception de 2020, qui correspond à la récession du COVID-19), la croissance économique n'est pas assez ressentie dans le panier de la ménagère, d'où une forte interrogation sur l'inclusivité de cette croissance. En s'inspirant de la méthode utilisée par le PNUD pour l'IDH et en l'appliquant à l'approche multidimensionnelle de la croissance inclusive de Zhuang et Ali (2010), ils ont construit un indicateur de croissance inclusive (ISCIS). Sur cette base, ils montrent que sur la période de l'étude (1980-2018), la croissance économique n'est pas inclusive au Sénégal.

**Ndongo Mané KEBE** dans l'article *Étude empirique des « déficits jumeaux » pour le cas du Sénégal* tente à vérifier l'hypothèse de neutralité ricardienne au Sénégal, à travers de l'existence ou non du phénomène des « déficits jumeaux ». Son objectif est d'étudier la corrélation entre le déficit budgétaire et le déficit du compte courant. Il adopte le test de cointégration des deux variables à travers l'utilisation du modèle à correction d'erreurs (MCE) suivant la méthode d'Engle et Granger (1987). D'après l'auteur les résultats indiquent une absence de cointégration entre les variables telles que : déficit budgétaire et solde du compte courant et donc de relation d'équilibre sur la période étudiée, entre ces deux variables, d'où une acceptation de la Proposition d'équivalence Ricardienne sur la période 1991–2020. Aussi, ce résultat s'identifie à la vérification de la Proposition d'Équivalence Ricardienne (PER) pour le Sénégal.

**Essohanam PELENGUEI, Benoit KAFANDO, Kokouvi Kunalè MAWUENA et Kodjo EVLO** dans l'article *Effet de l'accès aux services de soins de santé sur mortalité*

*infantile au Togo* analysent les effets d'un accès sans restriction aux soins de santé sur la mortalité infantile au Togo. Les auteurs se sont appuyés sur un modèle de duré à risque proportionnel pour évaluer ces effets. À la suite des estimations de ce modèle à partir des données de l'Enquête Démographique et de Santé réalisée au Togo en 2013, ils montrent que naître en présence d'un personnel de santé qualifié contribue à la réduction le risque de mortalité des enfants de moins d'un an. D'après les auteurs, une amélioration de l'éducation des mères augmente la probabilité de survie des enfants au-delà de leur premier anniversaire. Ils constatent que ce travail permet de souligner la nécessité d'investir dans la formation du personnel soignant et aussi encourager l'éducation des filles. De tels investissements permettront de réduire significativement la mortalité infantile.

**Sébastien CHEVAIS** dans l'article *Développement des fonds d'État chinois dans le cadre d'une stratégie économique, monétaire et financière globale* se concentre sur les décisions des instances dirigeantes chinoises visent à reconstruire la puissance économique et financière de leur pays afin de lui rendre son prestige passé et asseoir son influence politique. D'après l'auteur, les trente dernières années, la Chine a travaillé dans le but d'accroître sa prépondérance. Il montre comment les fonds d'État répondent à la fois à cette mission et maintiennent leur poids grandissant au sein de l'économie mondiale

**Bartłomiej Lach** et **Krzysztof Malaga** dans l'article *Analyse comparative de la liberté économique dans les pays d'Amérique du Sud au cours des années 1996–2022* tentent d'évaluer l'évolution de la liberté économique en 1996–2022 dans des pays tels que : l'Argentine, la Bolivie, le Brésil, le Chili, la Colombie, l'Équateur, la Guyane, le Paraguay, le Pérou, le Suriname, le Trinité-et-Tobago, l'Uruguay, la Venezuela<sup>1</sup>. Dans la recherche empirique, les auteurs utilisent les indicateurs de  $\sigma$ -convergence et  $\sigma$ -divergence pour déterminer le degré d'homogénéité ou d'hétérogénéité des pays étudiés. Application d'analyse comparative multivariée y compris l'analyse par grappes (clusters) constitue le point culminant de la recherche empirique. L'analyse typologique est effectuée séparément pour 12 indicateurs partiels et l'indice global de liberté économique pour les 13 pays. Les matrices de similarité des pays, qui sont déterminées à cet effet, représentent les distances entre les séries temporelles des indices de liberté économique calculées sur la base de l'algorithme *Dynamic Time Warping* (DTW). Le programme R et les packages *dtw* et *dtwclust* sont utilisés pour l'analyse des clusters. Les résultats de recherche sur la liberté économique en Amérique du Sud méritent d'être comparés avec les résultats d'une recherche analogue obtenus par les auteurs pour 11 pays post-socialistes<sup>2</sup> qui ont rejoint l'Union

---

<sup>1</sup> L'analyse a omis la Guyane française, qui fait partie de la France, et les îles Falkland, qui font partie de la Grande-Bretagne.

<sup>2</sup> Il s'agit de pays tels que la Bulgarie, la Croatie, l'Estonie, la Hongrie, la Lituanie, la Lettonie, la Pologne, la Slovaquie, la Slovénie, la République Tchèque et la Roumanie.

---

Européenne après 2003 à la suite de profonds changements institutionnels. Les auteurs constatent que si dans les années 1990 les pays post-socialistes se caractérisaient par un niveau de la liberté économique comparable aux pays d’Amérique du Sud, après 27 ans des changements institutionnels, il ont significativement amélioré ce niveau, écartent les pays sud-américains à cet égard.

*Krzysztof Malaga*



# DÉVELOPPEMENT FINANCIER ET PRODUCTIVITÉ AGRICOLE EN AFRIQUE SUBSAHARIENNE

## Financial development and agricultural productivity in sub-Saharan Africa

### MOUHAMADOU LAMINE DIAL<sup>1</sup>

Université Cheikh Anta DIOP de Dakar, Sénégal  
Faculté des Sciences Économiques et de Gestion (FASEG)  
Département d'Analyse et de Politique Économiques  
mouhamadou.dial@ucad.edu.sn  
<https://orcid.org/0000-0001-5201-0823>

### MAMADOU DIOUF<sup>2</sup>

Université Cheikh Anta DIOP de Dakar, Sénégal  
Faculté des Sciences Économiques et de Gestion  
Département d'Analyse et de Politique Économiques  
dioufy83@hotmail.com  
<https://orcid.org/0000-0002-7338-6800>

**Abstract :** This paper evaluates the causal relationships between financial development and agricultural productivity in sub-Saharan Africa and in economic integration zones from 1990 to 2020. The methodology used is based on the ARDL model with the PMG estimator and a panel causality test. The results reveal that financial development has a positive long-term effect but a negative short-term effect on agricultural productivity in both SSA and WAEMU. However, the zonal analysis shows that in the short run, financial development decreases agricultural productivity in SADC. They also show that there is a bidirectional causality between financial development and agricultural productivity in SSA. This situation calls for the construction of an efficient financial system that is adapted to the realities of the agricultural world.

**Keywords :** financial development, agricultural productivity, SSA, ARDL, PMG, causality.

<sup>1</sup> Université Cheikh Anta DIOP de Dakar, B.P. 5683, Dakar-Fann, Sénégal.

<sup>2</sup> Université Cheikh Anta DIOP de Dakar, B.P. 5683, Dakar-Fann, Sénégal.

**Résumé :** Cet article évalue les relations de causalité entre développement financier et productivité agricole en Afrique subsaharienne et dans les zones d'intégration économique de 1990 à 2020. La méthodologie utilisée repose sur le modèle ARDL avec l'estimateur PMG et un test de causalité en panel. Les résultats révèlent que le développement financier a un effet positif à long terme mais négatif à court terme sur la productivité agricole aussi bien en Afrique subsaharienne que dans l'UEMOA. Cependant, l'analyse par zone montre qu'à court terme, le développement financier diminue la productivité agricole dans la SADC. Ils montrent aussi qu'il existe une causalité bidirectionnelle entre le développement financier et la productivité agricole en ASS. Cette situation nécessite donc la construction d'un système financier efficace et adapté aux réalités du monde agricole.

**Mots-clés :** développement financier, productivité agricole, ASS, ARDL, PMG, causalité.

**JEL classification :** E51, G21, Q10.

## Introduction

Un développement économique et social équilibré et durable s'appuie dans ses premières étapes sur une agriculture solide. Cela suppose l'injection de capitaux très importants qui implique une montée en puissance du financement de l'agriculture à travers le crédit agricole. Cependant, l'inadéquation entre l'offre et la demande de crédit agricole est l'une des raisons de la faiblesse de la productivité agricole en Afrique.

La productivité agricole met en relation la production et les intrants (Saxon, 1965), elle est définie comme le rapport entre la valeur de la production agricole totale et la valeur des intrants utilisés (Onwumere et al., 2012). Du point de vue macroéconomique, elle traduit l'augmentation de la contribution du secteur agricole au produit intérieur brut d'un pays (Idachaba, 1995). Malgré les différentes techniques de mesure consacrées à l'évaluation de la productivité agricole (valeur ajoutée agricole par travailleur, productivité totale des facteurs, rendements à l'hectare, etc.), celle-ci apparaît comme l'un des principaux déterminants d'une croissance agricole à long terme. Elle joue un rôle essentiel dans l'éradication de la pauvreté et demeure un moteur économique vital dans les pays développés et en développement (Christiaensen & Demery, 2007).

La plupart des économies des pays d'Afrique subsaharienne (ASS) sont basées sur l'agriculture qui représente environ 18,5% de leur produit intérieur brut (Banque Mondiale, 2020) occupant plus de 53% de la population totale (Banque Mondiale, 2019). L'agriculture présente une forte potentialité pour réduire la pauvreté, ce qui explique pourquoi l'augmentation de la productivité agricole reste une priorité essentielle (Mozumdar, 2012). En ASS, la productivité totale des facteurs agricoles a été généralement faible et volatile, avec un taux de croissance

annuel compris entre  $-5\%$  et  $+5\%$  pour les pays à revenu faible et intermédiaire (Mozumdar, 2012).

Dans un tel contexte, la finance agricole devrait permettre au secteur agricole de jouer un rôle moteur pour le développement économique. Cependant, l'accès à l'offre de finance rurale, qui intègre la finance agricole, est souvent perçue comme plus difficile que l'offre de finance urbaine. Miller (2004) considère deux types de contraintes dans la finance rurale : des contraintes de vulnérabilité (risques systémiques de marché et de crédit) et des contraintes opérationnelles (retours sur investissement et niveaux d'actifs très faibles). Hollinger (2012) indique que l'un des risques auxquels les institutions financières sont confrontées lorsqu'elles décident de financer l'agriculture est le phénomène d'asymétrie d'information développé par Akerlof (1970) qui peut exister entre le prêteur et l'emprunteur. Les informations détenues par le prêteur déterminant la faisabilité d'un investissement potentiel ou le contexte financier d'une exploitation agricole ne correspondent pas à celles de l'emprunteur.

Avant les années 1970, les politiques de crédit agricole sont mises en œuvre en s'inspirant des théories économiques keynésiennes. Le crédit était alors utilisé comme un levier nécessaire pour amorcer le « cercle vertueux » du développement. Le crédit public devait favoriser le changement technique, le financement de l'innovation et le développement de la production agricole. Cependant, les économistes néo-classiques ont remis en cause les politiques de crédit agricole basées sur les politiques keynésiennes. Ils soutiennent que l'intervention de l'État, qui contrôle les taux d'intérêt et les maintient à des niveaux artificiellement bas, et le soutien apporté par les banques publiques aux entreprises publiques défaillantes, limitent le fonctionnement et l'efficacité du système financier. Au début des années 80, les pays de l'ASS s'engagent dans une dynamique de libéralisation des marchés financiers qui s'est traduite par la restructuration et la réorganisation du secteur bancaire, l'introduction de nouvelles réglementations et l'émergence d'innovations institutionnelles dans le domaine du financement décentralisé. Ce paradigme est considéré comme un moyen de permettre un développement et une intégration plus efficace du marché financier. L'efficacité des marchés financiers garantit la disponibilité et la productivité des facteurs de production en général et améliore la productivité agricole.

Cette amélioration doit aussi s'accompagner par le développement et par la mise en place d'un système financier qui intègre les risques spécifiques du secteur agricole. Kpodar (2004) considère qu'un système financier se développe lorsqu'il se produit (a) une accumulation des actifs financiers, (b) une augmentation de la gamme des instruments financiers (autrement dit une diversification des actifs financiers et un accroissement de la diversité des institutions financières), (c) une amélioration de l'efficacité et de la concurrence dans le secteur financier, et (d) un accroissement de l'accès de la population aux services financiers. Le développement

financier peut donc favoriser l'accès des agriculteurs à revenus faibles aux financements pour acheter des intrants tels que des variétés à haut rendement, des semences, des engrais et des produits agrochimiques, qui augmentent la productivité agricole. Des services financiers abordables et accessibles sont nécessaires pour améliorer la productivité du secteur agricole. Il est alors nécessaire de s'intéresser aux interactions entre le développement du secteur financier et la productivité agricole en ASS.

La littérature sur la relation entre le développement financier et la productivité agricole donne des résultats mitigés. Certaines études montrent que le développement financier a un impact positif et significatif sur la productivité agricole (Ahmad et al., 2015 ; Narayanan, 2016). D'autres indiquent que le développement financier a un impact négatif sur la productivité agricole (Ikenna, 2012 ; Onoja, 2017). Certains travaux indiquent une causalité bidirectionnelle entre développement financier et la productivité agricole (Chi et al., 2020 ; Tamga, 2017), alors que d'autres révèlent une causalité unidirectionnelle (Osuji & Chigbu, 2012). Une relation en forme de U inversé entre ces deux variables a été établie dans quelques travaux (Ali et al., 2021 ; Zakaria et al., 2019).

La divergence des résultats nous conduit à demander quelle est la nature du lien entre le développement financier et la productivité agricole en Afrique subsaharienne en général et dans les zones d'intégration économique<sup>3</sup> ?

Cet article analyse l'impact du développement financier sur la productivité agricole en ASS, il apporte deux principales contributions : d'abord, il enrichit la littérature sur la productivité agricole en montrant l'importance du développement financier en ASS. Ensuite, il permet de considérer l'évolution lente des mécanismes financiers à l'aide des données de panel dynamiques. Ainsi, la méthodologie s'appuie sur le modèle ARDL, qui permet de prendre en compte les dynamiques de court terme et de long terme, et le test de causalité en panel.

Au regard des enjeux et de l'importance du secteur agricole, l'objectif principal de cet article est d'évaluer l'effet du développement financier sur la productivité agricole et la nature de leur causalité en ASS. Pour atteindre cet objectif, l'architecture de ce papier repose sur cinq sections. La première section passe en revue les liens théoriques et empiriques entre le développement financier et la productivité agricole. La deuxième section présente l'approche méthodologique et la troisième est consacrée à l'interprétation des résultats. La quatrième section illustre la conclusion et les recommandations de politiques économiques. Les références bibliographiques sont présentées dans la dernière section.

---

<sup>3</sup> Les différentes zones d'intégration en ASS sont l'UEMOA, la SADC, et la CEMAC.

## 1. Liens entre développement financier et productivité agricole

Les liens théoriques et empiriques entre développement financier et productivité agricole sont analysés dans cette section.

### 1.1. Revue théorique

Le développement financier permet aux agriculteurs d'investir et d'adopter de nouvelles inventions technologiques dans le secteur agricole, ce qui contribue à accroître la productivité agricole. Le développement financier fournit un accès des agriculteurs aux sources de financement pour acheter des intrants tels que des variétés à haut rendement, des semences, des engrais et des produits agrochimiques qui augmentent la productivité agricole. Il implique un accès des agriculteurs aux instruments de couverture contre la volatilité des prix du marché et les calamités naturelles. Ainsi, des services financiers abordables et accessibles sont nécessaires pour améliorer la productivité du secteur agricole.

Le rôle important du développement financier dans l'augmentation de la productivité a été bien documenté et largement discuté dans la littérature (Bencivenga & Smith, 1991 ; Goldsmith, 1969 ; Greenwood & Jovanovic, 1990 ; McKinnon, 1973 ; Shaw, 1973). Selon Goldsmith (1969), le développement financier peut contribuer à la croissance de la productivité totale des facteurs en augmentant la productivité marginale du capital. Pour McKinnon (1973) et Shaw (1973), la croissance de la productivité passe par l'amélioration de l'efficacité de l'allocation du capital de manière à augmenter le taux d'épargne global et le niveau d'investissement.

L'émergence de la littérature sur la croissance endogène, dont Romer (1986) a été le pionnier, apporte un éclairage important et un nouveau fondement théorique à l'analyse de la relation entre le développement financier et la productivité. Dans cette analyse, le progrès technologique endogène, par le biais de la R&D, ainsi que ses externalités positives sur la productivité globale, peuvent entraîner des rendements non décroissants du capital. La théorie de croissance endogène renforce le rôle de l'intermédiation financière dans l'augmentation de la productivité. Greenwood et Jovanovic (1990) montrent que les intermédiaires financiers améliorent la productivité en augmentant l'efficacité de l'investissement par l'allocation des fonds aux projets ayant les rendements attendus les plus élevés. De même, Bencivenga et Smith (1991) affirment qu'en améliorant la liquidité et en atténuant le risque idiosyncratique par la diversification des risques, le développement des intermédiaires financiers améliore l'efficacité de l'allocation des fonds, et contribue ainsi fortement à la croissance de la productivité.

## 1.2. La théorie empirique

La littérature empirique sur l'effet du développement financier sur la productivité agricole donne des résultats mitigés. Certains travaux ont montré que le développement financier a un effet positif sur la productivité agricole. Ainsi, Ahmad et alii (2015) ont constaté que la diversification de l'offre de services financiers impacte positivement la productivité agricole au Pakistan. Alors que Narayanan (2016) a révélé que le développement financier, par une augmentation du crédit agricole, permet d'augmenter la productivité agricole. Osabohien et alii (2020) ont confirmé que le développement financier a un impact positif significatif sur les performances agricoles à long et à court terme. Des études ont affirmé que les crédits agricoles impactent positivement sur la productivité agricole (Anh et al., 2020 ; Seven & Tumen, 2020). Au Vietnam, Anh et alii (2020) ont établi un impact positif à court et à long terme du crédit agricole sur la production agricole. Un résultat identique est trouvé par Seven et Tumen (2020) qui ont mis en évidence un impact positif des crédits agricoles sur la productivité agricole dans les pays développés et en développement de même que Ogbuabor et Nwosu (2017), mais cet impact est assez négligeable à court terme au Nigeria.

Cependant, d'autres recherches ont attesté que l'effet du développement financier peut être insignifiant ou négatif. Onoja (2017) a prouvé que le développement du secteur financier a un effet statistiquement insignifiant sur la productivité agricole pour certains pays en développement. Alors que Chisasa et Makina (2013) ont suggéré qu'à court terme, le crédit bancaire a un impact négatif sur la production agricole reflétant les incertitudes du crédit institutionnel en Afrique du Sud.

Certains travaux se sont intéressés à la relation de causalité entre le développement financier et la productivité agricole. Ainsi, Chandio et alii (2020) ont décelé l'existence d'une relation à long terme entre le développement financier et la production agricole. Une telle relation positive entre le crédit des banques commerciales et la productivité agricole est notée au Nigeria par Agunuwa et alii (2015). Lawal et alii (2019), quant à eux, ont révélé une relation non significative entre les crédits des banques commerciales et la production agricole. Par ailleurs, une relation de causalité bidirectionnelle entre le crédit et la productivité agricole est trouvée par Tamga (2017) et Chi et alii (2020). Alors que Osuji et Chigbu (2012) et Anh et alii (2020) ont dévoilé une causalité unidirectionnelle entre le crédit bancaire et la productivité agricole. Cependant, Orji et alii (2020) n'ont pas trouvé de lien de causalité entre le financement agricole et la production agricole.

Zakaria et alii (2019) ont rapporté que le développement financier a un effet en forme de U inversé sur la productivité agricole en Asie du Sud. Ce résultat implique que la productivité agricole augmente d'abord avec l'augmentation du développement financier, ensuite diminue lorsque le développement financier augmente. Ali et alii (2021) ont trouvé un résultat identique en mettant en exergue un lien en forme

**Tableau 1. Quelques études sur le développement financier et la productivité agricole**

Études	Echantillons	Période	Méthodes	Résultats
Osuji et Chigbu (2012)	Nigeria	1960–2008	causalité de Granger ECM	existence d'une causalité unidirectionnelle entre le crédit bancaire et la productivité agricole
Chisasa et Makina (2013)	Afrique du Sud	1970–2009	MCO	le crédit bancaire a un impact négatif sur la production agricole à court terme
Ahmad et alii (2015)	données d'enquêtes sur 160 ménages au Pakistan	2013	analyse de régression	la diversification de l'offre de services financiers impacte positivement la productivité agricole
Narayanan (2016)	Inde	1995–1996 à 2011–2012	SURE	le développement financier par une augmentation du crédit agricole permet d'augmenter la productivité agricole
Ogbuabor et Nwosu (2017)	Nigeria	1981–2014	ECM	le crédit agricole des banques de dépôt a un impact positif et significatif sur la productivité agricole à long terme, mais cet impact est assez négligeable à court terme
Onoja (2017)	115 pays	1991–2013	données panel a effets fixes	le développement du secteur financier a un effet positif sur la productivité agricole, mais cet effet s'est avéré statistiquement insignifiant
Tamga (2017)	Cameroun	1965–2014	causalité de Granger ECM	existence d'une relation bidirectionnelle entre le développement du secteur bancaire et le développement agricole
Lawal et alii (2019)	Nigeria	1981–2017	ARDL	existence d'une relation positive mais non significative entre les crédits des banques commerciales et la production agricole
Zakaria et alii (2019)	Asie du Sud	1990–2018	FMOLS	le développement financier a un effet en forme de U inversé sur la productivité agricole
Chandio et alii 2020	Chine	1989–2016	ARDL FMOLS	existence d'une relation à long terme entre le développement financier et la production agricole
Osabohien et alii 2020	4210 ménages au Nigeria	2012/2013	the propensity score matching	le développement financier a un impact positif significatif sur les performances agricoles à long et à court terme
Seven et Tumen (2020)	104 pays développés et en développement	1991–2014	variables instrumentales	les crédits agricoles ont un impact positif sur la productivité agricole

Études	Echantillons	Période	Méthodes	Résultats
Chi et alii (2020)	Pays de la CEMAC	1990–2018	VECM ARDL	le secteur bancaire et la productivité agricole sont liés à long terme existence d'une causalité bidirectionnelle entre le crédit intérieur au secteur privé et la productivité agricole
Anh et alii (2020)	Vietnam	2004–2016	ARDL	existence d'une causalité unidirectionnelle allant du crédit agricole à la production agricole
Orji et alii (2020)	Nigeria		causalité de Granger	inexistence de lien de causalité entre le financement agricole et la production agricole
Ali et alii (2021)	ASACR	1996–2019	CS-ARDL	un lien en forme de U inversé entre le développement financier et la productivité agricole

Source : Élaboration propre.

de U inversé entre le développement financier et la productivité agricole dans les pays l'Association sud-asiatique pour la coopération régionale (ASACR) (tableau 1).

## 2. Approche méthodologique

### 2.1. Modèle théorique

Généralement, l'analyse de la productivité utilise la fonction de production Cobb-Douglas traditionnelle avec deux facteurs et avec l'hypothèse de rendements d'échelle constants. Cependant, plus de facteurs de production peuvent être inclus dans la fonction de production (Echevarria, 1998). La fonction de production Cobb-Douglas peut s'écrire sous la forme :

$$Y_{it} = AK_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} e^{\varepsilon_{it}} \quad (1)$$

où  $Y$  est la productivité agricole,  $K$  représente le capital et  $L$  représente le travail. Les paramètres  $\alpha$  et  $\beta$  sont respectivement les coefficients d'élasticité du capital et du travail sur la productivité agricole et ils sont compris entre 0 et 1,  $0 < \alpha < 1$  et  $0 < \beta < 1$ . Les pays sont désignés par l'indice  $i$  ( $i = 1, \dots, N$ ), l'indice  $t$  désigne la période,  $e$  est la base du logarithme népérien et  $\varepsilon$  est le terme d'erreur aléatoire.

Etant un déterminant important de la productivité agricole, le développement financier est incorporé dans le modèle. L'équation (1) devient :

$$Y_{it} = AK_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} F_{it}^{\gamma} e^{\varepsilon_{it}} \quad (2)$$

Avec  $0 < \gamma < 1$  est l'élasticité du développement financier sur la productivité agricole.

## 2.2. Modèle empirique

Après avoir pris le logarithme népérien, l'équation (2) devient :

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \alpha \ln k_{it} + \beta \ln l_{it} + \gamma \ln f_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Outre le développement financier, d'autres facteurs économiques affectent également la productivité agricole, notamment l'ouverture commerciale, le revenu par tête, les terres arables, et l'emploi dans l'agriculture. Le modèle conceptuel d'analyse s'écrit alors de la manière suivante :

$$\begin{aligned} \ln PROD_{it} = & \beta_0 + \gamma \ln DF_{it} + \beta_1 \ln CAP_{it} + \beta_2 \ln MO_{it} + \beta_3 \ln OC_{it} + \\ & + \beta_4 \ln REV_{it} + \beta_5 \ln TARA_{it} + \eta_t + \nu_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

où *Prod* est la productivité agricole, *DF* est le développement financier, *CAP* est le capital physique, *MO* représente la main d'oeuvre, *OC* est l'ouverture commerciale, *REV* est le revenu par tête, *TERA<sub>it</sub>* représentent les terres arables, *ln* représente le logarithme népérien,  $\beta_i$  sont les coefficients des variables à estimer.  $\eta_t$  désigne les effets spécifiques temporels ;  $\nu_i$  désigne les effets spécifiques au pays et  $\varepsilon_{it}$  représente le terme d'erreur aléatoire.

Toutes les variables sont exprimées en logarithmes naturels et, par conséquent, les coefficients estimés peuvent être interprétés comme des élasticités. Une distinction peut être faite entre les modèles à coefficients de pente homogènes et les modèles à coefficients de pente hétérogènes. Si l'hypothèse de coefficients de pente homogènes est faite, ces modèles peuvent être estimés à l'aide de techniques de régression de panel standard telles que les OLS regroupés (POLS) et divers effets fixes (FE) ou les spécifications de la GMM. Les modèles avec des coefficients de pente hétérogènes peuvent être estimés à l'aide d'estimateurs de groupe moyen (MG) (Pesaran, 1997 ; Pesaran & Smith, 1995) ou de variantes d'estimateurs de groupe moyen. L'estimation de modèles de panel avec des coefficients de pente hétérogènes est actuellement un domaine actif de l'économétrie (Coakley et al., 2006 ; Eberhardt & Teal, 2011).

La relation entre les différentes variables du modèle peut être spécifiée sous la forme d'un modèle de données de panel dynamique :

$$\begin{aligned} \ln PROD_{it} = & \alpha_{1i} \ln PROD_{it-1} + \gamma_{1i} DF_{it} + \gamma_{2i} DF_{it-1} + \beta_{1i} \ln CAP_{it} + \beta_{2i} \ln CAP_{it-1} + \\ & + \beta_{3i} \ln MO_{it} + \beta_{4i} \ln MO_{it-1} + \beta_{5i} \ln OC_{it} + \beta_{6i} \ln OC_{it-1} + \beta_{7i} \ln REV_{it} + \\ & + \beta_{8i} \ln REV_{it-1} + \beta_{9i} \ln TARA_{it} + \beta_{10i} \ln TARA_{it-1} + \eta_t + \nu_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

L'équation (5) est un exemple de modèle autorégressif à retards échelonnés ou distribués (ARDL) d'ordre un pour chaque variable. Les modèles dynamiques

sont avantageux par rapport aux modèles statiques car les modèles dynamiques facilitent le calcul des élasticités à court et à long terme. Les modèles ARDL peuvent également être estimés en supposant des coefficients de pente homogènes ou des coefficients de pente hétérogènes.

### 2.3. Sources et description des données

Les données proviennent de World Development Indicators (World Bank, 2021) et de la FAO (2021) sur la période 1990–2020 (tableau 2).

**Tableau 2. Définitions des variables**

Variables	Définitions des variables
Productivité agricole	valeur ajoutée agricole par travailleur
Développement financier	crédit privé qui représente la valeur des crédits des banques au secteur privé divisée par le PIB, la mesure la plus appropriée du développement financier parmi les variables utilisées dans la littérature (Beck et al., 2000 ; Khan & Senhadji, 2003)
Capital physique	formation brute de capital fixe en pourcentage du PIB
Main d'œuvre	nombre total de travailleurs employés dans l'agriculture
Revenu par tête	le PIB par tête
Terres arables	superficie en kilomètres carrés
Ouverture commerciale	somme des importations et des exportations (en % du PIB)

Source : Élaboration propre.

Le résumé des statistiques de notre échantillon est consigné dans le tableau 3. Ces statistiques descriptives montrent qu'en moyenne, la valeur ajoutée agricole par travailleur est de 7,21% alors que le crédit privé représente 2,71% du PIB en ASS.

**Tableau 3. Statistiques descriptives des variables en logarithme**

		PROD	DF	REV	CAP	TARA	MO	OC
UEMOA	moyenne	7,007	2,658	6,647	5,651	2,648	1,373	3,982
	Écart-type	0,574	0,524	0,415	0,459	0,713	0,448	0,301
CEMAC	moyenne	7,283	2,244	8,086	5,927	1,052	0,420	4,341
	Écart-type	0,760	0,492	0,863	0,253	1,066	1,205	0,426
SADC	moyenne	7,573	3,311	7,807	5,762	2,151	1,090	4,161
	Écart-type	1,469	1,132	1,618	0,400	1,225	1,599	0,439
ASS	moyenne	7,214	2,711	7,159	5,632	2,428	1,220	4,051
	Écart-type	1,072	0,929	1,240	0,474	1,112	1,297	0,414

Note : PROD, DF, REV, CAP, TARA, MO, OC représentent respectivement la productivité agricole, le développement financier, le revenu par tête, le capital physique, la main d'œuvre et l'ouverture commerciale.

Source : Calcul de l'auteurs.

Notons que le capital physique a la plus grande variabilité (1,58%) et l'ouverture commerciale la plus petite (0,41%), tandis que celles de la productivité agricole et du développement financier sont de 1,07% et 0,92% respectivement. La SADC a la productivité agricole la plus élevée (7%) alors que l'UEMOA a la plus faible. La SADC a un niveau de développement financier plus élevé alors que la CEMAC a le niveau le plus faible. Sur la base du revenu par tête, les pays de la CEMAC ont le PIB par habitant le plus élevé alors que les pays de l'UEMOA sont les pays les plus pauvres. Cette remarque est valable en ce qui concerne le capital physique. Les pays de l'UEMOA disposent plus de terres arables que la CEMAC et la SADC. Les pays de la CEMAC sont plus ouverts que ceux de l'UEMOA et de la SADC.

## 2.4. Techniques d'estimation

Quand on examine les relations dans un modèle de données de panel, une étape importante est de tester la dépendance transversale et l'homogénéité des coefficients de la pente.

### 2.4.1. Test d'homogénéité et de dépendance en coupe transversale

L'homogénéité des coefficients a un effet sur les directions et les structures des tests de racine unitaire et de cointégration. Ainsi, Pesaran et Yamagata (2008) proposent un test sur le caractère homogène ou non des coefficients de pente. Les statistiques de test Delta et Delta ajusté sont définies dans les équations suivantes :

$$\tilde{\Delta} = \sqrt{N} \left( \frac{N^{-1}\tilde{S} - k}{\sqrt{2k}} \right) \quad (6)$$

$$\tilde{\Delta}_{adj} = \sqrt{N} \left( \frac{N^{-1}\tilde{S} - E(\tilde{z}_{iT})}{\sqrt{Var(\tilde{z}_{iT})}} \right) \quad (7)$$

$$\text{où} \quad E(\tilde{z}_{iT}) = k, \quad Var(\tilde{z}_{iT}) = \frac{2k(T-k-1)}{T+1} \quad (8)$$

où  $N$  dans les équations (6) et (7) est la taille des individus considérés du panel et  $S$  indique la statistique du test de Swamy, et  $k$  indique le nombre de variables indépendantes. Pour tester l'homogénéité de la pente, Pesaran et Yamagata (2008) suivent des tests delta ( $\Delta$ ). L'hypothèse nulle d'homogénéité des pentes ( $H_0 : \beta_i = \beta$  pour tout  $i$ ) est testée par rapport à l'hypothèse alternative d'hétérogénéité des pentes ( $H_1 : \beta_i \neq \beta$  pour au moins un  $i$ ).

Il est important de connaître les dépendances transversales entre les séries qui se sont avérées hétérogènes avec le test delta. La dépendance transversale indique qu'un

choc dans une unité transversale affecte les autres unités transversales. Pour tester la dépendance transversale, le test de Pesaran et alii (2008) est utilisé. L'hypothèse nulle indique qu'il existe une indépendance transversale entre les séries, tandis que l'hypothèse alternative montre qu'il existe une dépendance transversale.

La statistique de test de LM ajustée est calculée comme suit (Pesaran et al., 2008) :

$$LM_{adj} = \sqrt{\frac{2}{n(n-1)}} \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \frac{(T-k)\hat{\rho}_{it}^2 - \mu_{Tij}}{v_{Tij}} \quad (9)$$

Sous l'hypothèse nulle, cette statistique est asymptotiquement distribuée selon une normale standard  $N(0,1)$ .

#### 2.4.2. Test de racine unitaire en panel

Pesaran (2007) produit un test de racine unitaire en panel qui tient compte de la dépendance en coupe transversale des observations et de l'hétérogénéité des coefficients de pente. Ainsi, le test de Dickey Fuller Augmenté en coupe transversale (CADF) de Pesaran (2007) utilise le modèle de régression de panel dans l'équation (10) et la stationnarité des variables est étudiée à l'aide des statistiques  $t$  du coefficient  $\hat{b}_i$  :

$$\Delta y_{it} = a_i + b_i y_{i,t-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + d_i \bar{\Delta y}_t + e_{it} \quad (10)$$

Pesaran (2007) calcule également la statistique IPS augmentée en coupe transversale (CIPS) par la moyenne des statistiques individuelles de test CADF pour l'ensemble du panel. La statistique CIPS est la suivante :

$$CIPS(N, T) = t\text{-bar} = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_i(N, T) \quad (11)$$

où  $t_i(N, T)$  est la statistique CADF pour la  $i$ ème unité de coupe transversale (Pesaran, 2007).

L'hypothèse nulle du test indique que chaque coupe transversale du panel n'est pas stationnaire. Le test CIPS a une distribution asymptotiquement standard et les valeurs critiques du test ont été tabulées par Pesaran (2006) à l'aide de la simulation Monte Carlo.

#### 2.4.3. Test de cointégration en panel

Pour trouver la cointégration entre les variables, le test de cointégration en panel de Westerlund (2007) avec bootstrap est appliqué. Ce test peut être utilisé aussi bien dans les cas de dépendance transversale que dans les cas d'indépendance. Ils permettent également une hétérogénéité entre les unités composant le panel.

Westerlund (2007) considère que le test de correction d'erreur suppose le processus de génération de données suivant :

$$\Delta y_{it} = \delta' d_t + \alpha_i (y_{it-1} - \beta' x_{it-1}) + \sum_{j=1}^{P_i} \alpha_{ij} \Delta y_{it-j} + \sum_{j=-q_i}^{P_i} \gamma_{ij} \Delta x_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

où  $y_{it}$  représente la variable dépendante et  $x_{it}$  indique le vecteur de variables indépendantes.  $d_t$  contient les composantes déterministes. Lorsque  $d_t = 0$  il n'y a pas de terme déterministe,  $d_t = 1$ ,  $\Delta y_{it}$  a une constante, et finalement quand  $d_t = (1, t)'$ ,  $\Delta y_{it}$  a à la fois un terme constant et une tendance.

Le paramètre  $\alpha_i$  indique la vitesse d'ajustement à l'équilibre  $y_{it-1} - \beta' x_{it-1}$  après un choc. Dans le cas  $\alpha_i < 0$ , cela implique une correction d'erreur dans le modèle qui indique qu'il existe une cointégration entre  $y_{it}$  et  $x_{it}$ . Dans le cas  $\alpha_i = 0$ , cela indique l'absence de cointégration. Ainsi, l'hypothèse nulle est l'absence de cointégration, c'est-à-dire  $H_0 : \alpha_i = 0$  pour tout  $i$ . Cependant, l'hypothèse alternative repose sur l'hypothèse d'homogénéité de  $\alpha$ . La première paire de tests, appelés tests de moyennes de groupe ( $G_\tau$  et  $G_\alpha$ ) ne supposent pas que les  $\alpha_i$  sont égaux, donc l'hypothèse alternative est  $H_1^G : \alpha_i < 0$  pour au moins un  $i$ . La deuxième paire de tests, appelés tests de panel ( $P_\tau$  et  $P_\alpha$ ), nécessite que les  $\alpha_i$  soient égaux pour tout  $i$ . Dans ce cas, l'hypothèse alternative est  $H_1^P : \alpha_i = \alpha < 0$  pour tout  $i$ .

#### 2.4.4. Techniques d'estimation

Après avoir déterminé l'existence de la relation de cointégration, il convient alors de l'estimer de manière efficace en se basant sur la méthode ARDL. La spécification ARDL présente deux avantages majeurs, elle permet, d'une part, d'estimer conjointement les paramètres de court terme et de long terme et, d'autre part, d'introduire dans le modèle des variables pouvant être intégrées de différents ordres soit  $I(0)$  et  $I(1)$ , ou cointégrées. Formellement, le modèle ARDL ( $p, q_1, q_2, \dots, q_k$ ) suivant est considéré.

$$y_{it} = \sum_{j=1}^p \varphi_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta_{ij} X_{i,t-j} + \mu_i + e_{it} \quad (13)$$

où  $Y_{it}$  représente la variable dépendante,  $X_{it}$  le vecteur de l'ensemble des variables explicatives. En cas de cointégration des variables, le terme  $e_{it}$  est stationnaire. En paramétrant l'équation (13), on obtient un modèle à correcteur d'erreur dont l'équation est la suivante :

$$\Delta y_{it} = \varnothing_i (y_{i,t-1} - \theta_i' X_{it}) + p \sum_{j=1}^p \varphi_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta_{ij} \Delta X_{i,t-j} + \mu_i + e_{it} \quad (14)$$

où  $\varnothing_i$  est la vitesse d'ajustement et  $\theta_i$  est le vecteur des coefficients de long terme, est l'opérateur de variation entre deux dates. Pour valider l'hypothèse de cointégration,

il faudrait que  $\varnothing_i$  soit négatif et significatif. On peut alors conclure qu'il existe une relation de long terme entre la variable indépendante et les variables explicatives.

Les modèles ARDL peuvent être estimés en utilisant les estimateurs PMG (Pooled Mean Group), MG (Mean Group) et DFE (Dynamic Fixed-Effect). Ces modèles autorisent l'hétérogénéité dans la dynamique d'ajustement des variables vers la relation de long terme. L'estimateur PMG présente un avantage dans le traitement des panels dynamiques pour lesquels le nombre d'observations temporelles  $T$  est plus important que celui des individus  $N$  (Pesaran et al., 1999). Il est conçu sur l'hypothèse que la constante du modèle de même que les coefficients de court terme et les variances des erreurs peuvent différer selon les individus, les coefficients de long terme étant cependant contraints d'être identiques à tous les pays. Cet estimateur peut être vu comme une procédure intermédiaire entre les estimateurs MG et DFE. L'estimateur MG est obtenu en estimant indépendamment  $N$  régressions et ensuite en faisant la moyenne des coefficients obtenus. Pesaran et Smith (1995) montrent que l'estimateur MG est un estimateur convergent de la moyenne des paramètres. Mais, il ne prend pas en compte la dimension panel des données et du fait que certains coefficients peuvent être les mêmes pour certains groupes d'individus. Par contre, l'estimateur DFE s'obtient en empilant toutes les données et en imposant une homogénéité de tous les coefficients, à l'exception de la constante.

Si l'hypothèse de similitude des coefficients à long terme est acceptée, l'estimateur PMG augmente la précision des estimations par rapport à l'estimateur MG. Toutefois, l'hypothèse d'homogénéité des coefficients à long terme ne peut pas être admise a priori. Pour tester sa pertinence, on procède au test statistique de Hausman pour déterminer lequel de ces estimateurs est le plus efficace dans l'estimation des données. Si les coefficients de long terme sont identiques d'un pays à l'autre, les estimations PMG seront consistantes et efficaces tandis que les estimations MG seront consistantes mais non efficaces. Cependant, si les restrictions de long terme sont imposées à mauvaise escient, les estimations PMG ne sont pas consistantes tandis que les estimations MG fourniront des estimations consistantes de la moyenne des coefficients de long terme parmi les pays.

#### **2.4.5. Analyse de la causalité en données de panel**

Pour étudier la causalité entre les variables, le test de non-causalité de Granger pour les modèles de données de panel hétérogènes proposés par Dumitrescu et Hurlin (2012), est appliqué. Le choix de ce test est justifié par trois raisons principales : (a) ce test est performant pour des échantillons de faible dimension temporelle ; (b) il permet aussi de prendre en compte l'hétérogénéité des pays de notre base de données en intégrant des coefficients fixes et également le délai d'ajustement, (c) ce test permet de concilier l'amélioration des propriétés des statistiques de tests dans une logique de données de panel avec un échantillon de faible dimension temporelle, et la prise en compte de l'hétérogénéité de la relation de causalité.

Les tests de non-causalité à la Granger, dans le cadre de modèles de panel dynamiques hétérogènes, ont pour finalité d'étudier une éventuelle causalité bidirectionnelle entre les variables. On teste l'hypothèse de non-causalité homogène d'une variable  $x$  vers une variable  $y$  dans un système bivarié. Sous l'hypothèse nulle, on suppose qu'il n'existe aucune relation de causalité au sens de Granger de  $x$  vers  $y$  pour les  $N$  individus de l'échantillon. L'hypothèse alternative, quant à elle, n'implique pas nécessairement une relation de causalité pour tous les individus du panel. Deux sous-groupes d'individus peuvent coexister : un premier sous-groupe d'individus pour lesquels il existe une relation de causalité de  $x$  vers  $y$  et un second sous-groupe d'individus pour lesquels il n'existe pas de relation de causalité. En considérant deux variables stationnaires,  $x$  et  $y$ , pour chaque pays  $i$  et chaque période  $t$ , la causalité bivariée peut s'exprimer de la manière suivante :

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \gamma_{ik} y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \beta_{ik} x_{i,t-k} + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

$k$  représente l'ordre des retards,  $\alpha_i$  représente les effets fixes individuels,  $\gamma_{ik}$  et  $\beta_{ik}$  sont des paramètres fixes qui peuvent différer selon les individus. On peut en déduire l'hypothèse nulle et l'hypothèse alternative :

$H_0$  : Il n'existe aucune causalité de  $x$  vers  $y$  pour tous les individus de l'échantillon.

$$H_0 = \beta_i = 0 \quad \forall_i = 1, \dots, N$$

$H_1$  : Deux ensembles d'individus coexistent : un ensemble pour lesquels il n'y a pas de causalité de  $x$  vers  $y$  et un ensemble d'individus pour lesquels il existe une relation de causalité.

$$H_1 = \beta_i = 0 \quad \forall_i = 1, \dots, N_1 \\ \beta_i \neq 0 \quad \forall_i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N$$

Finalement, si l'on rejette l'hypothèse nulle, il existe au moins un individu du panel pour lequel la variable  $x$  cause la variable  $y$ . L'interprétation des résultats passe par une statistique de test fondée sur la moyenne des statistiques de Wald individuelles associées au test de l'hypothèse de non-causalité. Dumitrescu et Hurlin (2012) proposent deux statistiques normalisées :  $W$ -Stat basée sur les moments de la distribution asymptotique des statistiques individuelles, et  $Zbar$ -Stat basée sur une approximation des moments de la distribution d'un échantillon de taille fixe. Lorsque la statistique de Wald est supérieure aux valeurs critiques, alors l'hypothèse nulle d'absence de causalité peut être rejetée.

### 3. Interprétations des résultats

Cette section présente d'abord les résultats des différents tests, des estimations et leurs discussions et des tests de robustesse.

### 3.1. Résultats des tests d'homogénéité et de dépendance en coupe transversale

Les résultats du test d'homogénéité (tableau 4) rejettent l'hypothèse nulle de l'homogénéité de la pente. Les résultats du test de LM ajusté de Pesaran et alii (2008), présentés dans le tableau 4 montrent que l'hypothèse nulle d'absence de dépendance transversale est rejetée au seuil de significativité de 1%. Il y a une forte présence de dépendance transversale pour les pays de l'échantillon considéré. Ce résultat implique qu'un choc survenant dans un pays de l'ASS peut être transmis aux autres pays de la zone.

**Tableau 4. Résultats des tests d'homogénéité et de dépendance transversale**

Tests	Statistiques	<i>p</i> -value
Test d'homogénéité		
Delta	24,257	0,000
Delta ajusté	28,161	0,000
Test de dépendance en coupe transversale		
Breusch-Pagan LM	456,1	0,000
Pesaran scaled LM	5,155	0,000
Pesaran CD	2,51	0,011

Source : Calcul de l'auteur.

### 3.2. Résultats du test de racine unitaire en panel de Pesaran

Dans le tableau 4, les tests CD indiquent que chaque série présente une dépendance transversale. Par conséquent, le test CIPS ( $Z(t\text{-bar})$ ) de Pesaran (2007) pour les

**Tableau 5. Résultats du test de racine unitaire de Pesaran (2007)**

Variables	Niveau	Différence première	Conclusion
	constante et tendance	constante et tendance	
Productivité agricole	-2,747**		I(0)
Développement financier	-2,887***		I(0)
Revenu par tête	-1,911	-4,654***	I(1)
Capital physique	-3,038***		I(0)
Main d'œuvre	-2,812***		I(0)
Ouverture commerciale	-2,794***		I(0)
Terres arables	-2,141	-4,765***	I(1)

Note : (\*\*\*), (\*\*), et (\*) montrent la stationnarité au seuil de significativité de 1%, 5% et 10% respectivement. Les valeurs critiques pour le modèle avec constante et tendance pour 10%, 5% et 1% sont respectivement : -2,58%, -2,65%, -2,78%.

Source : Calcul de l'auteur.

racines unitaires a été calculé. Il s'agit d'un test de racine unitaire qui tient compte de la dépendance transversale. Ces tests ont été effectués avec une constante et une tendance. Les tests CIPS indiquent que les variables productivité agricole, développement financier, capital physique, main d'œuvre, et ouverture commerciale sont stationnaires en niveau alors que les variables, revenu par tête et terres arables sont stationnaires en différence première (tableau 5). Puisque, dans l'échantillon, les séries n'ont pas le même ordre d'intégration, dans ce qui suit, les tests de cointégration sont utilisés pour tester s'il existe une relation de long terme entre les séries.

### 3.3. Résultats du test de cointégration de Westerlund

Les séries prises en considération présentent une dépendance transversale, ce qui suggère d'utiliser des tests de cointégration en panel de seconde génération qui la prennent en compte. Ainsi le test de cointégration en panel de Westerlund (2007) avec bootstrap est utilisé. Les valeurs de  $p$  données dans le tableau 6 ont été calculées à l'aide d'une méthode de bootstrapping et sont robustes lorsqu'il y a présence de dépendance transversale dans les séries. Les résultats montrent que, selon la méthode bootstrap, les statistiques moyennes de groupe ( $G_\alpha$  et  $G_\tau$ ) et la statistique de panel ( $P_\tau$ ) sont significatives. Selon la distribution standard asymptotique, la statistique moyenne de groupe ( $G_\tau$ ) et la statistique de panel ( $P_\tau$ ) sont significatives. Dans l'ensemble, l'hypothèse nulle d'absence de cointégration est rejetée à la fois dans la distribution standard asymptotique et dans la méthode bootstrap. Les résultats suggèrent qu'il existe une relation de cointégration entre les séries et qu'elles devraient évoluer ensemble à long terme.

**Tableau 6. Résultats des tests de cointégration**

	Valeur du test	z-value	p-value	p-value robustes
$G_\tau$	-2,978	-3,914	0,000***	0,000***
$G_\alpha$	-11,921	0,069	0,528	0,080*
$P_\tau$	-13,657	-3,065	0,001***	0,040***
$P_\alpha$	-9,980	-0,888	0,187	0,180

Note : Les tests sont effectués avec une constante et une tendance.  
 (\*\*\*), (\*\*) et (\*) Statistiquement significatif au seuil de 1% et 10%.

Source : Calcul de l'auteur.

### 3.4. Résultats et discussions des estimations du modèle ARDL

Les résultats des estimations du modèle ARDL, avec l'estimateur PMG, sont présentés dans le tableau 7. En effet, les résultats du test de Hausman confirment que le postulat d'homogénéité des coefficients de long terme ne peut pas être

rejeté<sup>4</sup>. Les estimations PMG sont donc plus consistantes et plus efficaces que les estimations MG et DFE. Ainsi, l'interprétation des résultats sera basée uniquement sur les estimations PMG. Les résultats montrent qu'à long terme, les variables explicatives agissent sur la productivité agricole en Afrique subsaharienne sur la période 1990–2020. Par conséquent, le développement financier, le revenu par tête, le capital physique, la main d'œuvre, et les terres arables sont des déterminants significatifs de la productivité agricole sauf l'ouverture commerciale. À court terme, le coefficient estimé du terme de correction d'erreur est négatif et inférieur à 1 en valeur absolue et statistiquement significatif. Cela indique que le système est dynamiquement stable et converge vers un équilibre à long terme en ASS et dans les sous-zones UEMOA et SADC. Cependant, dans la sous-zone CEMAC, le système dynamique est instable et ne converge pas vers un équilibre à long terme. Par conséquent, ce sont uniquement les résultats de l'UEMAO et de la SADC qui seront interprétés.

Le coefficient estimé de la variable développement financier est positif et statistiquement significatif à long terme (0,04%), mais négatif et statistiquement significatif à court terme (-0,06) au seuil de 1%. Ce résultat suggère que le développement financier n'impacte pas sur la productivité agricole à court terme. Cela peut s'expliquer par le fait que le secteur financier en ASS n'est toujours pas en mesure de fournir les services financiers nécessaires, en particulier aux agriculteurs ruraux pour plusieurs raisons : premièrement, la demande de facilitation des dépôts est faible en raison de l'instabilité macroéconomique ou des lacunes dans la réglementation et la supervision des institutions financières. Deuxièmement, l'absence d'un système juridique solide dans la région empêche les prêteurs d'obtenir le remboursement de leurs prêts. Troisièmement, l'insuffisance des infrastructures qui pèse sur les coûts de transaction, les problèmes de covariance dus aux risques climatiques, aux risques de prix et de marché, mais aussi le faible niveau d'éducation des agriculteurs, ainsi que le problème des garanties sont autant d'obstacles auxquels les institutions financières doivent faire face. Cependant, à long terme, si ces contraintes sont levées, le développement financier peut effectivement contribuer à l'amélioration de la productivité agricole. Ce résultat est conforme à ceux de Narayanan (2016) et Chisasa et Makina (2013).

Le coefficient estimé du revenu par tête est positif et statistiquement significatif au seuil de 1% à court terme (0,76%) et à long terme (0,37%). Ce résultat implique que l'augmentation du revenu par tête entraîne une hausse de la productivité agricole. Un revenu plus élevé permet aux agriculteurs d'acheter plus d'intrants agricoles comme des semences améliorées, des engrais et des pesticides. Ces intrants améliorent la productivité. Le coefficient estimé du capital physique a un

---

<sup>4</sup> Les estimations PMG, MG et DFE ainsi que les résultats des tests de Hausman sont présentés en annexes.

effet positif et statistiquement significatif sur la productivité agricole au seuil de 1% à long terme (0,23%). La fourniture d'infrastructures au secteur agricole contribue à l'augmentation de la productivité agricole. Ce résultat est conforme à celui de Zakaria et alii (2019). La formation soutenue de capital joue un rôle crucial dans la stimulation de la productivité agricole dans les pays d'ASS. Le coefficient estimé des terres arables a un effet positif et statistiquement significatif sur la productivité agricole au seuil de 1% à long terme (0,21%). Ce résultat confirme les travaux de Ahmad et alii (2015) et Narayanan (2016). Une hausse de la disponibilité des ressources foncières destinées à l'agriculture améliore la productivité agricole étant donné qu'elles jouent un rôle clé dans le processus agricole.

Le coefficient estimé de l'ouverture commerciale est négatif et statistiquement significatif au seuil de 5% à court terme (-0,06%). Cela implique que plus les pays de l'ASS sont ouverts, plus la productivité agricole diminue. Ce résultat peut s'expliquer par le fait qu'en ASS, il y a des pertes annuelles dans le secteur agricole en raison des bas prix des produits agricoles. Ces pertes sont alors confrontées en termes de réduction de la production agricole et finalement comme un effet direct sur les exportations. De plus, les pays de cette zone dépendent fortement de l'aide étrangère et les importations de biens augmentent également et lorsque les importations augmentent, la demande de produits agricoles nationaux diminue, puis la production nationale de produits agricoles diminue.

L'analyse par zone d'intégration économique montre que le développement financier a un impact positif et significatif sur la productivité agricole à long terme dans l'UEMOA. Cependant, cet impact est significativement négatif à court terme dans l'UEMOA et dans la SADC. A long terme, le revenu par tête et le capital physique ont des impacts positifs et statistiquement significatifs sur la productivité agricole dans l'UEMOA et la SADC, tandis qu'à court terme, le revenu par tête a une influence positive dans les deux zones d'intégration économique. Le capital physique impacte positivement et significativement la productivité à court terme dans l'UEMOA. Les terres arables contribuent positivement à l'augmentation de la productivité agricole dans l'UEMOA à long terme alors que la main d'œuvre contribue négativement à la productivité agricole dans la SADC. Ce résultat de la main d'œuvre peut s'expliquer par le fait que les activités agricoles en ASS sont encore principalement au niveau de subsistance, de sorte que le travail humain est toujours un intrant clé de la production. Cependant, la nature de la main-d'œuvre est telle qu'elle est composée principalement de travailleurs âgés et fatigués puisque la plupart des jeunes rejoignent à peine le secteur agricole. L'ouverture commerciale a un effet positif et significatif sur la productivité agricole au seuil de 1% à long terme, mais cet effet est statistiquement négatif à court terme dans l'UEMOA. Les agriculteurs sont confrontés à des prix agricoles faibles qui peuvent entraîner une baisse de la productivité, à long terme. La hausse des prix agricoles peut permettre aux producteurs de dégager suffisamment de profits leur permettant d'avoir la

capacité d'augmenter la productivité agricole en utilisant des intrants de bonne qualité et une utilisation efficace des ressources.

**Tableau 7. Résultats des estimations du modèle ARDL avec l'estimateur PMG**

Variables explicatives	Variable dépendante : Productivité agricole			
	ASS	UEMOA	CEMAC	SADC
<b>Coefficients de long terme</b>				
Log(Développement financier)	0,045** (0,018)	0,145*** (0,048)	-0,033 (0,114)	0,053 (0,037)
Log(Revenu par tête)	0,374*** (0,069)	0,651*** (0,218)	1,893*** (0,411)	0,830*** (0,105)
Log(capital physique)	0,230*** (0,051)	0,285* (0,152)	-0,038 (0,513)	0,210** (0,092)
Log(Terres arables)	0,208*** (0,052)	0,836*** (0,158)	-1,649** (0,717)	-0,113 (0,0774)
Log(Main d'œuvre)	0,296*** (0,067)	-0,112 (0,198)	1,219*** (0,452)	-0,502*** (0,112)
Log(Ouverture commerciale)	-0,008 (0,031)	0,273*** (0,069)	0,046 (0,258)	0,016 (0,048)
<b>Coefficients de court terme</b>				
Coefficients de la correction d'erreur	-0,245*** (0,054)	-0,317*** (0,078)	-0,204 (0,129)	-0,271*** (0,096)
$\Delta$ Log(Développement financier)	-0,063*** (0,022)	-0,085* (0,045)	-0,0003 (0,010)	-0,127** (0,052)
$\Delta$ Log(Revenu par tête)	0,761*** (0,145)	1,013*** (0,387)	-0,049 (0,224)	0,574** (0,260)
$\Delta$ Log(capital physique)	-0,159 (0,133)	0,583** (0,260)	-1,750* (1,022)	-0,443 (0,419)
$\Delta$ Log(Terres arables)	-0,118 (0,301)	-0,167 (0,145)	-0,069 (0,666)	-0,397 (0,901)
$\Delta$ Log(Main d'œuvre)	0,096 (0,168)	0,527 (0,349)	0,495 (0,350)	0,384 (0,399)
$\Delta$ Log(Ouverture commerciale)	-0,062** (0,031)	-0,129*** (0,046)	-0,086** (0,038)	-0,107 (0,072)
Constant	0,295*** (0,073)	-1,264*** (0,287)	-1,397 (0,996)	-0,162 (0,131)
Nombre d'observations	810	210	90	270

Note : Les valeurs entre parenthèses sont celles des erreurs standards.

(\*\*\*), (\*\*), (\*) indiquent la significativité des coefficients au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Source : Calcul de l'auteur.

### 3.5. Tests de robustesse : méthode DOLS avec ajouts de variables

Pour tester la robustesse des résultats, des méthodes alternatives d'estimation de la relation de long terme sont utilisées. Ces méthodes sont celles des moindres carrés dynamiques (DOLS) de Stock et Watson (1993) et des moindres carrés ordinaires entièrement modifiés (FMOLS) de Phillips et Hansen (1990). La méthode DOLS repose sur une procédure paramétrique proposée par Saikkonen (1991) et Stock et Watson (1993) dans le cas des séries temporelles. Elle consiste à inclure des valeurs avancées et retardées des variables explicatives dans la relation de cointégration, afin d'éliminer les nuisances liées à l'endogénéité et à la corrélation sérielle des résidus. La méthode FMOLS est une procédure semi-paramétrique, proposée initialement par Phillips et Hansen (1990) et développée par Phillips (1995). Elle consiste à appliquer les MCO sur un modèle transformé afin d'orthogonaliser le résidu de la relation de cointégration par rapport aux innovations des variables non stationnaires. Pedroni (1996) et Kao et Chiang (2000) ont montré que, dans le cas des données de panel, les méthodes DOLS et FMOLS conduisent à des estimateurs asymptotiquement distribués selon une loi normale centrée réduite. Cependant, Kao et Chiang (2000) montrent aussi la supériorité de la méthode DOLS par rapport à celle FMOLS et que la méthode DOLS est considérée comme étant la technique la plus efficace dans l'estimation des relations de cointégration sur données de panel. Par conséquent, la méthode DOLS sera utilisée pour les tests de robustesse. De plus, deux (02) nouvelles variables explicatives à savoir l'émission de carbone et la valeur ajoutée industrielle ont été ajoutées dans l'échantillon afin d'accroître la représentativité de notre modèle.

Le tableau 8 montre que les estimations DOLS confirment les principaux résultats obtenus par l'approche ARDL sur la période 1990–2020. Le développement financier a un impact positif et statistiquement significatif sur la productivité agricole en ASS et dans la zone UEMOA en particulier. Le revenu par tête et la main d'œuvre ont des impacts positifs et statistiquement significatifs sur la productivité agricole en ASS et dans l'ensemble des zones d'intégration économique. Le capital physique a un impact positif et statistiquement significatif sur la productivité agricole en ASS sauf dans la zone CEMAC. L'ouverture commerciale a un effet positif et statistiquement significatif sur la productivité agricole en ASS sauf dans la zone SADC.

L'industrialisation augmente la productivité agricole, son coefficient est positif et statistiquement significatif dans les estimations DOLS. Ce résultat peut suggérer que le secteur industriel utilise les matières premières du secteur agricole. S'il y a un essor dans ce secteur, cela affecte positivement la production agricole des pays de l'ASS en particulier ceux de la CEMAC. Les émissions de carbone ont un effet négatif significatif sur la productivité agricole, ce qui indique que lorsque la qualité de l'environnement se détériore, la productivité agricole diminue également dans les pays de l'ASS en général et dans la zone SADC en particulier.

**Tableau 8. Résultats des estimations de la méthode DOLS avec ajouts de variables**

Variables explicatives	Variable dépendante : Productivité agricole			
	ASS	UEMOA	CEMAC	SADC
Log(Développement financier)	0,227*** (0,048)	0,124*** (0,043)	0,010 (0,039)	-0,118 (0,094)
Log(Revenu par tête)	0,929*** (0,145)	1,123*** (0,198)	1,266*** (0,163)	0,831*** (0,224)
Log(capital physique)	0,231*** (0,025)	0,033* (0,047)	-0,029 (0,084)	0,229*** (0,038)
Log(Terres arables)	0,120 (0,127)	0,056 (0,122)	-0,368 (0,596)	0,133 (0,277)
Log(Main d'œuvre)	0,067* (0,034)	0,075* (0,043)	0,584*** (0,0444)	0,129*** (0,043)
Log(Ouverture commerciale)	0,329*** (0,074)	0,496*** (0,076)	0,252*** (0,092)	-0,212 (0,149)
Log(Emissions de carbone)	-0,090* (0,051)	-0,023 (0,035)	-0,068 (0,097)	-0,155** (0,072)
Log(Valeur ajoutée industrielle)	1,116*** (0,084)	-0,066 (0,097)	0,286** (0,116)	-0,112 (0,187)
Observations	529	189	81	216
R2-squared	0,806	0,741	0,891	0,749

Note : Les valeurs entre parenthèses sont celles des erreurs standards.

(\*\*\*), (\*\*), (\*) indiquent la significativité des coefficients au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Source : Calcul de l'auteurs.

### 3.6. Analyse de la causalité en données de panel

Pour déterminer la relation de causalité entre les variables, le test de causalité en panel de Dumitrescu et Hurlin (2012) est utilisé. Cet test, basé sur les statistiques individuelles de Wald, prend en compte la dépendance transversale et l'hétérogénéité.

Le tableau 9 révèle qu'il existe des estimations significatives des causalités de panel de la productivité agricole au développement financier, à la main d'œuvre, à l'ouverture commerciale, au revenu par tête, capital physique, et aux terres arables sur la période 1990–2020. Toutes les variables du modèle ont des statistiques significatives sur la productivité agricole. Ces variables pourraient être considérés comme les déterminants de la productivité agricole dans les données de panel de l'ASS. Les variables de panel du développement financier, de la main d'œuvre, de l'ouverture commerciale, du revenu par tête, du capital physique, et des terres arables permettent de bien prévoir les valeurs futures de la variable productivité agricole du panel.

En effet, les résultats montrent qu'il y a des relations bidirectionnelles entre productivité agricole et développement financier, entre productivité agricole et main

d'œuvre, entre productivité agricole et ouverture commerciale, entre productivité agricole et revenu par tête, entre productivité agricole et capital physique, et entre productivité agricole et terres arables en ASS.

**Tableau 9. Résultats des tests de causalité en panel de Dimitrescu et Hurlin en ASS**

Panel	W-Stat	Panel	W-Stat
Log(Productivité agricole) →	5,336***	Log(Développement financier) →	2,435***
Log(Développement financier)	(0,000)	Log(Productivité agricole)	(1,E-05)
Log(Productivité agricole) →	87,652***	Log(Main d'œuvre) →	2,150***
Log(Main d'œuvre)	(0,000)	Log(productivité agricole)	(0,000)
Log(Productivité agricole) →	3,013***	Log(Ouverture commerciale) →	2,336***
Log(Ouverture commerciale)	(6,E-10)	Log(productivité agricole)	(6,E-05)
Log(Productivité agricole) →	5,464***	Log(Revenu par tête) →	3,601***
Log(Revenu par tête)	(0,000)	Log(productivité agricole)	(7,E-16)
Log(Productivité agricole) →	77,657***	Log(capital physique) →	2,292***
Log(capital physique)	(0,000)	log(productivité agricole)	(0,000)
Log(Productivité agricole) →	2,777***	Log(Terres arables) →	3,561***
Log(Terres arables)	(6,E-08)	Log(productivité agricole)	(2,E-15)

Note : (\*\*\*), (\*\*), (\*) indiquent la significativité au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Hypothèse nulle : Absence de causalité.

Source : Calcul de l'auteurs.

Il faudrait aussi observer particulièrement les résultats spécifiques à chaque so-  
us-zone d'ASS. Pour le test de causalité en panel de Dumitrescu et Hurlin (2012),

**Tableau 10. Résultats des tests de causalité en panel de Dumitrescu et Hurlin (2012) (causalité spécifique à chaque zone d'intégration économique de l'Afrique subsaharienne)**

Zones d'intégration économique	UEOMA	CEMAC	SADC
	W-Stat	W-Stat	W-Stat
Log(Développement financier) →	2,756***	0,881	2,249***
Log(Productivité agricole)	(0,001)	(0,884)	(0,008)
Log(Revenu par tête) → Log(productivité agricole)	2,491***	0,068	7,016***
	(0,005)	(0,253)	(0,000)
Log(capital physique) → log(productivité agricole)	5,062***	1,767	1,900**
	(0,000)	(0,347)	(0,056)
Log(Main d'œuvre) → Log(productivité agricole)	2,938***	2,642**	2,198**
	(0,000)	(0,044)	(0,011)
Log(Terres arables) → Log(productivité agricole)	4,146***	1,946	5,521***
	(0,000)	(0,246)	(0,000)
Log(Ouverture commerciale) →	1,771	2,025	2,814***
Log(productivité agricole)	(0,149)	(0,209)	(0,000)

Note : (\*\*\*), (\*\*), (\*) indiquent la significativité au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Hypothèse nulle : Absence de causalité.

Source : Calcul de l'auteurs.

le tableau 10 présente les résultats par zone d'intégration économique en ASS. Les résultats montrent l'existence de causalité dans l'UEMOA et la SADC. Ainsi, dans ces zones d'intégration économique, le développement financier, le revenu par tête, le capital physique, les terres arables, et la main d'œuvre fournissent des impulsions significatives sur la productivité agricole. En revanche, pour la zone CEMAC, les données ne rejettent pas l'absence de causalité sauf pour la main d'œuvre. Dans cette zone, la main d'œuvre semble être significative sur la productivité agricole. Notons que les données sur l'ouverture commerciale ne rejettent l'absence de causalité que dans la CEMAC.

#### 4. Conclusion et recommandations

Cet article a pu évaluer, d'une part, l'impact du développement financier sur la productivité agricole, et d'autre part, détermine la nature de la causalité entre ces deux variables. En utilisant le modèle ARDL avec l'estimateur PMG, les résultats montrent que le développement financier a un effet positif et statistiquement significatif à long terme, mais négatif et statistiquement significatif à court terme sur la productivité agricole au seuil de 1% en ASS. Cela implique que le développement financier améliore la productivité agricole à long terme. L'analyse par zone d'intégration économique montre que le développement financier a un impact positif et significatif sur la productivité agricole à long terme uniquement dans l'UEMOA. Cependant, cet impact est significativement négatif à court terme dans l'UEMOA et dans la SADC. Le test de causalité de Dumitrescu et Hurlin (2012) a permis de conclure qu'il existe une relation bidirectionnelle entre productivité agricole et développement financier en ASS. Ces résultats sont aussi vérifiés dans l'UEMOA et dans la SADC.

À long terme, l'augmentation du revenu par habitant, du capital physique, de la main d'œuvre, et des terres arables permet d'améliorer la productivité agricole. Ces résultats sont vérifiés dans l'UEMOA et la SADC à long terme. Dans ces deux zones, le revenu par tête impacte positivement la productivité agricole. À long terme, l'effet de l'ouverture commerciale sur la productivité agricole est uniquement positif et significatif dans l'UEMOA, cet effet, est négatif en ASS, et dans les zones UEMOA et SADC.

Il est établi dans la littérature qu'un système financier solide modifie structurellement l'agriculture en favorisant l'adoption de meilleures technologies et l'accès aux engrais et aux variétés à haut rendement, ce qui permet de se prémunir contre la volatilité des prix et les catastrophes naturelles. Dans les pays de l'UEMOA et de la SADC, les agriculteurs vivent généralement sous le seuil de la pauvreté et leur accès aux produits financiers reste très limité. Les autorités devraient donc construire un

système financier adapté aux réalités du monde agricole. Pour accroître la productivité agricole, les pays de l'ASS devraient promouvoir un système financier solide et sain. Ils devraient investir davantage dans le capital physique afin de disposer de plus d'infrastructures pour accroître la productivité agricole. Puisque la libéralisation du commerce augmente la productivité agricole, les pays de l'ASS devraient poursuivre la libéralisation du commerce, car cela augmentera l'exportation de produits agricoles, ce qui améliorera la production agricole. Ils devraient aussi mettre en exploitation plus de terres arables pour accroître la productivité agricole.

La relation bidirectionnelle entre productivité agricole et développement financier suggère que les autorités des zones UEMOA et SADC doivent concevoir des politiques visant à améliorer l'efficacité et l'efficience des secteurs bancaire et agricole de manière mutuellement bénéfique. Ces politiques peuvent impliquer la consolidation et l'amélioration de l'intermédiation financière et des modèles d'investissement agricole dans les économies de la SADC et de l'UEMOA pour améliorer le marché financier qui, à son tour, pourra stimuler la productivité agricole.

Pendant, ce papier ne prend pas en compte les mécanismes de transmission de l'impact du développement financier sur la productivité agricole. Certaines variables permettant de mesurer le développement financier telles que le financement par le marché et le crédit alloué au secteur agricole rapporté au PIB agricole ne sont pas prises en considérations. Ces insuffisances peuvent être prises en compte dans nos recherches ultérieures.

## **Annexe**

### **A1. Les pays de l'Afrique subsaharienne faisant partie de l'échantillon**

Afrique du Sud, Bénin, Botswana, Burkina Faso, Burundi, Cameroun, Comores, Côte d'Ivoire, Gabon, Gambie, Ghana, Guinée, Kenya, Madagascar, Mali, Maurice, Mozambique, Niger, Nigéria, République du Congo, Rwanda, Sénégal, Sierra Leone, Swaziland, Tanzanie, Togo, Zimbabwe

**A2. Estimations du modèle ADRL avec les estimateurs PMG, MG, DFE, et tests de Hausman**

	CEDEAO			UEMOA			CEMAC			SADC		
	PMG	MG	DFE	PMG	MG	DFE	PMG	MG	DFE	PMG	MG	DFE
	Coefficients de long terme											
In(Développement financier)	0,045** (0,018)	0,043 (0,112)	0,174 (0,127)	0,145*** (0,048)	0,098 (0,100)	0,072 (0,105)	-0,033 (0,114)	-0,290* (0,157)	-0,040 (0,100)	0,053 (0,037)	0,209 (0,321)	0,044 (0,177)
In(Revenu par tête)	0,374*** (0,069)	2,043** (0,828)	1,397*** (0,302)	0,651*** (0,218)	1,011** (0,409)	1,686*** (0,468)	1,893*** (0,411)	1,677** (0,679)	0,820*** (0,311)	0,830*** (0,105)	1,967* (1,068)	2,467*** (0,507)
In(Capital physique)	0,230*** (0,052)	0,101 (0,471)	-0,113 (0,213)	0,285* (0,152)	0,138 (0,703)	0,023 (0,229)	-0,038 (0,513)	-0,297 (0,777)	0,410 (0,366)	0,210** (0,092)	-0,618 (1,078)	-1,006*** (0,353)
In(Terres arables)	0,208*** (0,052)	0,771 (0,955)	0,067 (0,227)	0,836*** (0,158)	-0,0643 (0,356)	0,199 (0,307)	-1,649** (1,717)	5,760 (5,937)	-2,681** (1,326)	-0,113 (0,077)	-1,037 (1,096)	-0,274 (0,399)
In(Main d'œuvre)	0,296*** (0,067)	-1,215 (1,057)	0,098 (0,268)	-0,112 (0,198)	-0,105 (0,695)	-0,009 (0,226)	1,219*** (0,452)	0,649 (1,020)	0,498 (0,349)	-0,502*** (0,112)	0,110 (0,951)	0,422 (0,418)
In(Ouverture commerciale)	-0,008 (0,031)	-0,450** (0,223)	-0,233 (0,183)	0,273*** (0,069)	-0,199 (0,179)	0,404** (0,163)	0,046 (0,258)	-0,108 (0,094)	-0,225 (0,205)	0,016 (0,048)	-0,350 (0,369)	-0,327 (0,258)
<b>Coefficients de court terme</b>												
Coefficients de la CE	-0,245*** (0,054)	-0,752*** (0,072)	-0,077*** (0,013)	-0,317*** (0,078)	-0,942*** (0,077)	-0,174*** (0,039)	-0,204 (0,129)	-0,413*** (0,158)	-0,164*** (0,046)	-0,271*** (0,096)	-0,798*** (0,138)	-0,118*** (0,027)
Δln(Développement financier)	-0,063*** (0,022)	-0,037 (0,039)	-0,012 (0,015)	-0,085* (0,045)	-0,097 (0,069)	-0,019 (0,030)	-0,0003 (0,010)	0,052 (0,046)	-0,009 (0,024)	-0,127** (0,052)	-0,039 (0,095)	-0,056* (0,029)
Δln(Revenu par tête)	0,761*** (0,145)	0,234 (0,216)	0,696*** (0,060)	1,013*** (0,387)	0,559 (0,482)	0,535*** (0,158)	-0,049 (0,224)	-0,267 (0,190)	0,195 (0,131)	0,574** (0,260)	0,048 (0,454)	0,665*** (0,142)
Δln(Capital physique)	-0,159 (0,133)	-0,159 (0,348)	0,007 (0,008)	0,583** (0,260)	0,122 (0,803)	-0,002 (0,031)	-1,750* (1,022)	-1,971** (1,000)	-0,028 (0,057)	-0,443 (0,419)	0,046 (0,744)	0,014 (0,0142)
Δln(Terres arables)	-0,118 (0,301)	-0,275 (0,322)	-0,022 (0,041)	-0,167 (0,145)	-0,024 (0,135)	0,229*** (0,083)	-0,069 (0,666)	-0,688 (0,510)	-0,186 (0,362)	-0,397 (0,901)	-0,512 (0,963)	-0,121* (0,065)
Δln(Main d'œuvre)	0,096 (0,168)	-0,003 (0,305)	-0,008 (0,051)	0,527 (0,349)	-0,326 (0,560)	-0,019 (0,029)	0,495 (0,350)	0,706** (0,284)	0,027 (0,028)	0,384 (0,399)	0,149 (0,779)	-0,016 (0,016)
Δln(Ouverture commerciale)	-0,062** (0,031)	0,028 (0,044)	-0,052*** (0,020)	-0,129*** (0,046)	0,051 (0,121)	-0,054 (0,050)	-0,086** (0,038)	-0,084** (0,0387)	-0,055 (0,0371)	-0,107 (0,072)	-0,031 (0,075)	-0,101** (0,049)
Constant	0,295*** (0,073)	-1,346 (2,739)	-0,096 (0,144)	-1,264*** (0,287)	0,205 (5,544)	-1,167*** (0,415)	-1,397 (0,996)	-3,521*** (1,184)	-0,048 (0,602)	-0,162 (0,131)	4,302 (5,002)	0,167 (0,297)
Observations	810	810	810	210	210	201	90	90	90	270	270	270
Test de Hausman	Statistique	<i>p</i> -value	Décision	Statistique	<i>p</i> -value	Décision	Statistique	<i>p</i> -value	Décision	Statistique	<i>p</i> -value	Décision
MG/PMG	2,88	0,8244	PMG	3,89	0,6918	PMG	0,37	0,9991	PMG	2,32	0,8877	PMG
DFE/PMG/MG	0,40	0,9989	PMG	0,02	0,8999	PMG	0,01	1,000	PMG	0,11	1,000	PMG

Source : Élaboration propre.

## References

- Agunuwa, E. V., Inaya, L., & Proso, T. (2015). Impact of commercial banks' credit on agricultural productivity in Nigeria (time series analysis 1980–2013). *International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences*, 5(11), 337–350.
- Ahmad N., Jan I., Ullah S., & Pervez S. (2015). Impact of agricultural credit on wheat productivity in District Jhang, Pakistan. *Sarhad Journal of Agriculture*, 31, 65–69.
- Akerlof, G. (1970). The market for lemons: Quality uncertainty and the market mechanism. *Quarterly Journal of Economics*, 89, 488–500.
- Ali, N., Hayat, U., Ali, S., Khan, M. I., & Khattak, S. W. (2021). Sources of agricultural productivity growth in SAARC countries: The role of financial development, trade openness and human capital. *Sarhad Journal of Agriculture*, 37(2), 586–593.
- Anh, N. T., Gan, C., & Anh, D. L. T. (2020). Does credit boost agricultural performance? Evidence from Vietnam. *International Journal of Social Economics*, 3(4), 86–103.
- Banque Mondiale. (2019). *World Development Indicators*. Données de la Banque Mondiale.
- Banque Mondiale. (2020). *World Development Indicators*. Données de la Banque Mondiale.
- Beck, T., Levine, R., & Loayza, N. (2000). Finance and the sources of growth. *Journal of Financial Economics*, 58, 261–300.
- Bencivenga, V. R., & Smith, B. S. (1991). Financial intermediation and endogenous growth. *Review of Economic Studies*, 58(2), 195–209.
- Chandio, A. A., Jiang, Y., Abbas, Q., Amin, A., & Mohsin, M. (2020). Does financial development enhance agricultural production in the long-run? Evidence from China. *Journal of Public Affairs*, e2342.
- Chi, A. N., Kesuh, J. T., & Onwumere, J. U. J. (2020). Banking sector development and agricultural productivity in central African economic and Monetary Community (CEMAC). *Journal of Agricultural Science and Technology*, 10(2), 68–82.
- Chisasa, J., & Makina, D. (2013). Bank credit and agricultural output in South Africa: A Cobb-Douglas empirical analysis. *International Business and Economics Research Journal*, 12(4), 387–398.
- Christiaensen, L., & Demery, L. (2007). *Down to Earth: Agriculture and poverty reduction in Africa*. The World Bank.
- Coakley, J., Fuertes, A. M., & Smith, R. P. (2006). Unobserved heterogeneity in panel time series models. *Computational Statistics and Data Analysis*, 50, 2361–2380.
- Dumitrescu, E. I., & Hurlin, C. (2012). Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Economic Modeling*, 29(4), 1450–1460.
- Eberhardt, M., & Teal, F. (2011). Econometrics for grumblers: A new look at the literature on cross-country growth empirics. *Journal of Economic Surveys*, 25, 109–155.
- Echevarria, C. (1998). A three-factor agricultural production function: The case of Canada. *International Economic Journal*, 12(3), 63–75.
- FAO (Organisation pour l'Alimentation et l'Agriculture). (2021). *Données FAOSTAT – Organisation des Nations-Unies pour l'agriculture et l'alimentation*. <https://www.fao.org/statistics/fr/>
- Goldsmith, R. W. (1969). *Financial structure and development*. Yale University Press.
- Greenwood, J., & Jovanovic, B. (1990). Financial development, growth, and the distribution of income. *Journal of Political Economy*, 98(5), 1076–1107.

- Idachaba, F. S. (1995). *Food for all Nigerians. Is there hope?*. Alumni Lecture Series of the University of Ibadan, University of Ibadan Press.
- Ikenna, O. (2012). Financial deregulation bounding to credit mobilization in Nigeria: A case for the real sectors and SMES. *Journal of Humanities and Social Science*, 5, 40–59.
- Kao, C., & Chiang, M. H. (2000). On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. *Advances in Econometrics*, 15, 179–222.
- Khan, M., & Senhadji, A. (2003). Financial development and economic growth: A review and new evidence. *Journal of African Economies*, 12(1), 89–110.
- Kpodar, K. (2004). *Le développement financier et la problématique de réduction de la pauvreté*. Études et Documents N° 8, Centre d'Études et de Recherches sur le Développement International (CERDI).
- Hollinger, F. (2012). *Financement des investissements agricoles à terme*. FAO.
- Lawal, A. I., Asaley, A. J., Inegbedion, H., Ojeka, J. D., Adekunle, S. K., Olaniyan, E., Eyiolorunshe, T. D., & Olabode, O. A. (2019). Does commercial banking activities exerts on agricultural growth in Nigeria? Evidence from ARDL framework. *Academic Journal of Interdisciplinary Studies*, 8(4).
- McKinnon, R. L. (1973). *Money and capital in economic development*. Brookings Institution.
- Miller, C. (2004). *Twelve key challenges in rural finance*. SEEP.
- Mozumdar, L. (2012). Agricultural productivity and food security in the world. *The Bangladesh Journal of Agricultural Economics*, 35(1, 2), 53–69.
- Narayanan, S. (2016). The productivity of agricultural credit in India. *Agricultural Economics*, 47(4), 399–409.
- Ogbuabor, J. E., & Nwosu, C. A. (2017). The impact of deposit money bank's agricultural credit on agricultural productivity in Nigeria: Evidence from an error correction model. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 7(2), 513–517.
- Nojo, J. J. (2017). *Financial sector development and agricultural productivity*. Master's Theses 238. <https://repository.usfca.edu/thes/238>
- Onwumere, J., Ibe, I. G., & Ihegboro, I. (2012). Has the agricultural credit guarantee scheme; Fund any impact on agricultural productivity in Nigeria? A look at empirical evidence. *International Journal of Current Research*, 4(3), 190–197.
- Orji, A., Ogbuabor, J. E., Anthony-Orji, O. I., & Alisigwe, J. N. (2020). Agricultural financing and agricultural output growth in developing economies: Any causal linkage in Nigeria?. *International Journal of Finance Insurance and Risk Management*, 2, 34–43.
- Osabohien, R., Osuagwu, E., Osabohien, E., Uche, E. E., Oluwatoyin, M., & Gershon, O. (2020). Household access to agricultural credit and agricultural production in Nigeria: A propensity score matching model. *South African Journal of Economic and Management Studies*, 23(1), a2688.
- Osuji, C. C. & Chigbu, E. E. (2012). An evaluation of financial development and economic growth of Nigeria: A causality test. *Kuwait Chapter of Arabian Journal of Business and Management Review*, 10(1), 27–44.
- Pedroni, P. (1996). *Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels and the case of purchasing power parity*. Working Papers in Economics, 96-020. Indiana University.
- Pesaran, M. H. (1997). The role of economic theory in modelling the long run. *Economic Journal*, 107, 178–191.

- Pesaran, M. H. (2006). Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 74, 967–1012.
- Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22, 265–312.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, 446, 621–634.
- Pesaran, M. H., & Smith, R. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 68, 79–113.
- Pesaran, M. H., Ullah, A., & Yamagata, T. (2008). A bias-adjusted LM test of error cross-section independence. *Econometrics Journal*, 11, 105–127.
- Pesaran, M. H., & Yamagata, T. (2008). Testing slope homogeneity in large panels. *Journal of Econometrics*, 142, 50–93.
- Phillips, P. C. (1995). Fully modified least squares and vector autoregression. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1023–1078.
- Phillips, P. C., & Hansen, B. E. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. *Review of Economic Studies*, 57, 99–125.
- Romer, P. M. (1986). Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy*, 94, 1002–1037.
- Saikkonen, P. (1991). Asymptotically efficient estimation of cointegration regressions. *Econometric Theory*, 7(1), 1–21.
- Saxon, E.A. (1965). Concept of productivity. *Agricultural Productivity*, 6(1), 112–120.
- Seven, U., & Tumen, S. (2020). Agricultural credits and agricultural productivity: Cross-country evidence. *Singapore Economic Review*, 65, 161–183.
- Shaw, E. S. (1973). *Financial deepening in economic development*. Oxford University Press.
- Stock, J., & Watson, M. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica*, 61, 783–820.
- Tamga, M. (2017). *The impact of the banking sector development on agricultural development: The case of Cameroon*. Thesis. Eastern Mediterranean University.
- Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69, 709–749.
- World Bank. (2021). *World Development Indicators (WDI)*. World Bank.
- Zakaria, M., Jun, W., & Khan, M. F. (2019). Impact of financial development on agricultural productivity in South Asia. *Agricultural Economics*, 65, 232–239.

**Alain REDSLOB**

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

Président de l'AIELF

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

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

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

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

**Prof. dr hab. Maciej ŻUKOWSKI**

Recteur de l'USEGP

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

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

**Dr Claudio RUFF ESCOBAR**

Recteur de l'Université Bernardo O'Higgins, Chili

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

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

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

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

