



Inclusion financière et croissance du secteur agricole en Afrique subsaharienne : Une approche Panel-VAR

Paul CECE

Enseignant-chercheur

Faculté des Sciences Économiques et de Gestion

Université Général Lansana Conté de Sonfonia Conakry (UGLC-SC) (Guinée)

Doctorant à l'Université Gaston Berger de Saint-Louis (Sénégal)

Laboratoire de Recherche en Économie de Saint-Louis (LARES)(Sénégal)

Résumé : Cette étude analyse la relation entre l'inclusion financière et la croissance du secteur agricole en Afrique subsaharienne (ASS) en utilisant un panel de 29 pays sur la période allant de 2004 à 2022. À l'aide d'un modèle Panel VAR, de fonctions de réponse impulsionnelle et de tests de causalité au sens de Granger, elle propose une lecture novatrice d'un sujet encore peu exploré. Contrairement aux conclusions habituelles des études antérieures qui soulignent le rôle de l'inclusion financière dans la performance du secteur agricole, nos résultats révèlent une causalité inverse entre l'inclusion financière et la croissance du secteur agricole. Ainsi, nos estimations montrent que c'est le développement du secteur agricole qui stimule l'inclusion financière, et non l'inverse. Ce constat remet en question l'idée selon laquelle l'inclusion financière joue un rôle moteur dans le développement agricole.

Mots-clés : Panel VAR ; Inclusion financière ; Fonctions de réponse impulsionnelle ; Tests de causalité de Granger ; Afrique subsaharienne

Digital Object Identifier (DOI): <https://doi.org/10.5281/zenodo.15715310>

Published in: Volume 4 Issue 3



This work is licensed under a [Creative Commons Attribution-NonCommercial-NoDerivatives 4.0 International License](https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/).

1. Introduction

Dans la littérature, l'analyse de l'impact de l'inclusion financière sur la production agricole alimente de nombreux débats chez les chercheurs. Ce débat s'inscrit dans un cadre théorique remontant aux travaux fondateurs de Schumpeter (1911). Celui-ci attribue aux institutions financières un rôle moteur dans le développement économique, en facilitant l'innovation et en stimulant la productivité. Dans le prolongement de cette approche, McKinnon (1973) et Shaw (1973) développent des arguments similaires, soulignant l'importance des services fournis par les intermédiaires financiers au secteur réel.

Ces auteurs soutiennent que les restrictions imposées par les gouvernements au système bancaire freinent le développement financier et, par conséquent, limitent la croissance économique (Aka, 2010). À l’opposé, Robinson (1952) considère que le développement financier est davantage une conséquence de la croissance économique que sa cause. Selon cette approche, les institutions financières se développent progressivement à mesure que l’économie évolue. D’autres chercheurs soulignent qu’il n’y a pas de lien entre eux, notamment Lucas Jr (1988) et Chandavarkar (1992). Il a aussi été observé que même les systèmes financiers « bien développés » n’ont pas réussi à être « tous inclusifs » et que certains segments de la population sont toujours en retard dans l’utilisation des services financiers formels en raison de fortes inégalités de revenus (Sarma, 2016).

Dans ce contexte, et compte tenu du caractère encore largement exclusif des systèmes financiers à l’échelle mondiale, l’inclusion financière est de plus en plus reconnue comme un levier stratégique pour favoriser un développement plus équitable. Elle a été consacrée comme l’un des neuf piliers essentiels du programme de développement mondial lors du sommet du G20, tenu à Séoul en 2010. En facilitant l’accès à des services financiers tels que le crédit et les moyens de paiement, l’inclusion financière peut contribuer de manière significative à la dynamique de croissance de nombreux secteurs, en particulier celui de l’agriculture, qui dépend fortement du financement pour moderniser ses pratiques et accroître sa productivité. Cependant, malgré l’importance des services financiers pour le développement agricole, la relation entre l’inclusion financière et la croissance du secteur agricole reste encore peu explorée dans la littérature, en particulier dans le contexte des pays d’Afrique subsaharienne (ASS), où l’agriculture constitue l’un des piliers fondamentaux de l’économie.

Par ailleurs, si la littérature récente s’intéresse largement à l’impact de l’inclusion financière sur la croissance économique (Adamu & Suleiman, 2018; Erlando et al., 2020; Kim et al., 2018; Makina & Walle, 2019; Naseer & Azam, 2019; Segning et al., 2024; Siddik et al., 2019) et la réduction de la pauvreté (Churchill & Marisetty, 2020; Gunarsih et al., 2018; Inoue, 2019; Mohammed et al., 2017; Nyarko et al., 2023; Ogebeide & Igbini, 2019; Saha & Qin, 2023), très peu d’études ont examiné son effet spécifique sur le secteur agricole, en particulier en ASS. Les travaux existants dans ce domaine sur l’ASS se concentrent généralement soit sur un seul pays (Agbenyo et al., 2019; Akpa et al., 2021; Fowowe, 2020a) ou sur un panel de pays (Cece & Konte, 2025; Kitoto, 2024), sans pour autant explorer la possibilité d’une causalité inverse. Or, comme le suggère Fowowe (2020), une amélioration de la production agricole peut renforcer les ressources financières des ménages, stimulant ainsi la demande de services financiers. A notre connaissance, cette hypothèse de causalité inverse, n’a pas encore été exploré en ASS. En outre, les approches méthodologiques traditionnellement utilisées dans ce domaine dans le cadre des études sur l’ASS présentent plusieurs limites, notamment l’endogénéité liée à la présence de variables inobservables variant dans le temps, ainsi que le manque de robustesse dans les techniques d’estimation, ce qui remet en question la fiabilité des résultats empiriques.

C’est dans cette optique que s’inscrit la présente étude, qui vise à combler cette lacune en examinant la relation entre inclusion financière et croissance du secteur agricole à partir d’un panel de 29 pays d’ASS sur la période allant de 2004 à 2022. Elle se distingue des travaux antérieurs en deux points. Premièrement, l’étude explore la relation dynamique entre les variables via l’analyse des fonctions de réponse impulsionnelle (IRFs) issues des modèles vectoriels autorégressifs en panel (Panel VAR). Cette approche permet de mettre en évidence les interactions structurelles entre les variables et d’en extraire des informations plus riches que celles issues des modèles standards. Deuxièmement, l’étude apporte une contribution significative en mobilisant les tests de causalité de Granger en panel, permettant d’identifier la direction de la relation entre inclusion financière et croissance du secteur agricole.

En somme, ces différentes contributions permettent non seulement de mieux comprendre le lien entre l'inclusion financière et la croissance du secteur agricole en ASS, mais également d'éclairer les décideurs politiques dans la conception de stratégies de financement agricole plus inclusives et efficaces. Le reste de l'article est structuré de la manière suivante : la section 2 propose une revue de la littérature. La section 3 s'intéresse à l'analyse des faits stylisés. La section 4 décrit les données utilisées ainsi que les statistiques descriptives. La section 5 présente la méthodologie adoptée et expose les principaux résultats empiriques. La section 6 est consacrée à l'analyse de la robustesse des estimations. Enfin, la dernière section conclut l'étude et propose quelques pistes de réflexion pour des recherches futures et des recommandations.

2. Revue de la littérature

La relation entre l'inclusion financière et le développement agricole, bien qu'encore marginalement explorée dans la littérature, suscite un intérêt croissant, notamment dans les pays en développement. Ce regain d'attention s'inscrit dans le prolongement des débats sur le rôle de la finance dans le développement économique, remontant aux travaux pionniers de Schumpeter, (1911), McKinnon (1973) et Shaw (1973). Ces auteurs ont posé les fondements du lien finance-croissance, en soulignant la capacité du système financier à mobiliser l'épargne, canaliser les investissements et améliorer l'allocation des ressources. Ce cadre théorique justifie la pertinence de l'analyse de l'inclusion financière comme levier potentiel du développement agricole, notamment en ASS, où l'agriculture constitue le principal moyen de subsistance pour une large part de la population.

Dans le prolongement de ces débats, depuis les années 2000, le lien entre finance-croissance économique a connu une évolution notable, marquée par l'émergence du concept d'inclusion financière. Ce concept a orienté de nombreuses recherches récentes, visant à explorer son impact sur le secteur agricole. Dans une perspective de long terme, Agbenyo et al. (2019) explorent la cointégration entre la croissance agricole et l'inclusion financière au Ghana. Les résultats montrent une relation négative entre l'inclusion financière, mesurée par le crédit au secteur privé et la croissance agricole. À l'inverse, d'autres travaux mettent en évidence des effets bénéfiques de l'accès au crédit agricole. Par exemple Awotide et al., (2015) trouvent, dans le cas du Nigeria, que l'accès au crédit a un effet positif et significatif sur la productivité des productrices de manioc. De même, Akpa et al. (2021) montrent que l'accès aux services financiers est bénéfique pour la production agricole au Bénin, bien que leur utilisation ait un effet non significatif. Fowowe (2020) souligne que, quel que soit l'indicateur utilisé pour mesurer l'inclusion financière, elle a un effet significatif sur la productivité agricole au Nigéria. Par ailleurs, Kareem et al. (2013) identifient une relation positive entre des variables financières (investissements directs étrangers, prêts commerciaux, taux d'intérêt) et la production agricole au Nigéria, à travers des analyses de régression et des tests de causalité

L'émergence des services financiers numériques a ouvert de nouvelles perspectives pour l'inclusion financière. Kitoto (2024), en analysant l'impact de l'inclusion financière numérique sur la productivité partielle de la terre sur un panel de 18 pays d'ASS, montre que l'inclusion financière numérique mesurée par l'accès et l'utilisation de l'argent mobile stimule significativement la productivité agricole partielle de la terre. Dans une approche complémentaire, Cece & Konte (2025) combinent les indicateurs classiques de l'inclusion financière (tels que la densité des agences bancaires et des distributeurs automatiques de billets) avec ceux liés à l'argent mobile. En recourant à la méthode des moments généralisés (GMM) sur les données de panel dynamique portant sur 20 pays d'ASS, leur étude révèle que l'inclusion financière traditionnelle n'a pas d'effet significatif sur la croissance du secteur agricole.

En revanche, ces auteurs soulignent que la présence d'agences d'argent mobile a un effet négatif. Ils expliquent ce résultat paradoxal par le fait que l'accès facilité aux liquidités via ces agences conduit de nombreux agriculteurs à orienter les fonds vers des dépenses non agricoles (consommation courante, transferts familiaux, etc.), au détriment de l'investissement productif dans leurs exploitations. Ce comportement contribuerait selon eux à une baisse de la productivité et, par extension, de la valeur ajoutée agricole. Toutefois, ces auteurs indiquent que le volume des transactions via l'argent mobile présenterait un effet légèrement positif, suggérant que l'usage intensif de ces services pourrait, dans certains cas, favoriser le développement du secteur agricole.

Par ailleurs, les contraintes d'accès au crédit constituent un frein majeur à l'investissement agricole. A ce titre, Obilor (2013) montre que l'insuffisance de capital a fait reculer l'agriculture au Nigéria, autrefois premier secteur générateur de devises. Dans un contexte plus développé, Chaddad et al. (2005) analysent les contraintes de capital des coopératives agricoles américaines. Leur résultat montre que l'investissement est fortement tributaire des flux de trésorerie internes, révélant une dépendance accrue à l'autofinancement en raison de l'accès restreint aux marchés de capitaux externes.

De leur côté, Hu et al. (2021) apportent une perspective intéressante à partir de la Chine. Les auteurs montrent que l'inclusion financière améliore considérablement la production agricole, notamment en zones rurales où elle exerce un effet significatif sur la croissance de la productivité totale des facteurs. Les auteurs concluent que l'inclusion financière constitue un moteur endogène de la croissance agricole, avec des effets géographiquement hétérogènes.

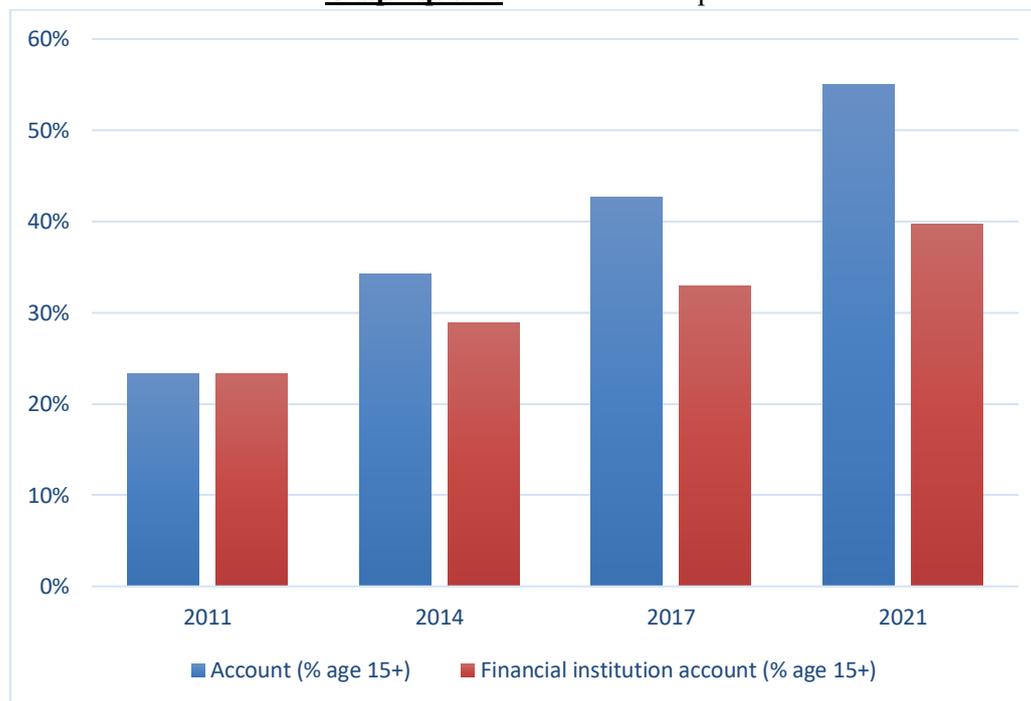
La littérature sur la relation entre l'inclusion financière et la production agricole en ASS reste incomplète et contradictoire. Si certains travaux montrent un effet positif de l'accès aux services financiers sur la performance du secteur agricole, d'autres pointent des effets faibles voire négatifs, liés notamment à des usages inadaptés, des conditions de prêt défavorables ou à un accès non effectif. Le potentiel transformateur de l'inclusion financière, en particulier numérique, est confirmé par plusieurs études récentes, mais les mécanismes précis restent à explorer, surtout la question de sa causalité inverse avec la production agricole qui constitue une lacune majeure, que la présente étude cherche à combler.

3. Faits stylisés

Dans cette section, nous analysons les faits stylisés afin de mettre en évidence les tendances relatives à l'évolution de la détention de comptes financiers, ainsi que la part du secteur agricole dans le PIB en ASS.

Le graphique 1 indique la proportion des personnes âgées de 15 ans et plus ayant un compte financier en ASS en 2011, 2014, 2017 et 2021. Ainsi, en 2011, environ 23% des personnes âgées de 15 ans et plus possédait un compte, que ce soit un compte dans une institution financière, ou via un autre canal. En 2021, environ 40% de la population âgée de 15 ans et plus possédait un compte dans une institution financière contre environ 55% des personnes possédant un compte, que ce soit dans une institution financière, ou via un autre canal. Ces évolutions montrent un progrès significatif en matière d'inclusion financière en ASS.

A partir de 2014, l'écart entre ces deux types de comptes se creuse progressivement, indiquant que de plus en plus de comptes sont détenus en dehors des institutions financières traditionnelles, probablement via les services financiers mobiles, qui ont connu une croissance rapide dans la région.

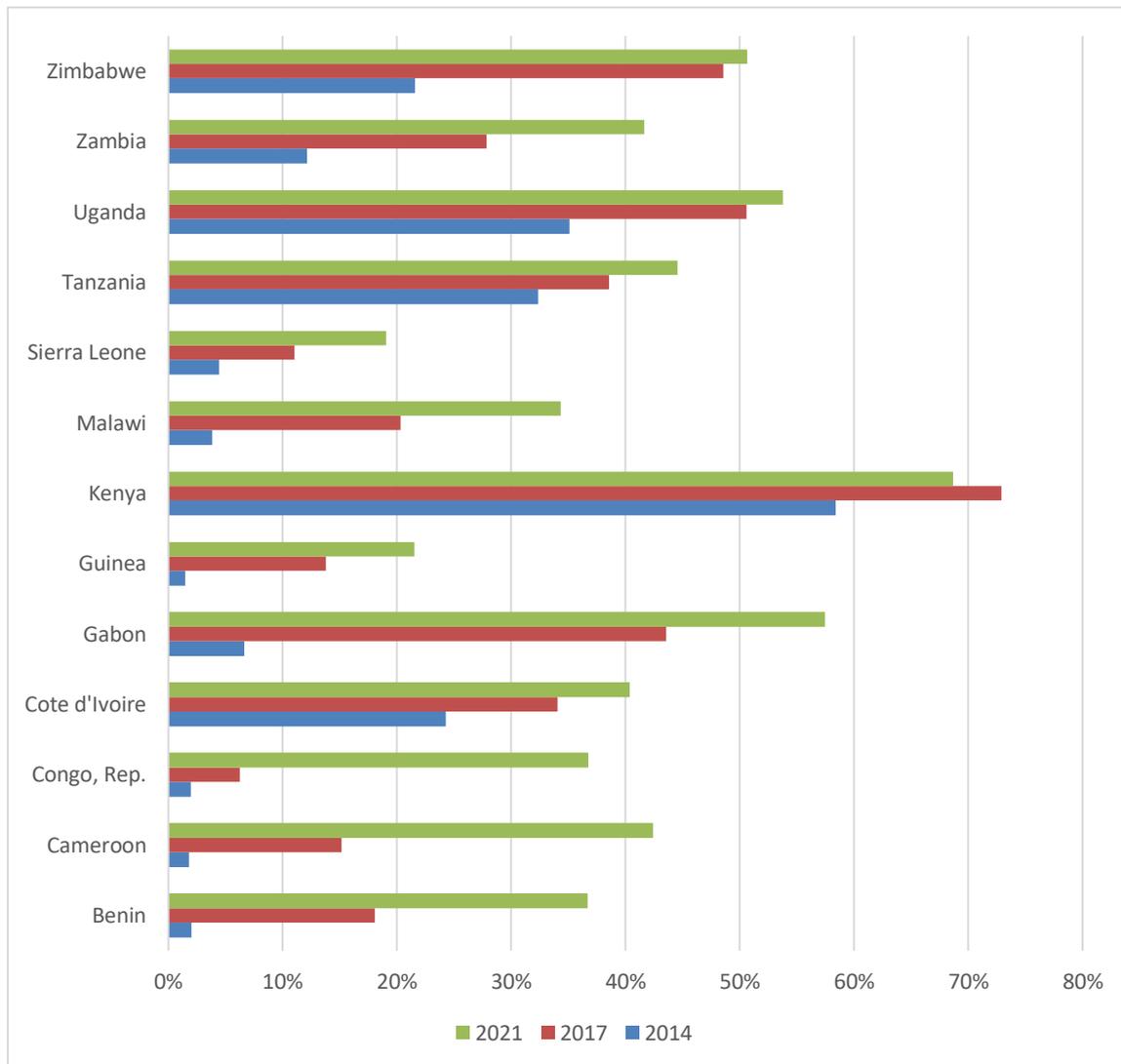
Graphique 1 : Accès à un compte

Source : auteur à partir des données de Global Findex (2021)

Par ailleurs, l'ASS abrite les 11 économies mondiales où un plus grand nombre d'adultes possèdent uniquement un compte d'argent mobile plutôt qu'un compte dans une institution financière. Il s'agit notamment du Bénin, du Cameroun, de la République du Congo, de la Côte d'Ivoire, du Gabon, de la Guinée, du Malawi, de la Sierra Leone, de la Tanzanie, de la Zambie et du Zimbabwe. En 2014, les comptes d'argent mobile étaient concentrés en Afrique de l'Est. Depuis, ces comptes se sont étendus à l'Afrique de l'Ouest et au-delà, avec une augmentation notable de la détention de comptes d'argent mobile au Gabon (Afrique centrale), passant de seulement 7 % en 2014 à 57 % en 2021, et en Ouganda (Afrique de l'Est), passant de 35 % en 2014 à 54 % en 2021 (voir graphique 2).

Le Kenya se distingue nettement dans le paysage africain de la finance numérique, en particulier dans le domaine de l'argent mobile. Effectivement, le graphique 2 montre que dès 2014, ce pays affichait déjà un taux exceptionnel de 58 % de possession de comptes d'argent mobile, ce qui s'explique, notamment grâce au succès de la plateforme M-Pesa, lancée en 2007. En 2017, ce taux atteint un sommet de 73 %, positionnant le Kenya comme un leader incontesté en Afrique dans ce secteur. Toutefois, entre 2017 et 2021, une légère baisse est observée, avec un taux passant à 69 %. Cette baisse pourrait s'expliquer par des évolutions dans l'inclusion financière via d'autres canaux notamment le mobile banking et fintechs.

Graphique 2 : Accès à un compte d'argent mobile



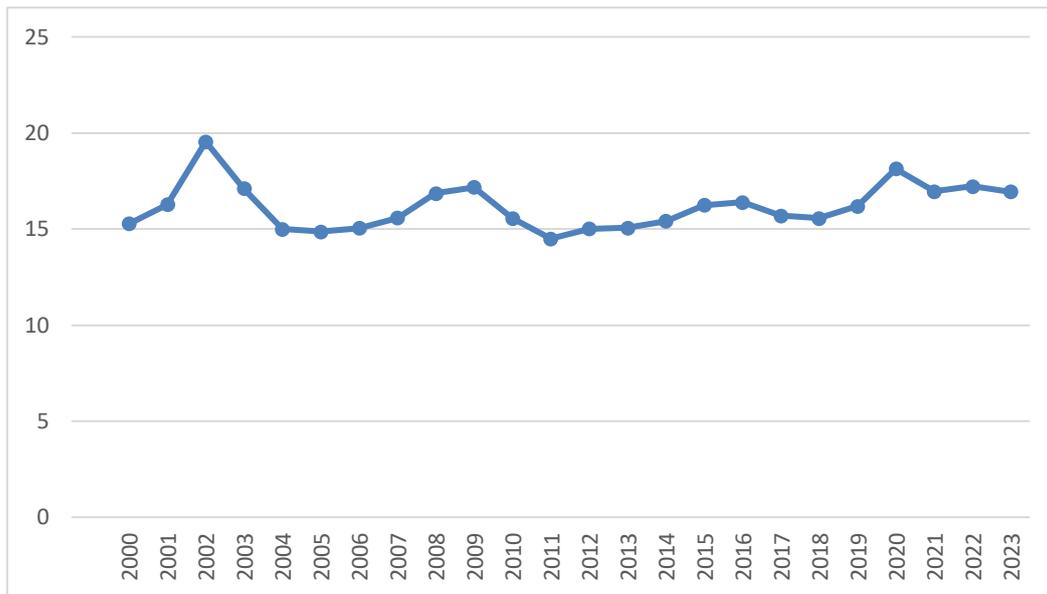
Source : auteur à partir des données de Global Findex (2021)

L'évolution de la contribution du secteur agricole au PIB est présentée sur le graphique 3. En effet, l'analyse de ce graphique montre qu'entre l'année 2000 et 2023, le secteur agricole a représenté une composante non négligeable du PIB de l'ASS, avec une contribution oscillante entre 14 % et 19 %. Au début de l'année 2000 jusqu'en 2002, on observe une hausse de la part de ce secteur dans le PIB, passant de 15,3 % à 19,5 %. Toutefois, cette hausse est suivie d'un déclin entre 2003 et 2005. Au cours de cette période, la part du secteur diminue pour se situer autour de 15 %.

Entre 2006 et 2009, le secteur agricole retrouve une certaine vigueur, culminant à 17,2 % en 2009. Cependant, de 2010 à 2017, la part du secteur reste relativement stable et oscillant entre 15% et 16 %. Une hausse remarquable intervient à nouveau en 2020, avec une part atteignant 18,1 %.

En 2023, la part du secteur agricole dans le PIB se situe à 16,9 %, confirmant sa place non négligeable dans l'économie de la région. Malgré les efforts de transformation structurelle, l'agriculture reste l'un des piliers économiques en ASS grâce à sa contribution au PIB.

Graphique 3 : Évolution de la valeur ajoutée agricole (% du PIB)



Source : auteur à partir des données des indicateurs de développement dans le monde

En somme, les analyses menées dans cette partie mettent en lumière deux dynamiques majeures. D'une part, l'ASS connaît une transformation rapide sur le plan de l'inclusion financière, principalement portée par l'essor des services d'argent mobile. D'autre part, l'agriculture demeure l'un des piliers économiques pour l'ASS. En effet, sa contribution relativement stable, bien qu'oscillante, autour de 15 % à 19 % du PIB depuis plus de deux décennies montre que le secteur reste fondamental pour la croissance.

4. Source de données et statistiques descriptives

Dans cette partie, nous présentons les sources de données utilisées pour notre analyse ainsi que les principales statistiques descriptives qui permettent de mieux comprendre la structure et les caractéristiques de l'échantillon étudié.

Pour examiner le lien entre l'inclusion financière et la croissance du secteur agricole, l'étude utilise les données de l'enquête sur l'accès aux services financiers (*Financial Access Survey, 2023*) du Fonds Monétaire International et des indicateurs du développement mondial (*World Development Indicators, 2023*) de la Banque Mondiale. L'étude couvre la période allant de 2004 à 2022 et utilise un panel de 29 pays d'ASS : Angola, Bénin, Botswana, Burkina Faso, Cap-Vert, Cameroun, Comores, Côte d'Ivoire, Eswatini, Gambie, Ghana, Guinée, Guinée-Bissau, Kenya, Malawi, Madagascar, Mozambique, Mali, Maurice, Namibie, Niger, Nigéria, Rwanda, Sénégal, Afrique du Sud, Tanzanie, Togo, Ouganda et Zambie.

Le choix des pays et de l'intervalle temporel repose sur la disponibilité et la couverture des données relatives aux variables retenues. L'ensemble des variables utilisées dans le cadre de cette recherche est présenté dans le tableau 1.

Tableau 1 : Description et signe attendu des variables

Variabiles	Description
Vaa_pi	Valeur ajoutée du secteur agricole (% du PIB)
Acces_km	Le nombre d'agences de banques commerciales pour 1 000 km ²
Acces_ad	Nombre d'agences bancaires pour 100 000 adultes
Emp_ag	Emplois dans l'agriculture (% du total des emplois)

Source: auteur

Concernant les statistiques descriptives, le tableau 2 montre que la valeur ajoutée du secteur agricole (Vaa_pi) représente en moyenne 19,6 % du PIB, avec une forte variabilité entre pays (écart-type de 10,3). Le nombre d'agences de banques commerciales pour 1 000 km² (Acces_km) montre une inégalité importante, allant de 0,03 km² à plus de 111 km², avec une moyenne de 6,28 km². Le nombre d'agences bancaires pour 100 000 adultes (lAcces_ad) présente une moyenne de 5,63 agences avec une faible dispersion (écart-type de 5,72) et des valeurs extrêmes allant jusqu'à 32 agences bancaires pour 100 000 adultes.

L'emploi agricole (Emp_ag) représente en moyenne 46,6 % du total des emplois. Cette variable présente un écart-type de 5,721 et des valeurs extrêmes allant de 5,318% à 86,434%. Ces valeurs élevées indiquent que le secteur agricole en ASS dépend fortement de l'emploi agricole.

Par ailleurs, pour faciliter l'analyse économétrique, plusieurs variables ont été transformées en logarithmes, notamment la valeur ajoutée agricole (lVaa_pi), le nombre d'agences de banques commerciales pour 1 000 km² (lAcces_km) et le nombre d'agences bancaires pour 100 000 adultes (lAcces_ad). Ces transformations permettent de réduire la distorsion liée aux valeurs extrêmes.

Tableau 2: statistiques descriptives

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Vaa_pi	551	19.592	10.304	1.58	41.351
Acces_km	546	6.284	17.601	.028	111.823
Acces_ad	546	5.627	5.721	.400	32.190
Emp_ag	551	46.562	20.429	5.318	86.434
Transformation logarithme					
lVaa_pi	551	2.741	.809	.457	3.722
lAcces_km	546	.367	1.56	-3.589	4.717
lAcces_ad	546	1.375	.819	-.915	3.472

Source : auteur

5. Approche méthodologique

Cette section détaille l'approche méthodologique adoptée dans le cadre du travail. Elle commence par le modèle d'analyse. Ensuite, présente les techniques d'estimation utilisées avant de terminer par la présentation des résultats.

5.1 Modèle d'analyse

Dans ce travail, nous cherchons à explorer la relation dynamique entre l'inclusion financière et la croissance du secteur agricole. La méthode la plus connue pour explorer la relation dynamique entre les variables est la méthodologie des vecteurs autorégressifs (VAR), mais elle n'est applicable que pour les données de séries temporelles et non pour les données de panel. Pour utiliser la méthode VAR sur des données de panel, il est nécessaire de recourir à une méthodologie VAR adaptée aux données de panel, c'est-à-dire une version transformée de la méthodologie VAR pour les données de panel. Cette approche combine le principe du VAR, qui considère toutes les variables comme endogènes, avec un contrôle de l'hétérogénéité entre les unités du panel (Love & Zicchino, 2006).

L'approche empirique de notre étude suit les travaux de Kim et al. (2018) qui ont estimé empiriquement la relation entre l'inclusion financière et la croissance économique. Ainsi, notre modèle s'écrit comme suit :

$$Y_{it} = c + \sum_{s=1}^m A_s Y_{i,t-s} + \eta_i + d_{c,t} + e_t \quad (1)$$

Y_{it} est un vecteur de variables endogènes (IVaa_pi, lAcces_ad, D.Emp_ag) pour l'unité i au temps t , $d_{c,t}$ sont des variables muettes temporelles spécifiques à chaque pays, A_s sont les matrices de coefficients à estimer pour chaque retard s . Il est à souligner que tous les individus du panel ont la même structure si l'approche VAR (vecteur autorégressif) utilisant des données de panel est applicable. Pour cela, nous avons inclus η_i dans l'équation (1) pour tenir compte des effets fixes (Kim et al., 2018). Cependant, en raison de la présence de la variable dépendante retardée, les effets fixes sont corrélés avec les régressions, ce qui crée des coefficients d'estimation biaisés. Pour corriger ce biais, nous avons utilisé la technique de centrage vers l'avant (forward mean-differencing), également appelée procédure de Helmert, qui est reconnue pour préserver l'orthogonalité entre les variables transformées et les régressions (Love & Zicchino, 2006). Ainsi, cette étude estime le modèle VAR dynamique avec le système GMM en utilisant des régressions retardées.

Par ailleurs, le choix du nombre de retards à inclure dans un modèle vectoriel autorégressif en panel (PVAR) constitue une étape cruciale pour garantir la validité et la précision des estimations. Dans la littérature, le choix du nombre de retards dans les PVAR se fait selon les critères d'information proposés par Andrews & Lu (2001), à savoir le MBIC, le MAIC et le MQIC. Cependant, dans notre recherche, l'application de ces critères ne permet pas d'identifier le nombre optimal de retards. Face à cette situation, nous avons opté pour un seul retard dans le modèle. Ce choix s'inscrit dans la lignée des travaux de Love & Zicchino (2006) ainsi que Abrigo & Love (2016), qui préconisent le choix d'un unique retard afin d'assurer une identification fiable dans les estimations PVAR utilisant la méthode GMM.

Aussi, la pertinence de notre choix pour un retard est renforcée par la faible dimension temporelle de notre panel ($T = 19$ années). En effet, dans les panels à courte période comme c'est le cas pour notre recherche, l'introduction de plusieurs retards peut non seulement réduire les degrés de liberté, mais aussi accroître les problèmes de multicollinéarité et affaiblir la qualité des instruments mobilisés dans le cadre de l'estimation GMM. L'adoption d'un seul retard permet de corriger tous ces problèmes et garantir la validité du modèle.

Tableau 3 : Résultats des tests de stationnarité de type Fisher pour la variable

	ADF (Dickey-Fuller augmenté)	PP (Phillips-Perron)
lAcces_km		
Inverse chi-deux (df = 58) – P	229.0814***	266.8270***
Inverse normale – Z	-8.6108***	-8.8295***
Inverse logit t (df = 149) – L*	-10.8086***	-12.3997***
Chi-deux modifié – Pm	15.8845***	19.3891***
lAcces_ad		
Inverse chi-deux (df = 58) – P	195.9842***	232.8671***
Inverse normale – Z	-7.2057***	-7.3888***
Inverse logit t (df = 149) – L*	-8.8526***	-10.2652***
Chi-deux modifié – Pm	12.8115***	16.2360***
D.Emp_ag		
Inverse chi-deux (df = 58) – P	220.3766***	188.4445***
Inverse normale – Z	-8.1550***	-7.6396***
Inverse logit t (df = 149) – L*	-10.2245***	-8.6328***
Chi-deux modifié – Pm	15.0763***	12.1115***
IVaa_pi		
Inverse chi-deux (df = 58) – P	100.722***	87.958***
Inverse normale – Z	-2.327***	-2.037**
Inverse logit t (df = 149) – L*	-2.500***	-1.904**
Chi-deux modifié – Pm	3.967***	2.782***

*, ** et *** indiquent une signification aux niveaux de 10 %, 5 % et 1 %, respective.

Source : auteur

Nous avons effectué un test de racine unitaire de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) et de Phillips-Perron (PP) sur chaque panel avec un retard d'ordre 1 pour toutes les variables. Tous les tests de racine unitaire ne comprennent pas de tendance pour l'ensemble des variables. L'hypothèse nulle de tous les tests est que tous les panels contiennent une racine unitaire. Les résultats des tests de stationnarité affirment que les variables (lAcces_km, lAcces ad et IVaa_pi) sont stationnaires à niveau et le variable (Emp_ag) est stationnaire en différence première (voir tableau 3).

5.2 Résultats de la régression

Les résultats de l'estimation du modèle (1) présentés dans le tableau 4 indiquent que dans la première équation, la valeur ajoutée du secteur agricole en pourcentage du PIB (IVaa_pi) est significativement influencée par sa propre valeur passée. Cela montre une inertie du secteur agricole, suggérant que les dynamiques passées de performance conditionnent les résultats actuels.

Par ailleurs, la deuxième équation du même tableau révèle que la part de l'emploi dans le secteur agricole (D_Emp_ag) exerce un effet négatif et statistiquement significatif au seuil de 5 % sur la valeur ajoutée agricole. Ce constat va à l'encontre des résultats de Akpa et al. (2021), qui ont mis en évidence une relation positive au Bénin, selon laquelle une augmentation d'une unité de la main-d'œuvre entraînait une hausse de 1,758 % de la production agricole.

L'effet négatif de l'emploi agricole sur la croissance du secteur agricole pourrait s'expliquer par les conditions de production spécifiques en ASS. En effet, une large part des exploitants agricoles continue de recourir à des techniques rudimentaires et peu mécanisées et cette réalité limite la productivité marginale du travail agricole. Ce qui pourrait justifier l'effet négatif observé entre l'emploi agricole et la valeur ajoutée du secteur agricole dans cette région.

Nos résultats révèlent un lien fort entre la croissance de la valeur ajoutée agricole et le nombre d'agences bancaires pour 100 000 adultes (lAcces_ad). Ce résultat indique qu'une amélioration de la performance agricole contribue à l'expansion du réseau bancaire, renversant ainsi le sens de causalité généralement évoqué dans les études antérieures menées en ASS (Agbenyo et al., 2019; Akpa et al., 2021; Cece & Konte, 2025; Fowowe, 2020; Kitoto, 2024). Les résultats montrent également que l'inclusion financière se montre très persistante dans le temps, comme l'indique le coefficient élevé et significatif de sa propre valeur passée.

Enfin, la troisième et dernière équation du tableau 4 indique que la part des emplois agricoles dans l'emploi total dépend principalement de sa propre dynamique passée. Ce constat met en évidence une forte inertie structurelle du secteur agricole, probablement liée à l'absence d'alternatives économiques viables en milieu rural ou à la transmission intergénérationnelle des pratiques agricoles.

Par ailleurs, la part des emplois agricoles n'est significativement influencée ni par la valeur ajoutée du secteur agricole, ni par l'inclusion financière. Ce résultat suggère, d'une part, que les gains de productivité enregistrés dans l'agriculture sont principalement imputables à l'amélioration des techniques de production, et non à une augmentation de la main-d'œuvre. D'autre part, l'accès des producteurs aux services financiers reste limité, ce qui freine le développement du secteur et limite son potentiel en matière de création d'emplois.

Tableau 4 : Résultat de la régression

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
	lVaa_pi	lAcces_ad	D_Emp_ag
L.lVaa_pi	0.625*** (0.193)	0.932*** (0.335)	-0.726 (2.806)
L.lAcces_ad	0.0183 (0.0219)	0.834*** (0.0533)	0.208 (0.277)
L.D_Emp_ag	-0.00974** (0.00392)	0.00928 (0.00921)	0.464*** (0.120)
Observations	460	460	460

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Source : auteur

5.3 Tests de causalité au sens de Granger et de stabilité du modèle

Les résultats du test de causalité au sens de Granger, présentés dans le tableau 5, révèlent que les relations entre les variables étudiées ne sont pas bidirectionnelles, mais unidirectionnelles pour la relation entre certaines variables.

Premièrement, il apparaît que l'emploi agricole cause, au sens de Granger, la valeur ajoutée agricole. Ce lien indique que l'évolution de la main-d'œuvre agricole exerce une influence significative, bien que négative, sur la performance économique du secteur. Cette relation négative, déjà mise en évidence dans les résultats du modèle PVAR, traduit une problématique de faible productivité marginale du travail agricole.

Deuxièmement, les résultats mettent en évidence une causalité unidirectionnelle allant de la valeur ajoutée agricole vers l'inclusion financière, mesurée par le nombre d'agences bancaires pour 100 000 adultes (lAcces_ad), sans réciprocity. Ce résultat suggère que l'amélioration de la performance économique du secteur agricole précède et conditionne l'expansion du réseau bancaire, plutôt que l'inverse.

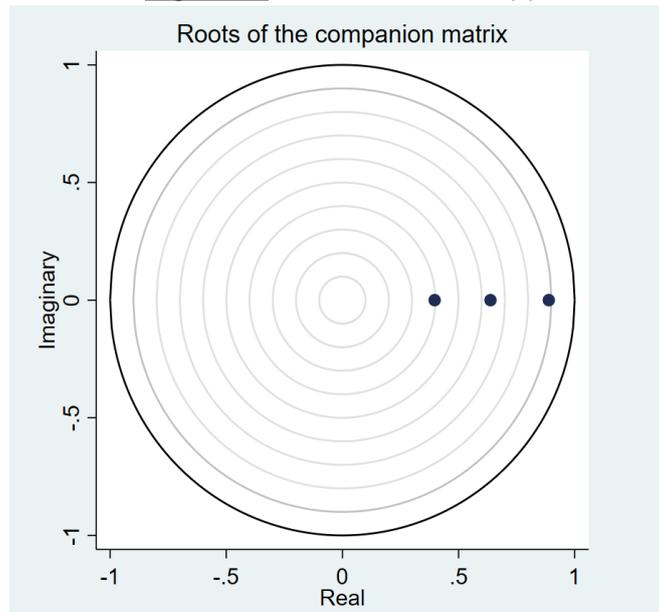
Enfin, aucune des variables étudiées ne cause l'évolution de l'emploi agricole au sens de Granger, ce qui confirme la forte inertie structurelle de cette variable. Cela traduit des rigidités caractéristiques du milieu rural, où le marché du travail agricole reste peu réactif aux évolutions économiques ou institutionnelles à court terme.

Tableau 5 : Test de causalité

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
L.IVaa_pi	L.lAcces_ad	0.698	1	0.403
	L.D_Emp_ag	6.156	1	0.013
	ALL	9.265	2	0.010
L.lAcces_ad	L.IVaa_pi	7.736	1	0.005
	L.D_Emp_ag	1.014	1	0.314
	ALL	8.676	2	0.013
L.D_Emp_ag	L.IVaa_pi	0.067	1	0.796
	L.lAcces_ad	0.565	1	0.452
	ALL	1.029	2	0.598

Source : auteur

Le test de stabilité montre que le modèle est stable. En effet, les racines de la matrice associée sont à l'intérieur du cercle (voir figure 1). Cela implique que le PVAR est inversible et admet une représentation VMA d'ordre infini.

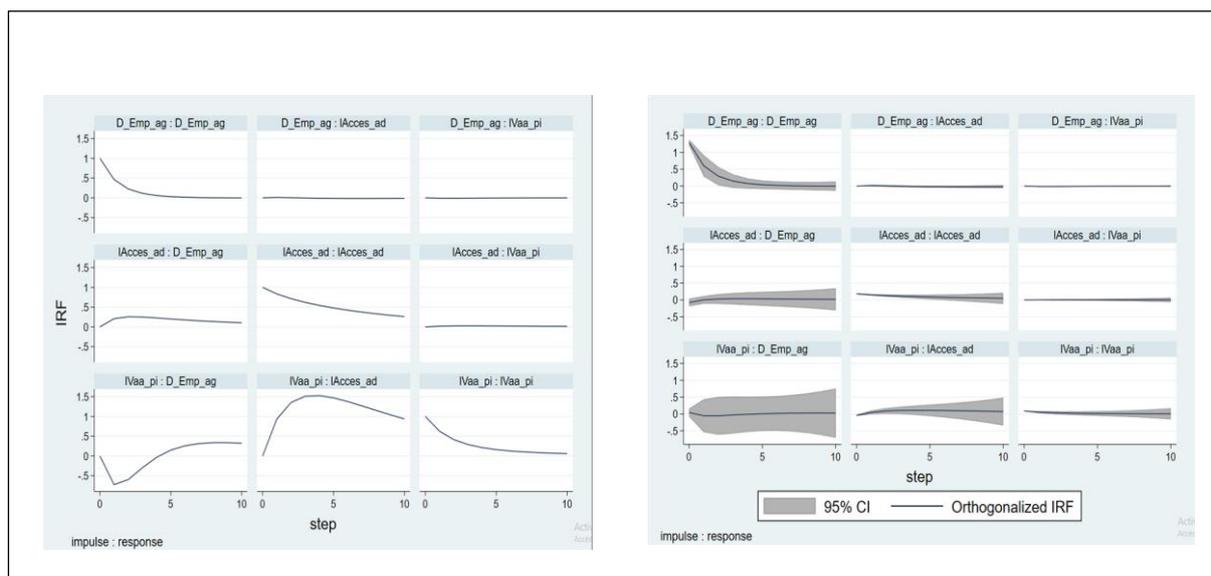
Figure 1 : Stabilité du PVAR (1)**Source :** auteur

5.4 Réponse impulsionnelle

L'analyse des fonctions de réponse impulsionnelle orthogonalisées (figure 2) montre qu'un choc positif sur la valeur ajoutée du secteur agricole (IVaa_pi) engendre une réponse positive significative de l'inclusion financière (IAcces_ad), traduisant une transmission effective entre la performance du secteur agricole et le développement de l'accès aux services bancaires. Cet effet, visible à moyen terme, suggère que la croissance agricole constitue un levier crédible pour l'amélioration de l'inclusion financière particulièrement en milieu rural.

En revanche, la figure 2 indique que les chocs affectant l'emploi agricole (D_Emp_ag) ne génèrent pas de réponses significatives ni sur la valeur ajoutée agricole ni sur l'accès aux services financiers, révélant une inertie structurelle du marché du travail agricole et une faible interaction entre emploi et l'accès aux services financiers. De même, un choc sur l'inclusion financière ne semble pas influencer de manière notable la valeur ajoutée agricole, indiquant une asymétrie dans la relation.

Dans l'ensemble, ces résultats soulignent l'importance de stimuler la productivité agricole comme moteur de transformation rurale, plutôt que de compter uniquement sur l'expansion du système financier ou sur l'augmentation de l'emploi agricole. L'impact unidirectionnel de la croissance agricole vers l'inclusion financière met en lumière le rôle stratégique que peut jouer le secteur agricole dans une stratégie de développement intégré.

Figure 2 : Fonctions de réponse orthogonalisées


Source : auteur

6. Test de robustesse

Nous testons la robustesse de nos résultats en changeant l'indicateur décrivant l'inclusion financière « lAcces_ad » par un autre indicateur de l'inclusion financière « lAcces_km ». Nous avons suivi les mêmes étapes. Les tableaux 7 et 8 présentent respectivement les résultats de la régression PVAR et du test des causalités au sens de Granger.

Tableau 7 : Résultat de la régression

VARIABLES	(1) lVaa_pi	(2) lAcces_km	(3) D_Emp_ag
L.lVaa_pi	0.493** (0.214)	0.623** (0.304)	-1.558 (3.051)
L.lAcces_km	-0.00109 (0.0216)	0.882*** (0.0280)	0.0448 (0.242)
L.D_Emp_ag	-0.0114** (0.00450)	0.00641 (0.00690)	0.453*** (0.122)
Observations	460	460	460

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Source : auteur

Tableau 8 : Test de causalité

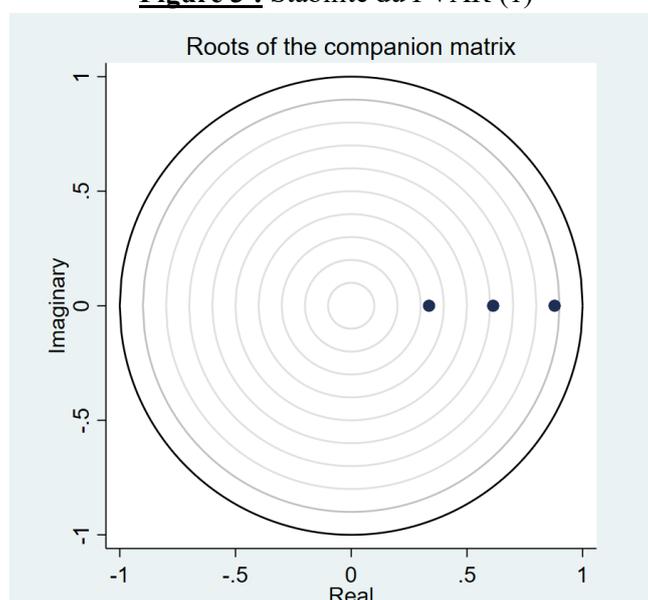
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
L.lVaa_pi	L.lAcces_km	0.003	1	0.960
	L.D_Emp_ag	6.458	1	0.011
	ALL	7.775	2	0.020
L.lAcces_km	L.lVaa_pi	7.736	1	0.040
	L.D_Emp_ag	1.014	1	0.353

	ALL	8.676	2	0.120
L.D_Emp_ag	L.IVaa_pi	0.067	1	0.610
	L.lAcces_km	0.565	1	0.853
	ALL	1.029	2	0.714

Source : auteur

Le remplacement de l'indicateur d'inclusion financière lAcces_ad (agences bancaires pour 100 000 adultes) par lAcces_km (agences bancaires pour 1 000 km²) confirme les résultats précédents (voir les tableaux 4 et 5). En effet, la valeur ajoutée agricole reste significativement influencée par sa valeur passée et négativement par l'emploi agricole. L'analyse révèle également que la croissance agricole stimule l'expansion du réseau bancaire. Enfin, les tests de causalité au sens de Granger confirment l'absence d'influence externe sur l'évolution de l'emploi agricole.

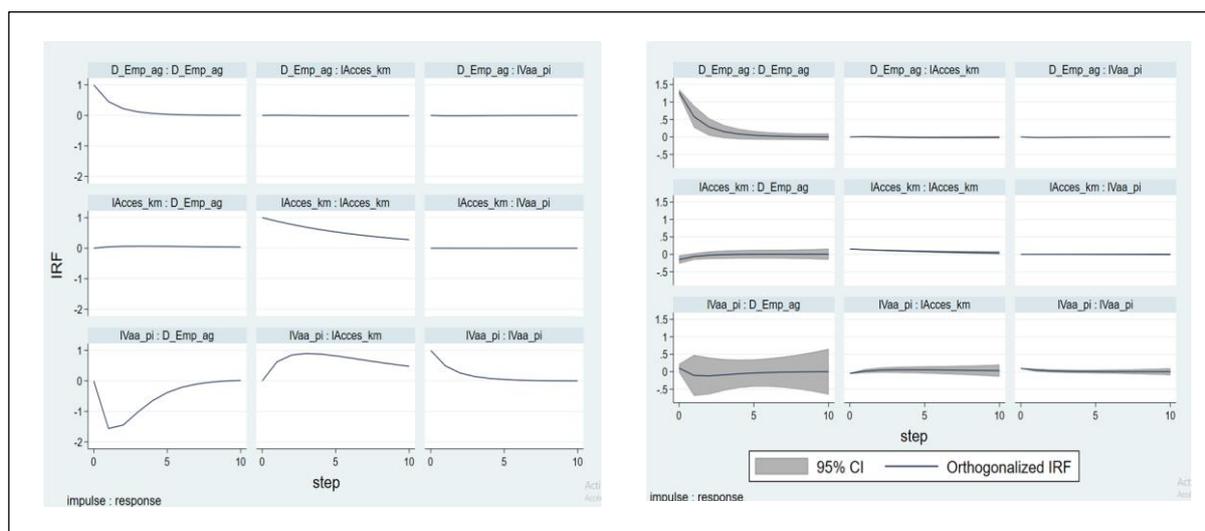
Figure 3 : Stabilité du PVAR (1)



Source : auteur

Ici encore, le test de stabilité (voir figure 3) montre le modèle estimé en changeant la variable décrivant l'inclusion financière « lAcces_ad » par la variable « lAcces_km » est stable.

L'analyse des fonctions de réponse impulsionnelle avec la variable lAcces_km (voir figure 4) confirme les résultats obtenus avec la variable lAcces_ad. En effet, un choc sur la valeur ajoutée agricole entraîne une amélioration significative de l'inclusion financière mesurée par le nombre d'agences bancaires pour 1 000 km². En revanche, ni l'emploi agricole, ni l'inclusion financière ne provoquent d'effet notable sur les autres variables.

Figure 4 : Fonctions de réponse orthogonalisées

Source : auteur

Ces confirmations empiriques, obtenues à la fois avec les indicateurs « IAcces_ad » et « IAcces_km » valident la robustesse de notre analyse. En montrant que la dynamique unidirectionnelle allant de la performance agricole vers l'inclusion financière se maintient quel que soit le proxy utilisé pour mesurer l'accès bancaire, nous renforçons la crédibilité et la solidité de nos résultats. Cela confirme que la croissance du secteur agricole constitue un moteur fiable du développement financier en milieu rural, indépendamment de la manière dont l'inclusion financière est quantifiée.

7. Conclusion

Cette étude s'est penchée sur la relation entre l'inclusion financière et la croissance du secteur agricole en ASS, en s'appuyant sur un panel de 29 pays couvrant la période 2004–2022. À travers une approche méthodologique mobilisant le modèle Panel VAR, les fonctions de réponse impulsionnelle et les tests de causalité au sens de Granger, notre analyse permet d'apporter un éclairage nouveau sur un sujet encore peu exploré dans la littérature économique.

Les résultats obtenus révèlent une dynamique unidirectionnelle allant de la performance du secteur agricole vers l'inclusion financière. Contrairement à de nombreuses études antérieures qui montrent que l'inclusion financière stimule la croissance agricole, notre étude indique plutôt que c'est la performance du secteur agricole qui favorise l'expansion des services financiers. Ce constat remet en question l'hypothèse dominante d'un effet moteur de l'inclusion financière sur le développement agricole dans le contexte des pays d'ASS.

Par ailleurs, l'étude met en évidence une inertie marquée du secteur agricole, tant en termes de valeur ajoutée que d'emploi. La main-d'œuvre agricole, souvent peu productive en raison de méthodes de production rudimentaires, ne constitue pas un levier significatif de croissance du secteur agricole en ASS, et l'accès aux services financiers reste insuffisamment développé pour jouer un rôle transformateur immédiat dans cette région du monde.

Ces résultats suggèrent que les politiques publiques devraient se concentrer en priorité sur la modernisation du secteur agricole, par le biais de l'innovation technologique, de la mécanisation, de l'amélioration des infrastructures et de l'organisation des chaînes de valeurs afin de renforcer ses effets sur l'inclusion financière.

Malgré la pertinence de nos résultats, cette étude présente quelques limites. Premièrement, elle n'intègre pas l'utilisation de l'argent mobile dans les estimations, alors même que ce canal représente un levier fondamental de l'inclusion financière en ASS. Deuxièmement, l'étude se limite à la seule dimension de l'accès aux services financiers, en négligeant deux autres dimensions essentielles : l'utilisation des services financiers et la qualité de ces derniers, qui influencent l'impact de l'inclusion financière sur le développement agricole. Troisièmement, elle n'utilise pas un indice composite d'inclusion financière, qui permettrait de saisir la nature multidimensionnelle du phénomène. Enfin, l'étude fait abstraction de plusieurs variables qualitatives, telles que la qualité de la gouvernance, les politiques agricoles en place, ou encore les inégalités géographiques et sociales, qui jouent un rôle déterminant dans l'accès et l'utilisation des services financiers. Prendre en compte ces limites dans de futures recherches permettrait d'offrir une lecture plus globale du lien entre inclusion financière et croissance du secteur agricole.

8. Bibliographie

- [1] Abrigo, M. R. M., & Love, I. (2016). Estimation of Panel Vector Autoregression in Stata. *The Stata Journal: Promoting Communications on Statistics and Stata*, 16(3), 778-804. <https://doi.org/10.1177/1536867X1601600314>
- [2] Adamu, M. B., & Suleiman, M. (2018). Financial Inclusion and Inclusive Growth: Evidence from West and East African Countries. *4TH SOCIAL SCIENCES*, 165.
- [3] Abrigo, M. R. M., & Love, I. (2016). Estimation of Panel Vector Autoregression in Stata. *The Stata Journal: Promoting Communications on Statistics and Stata*, 16(3), 778-804. <https://doi.org/10.1177/1536867X1601600314>
- [4] Adamu, M. B., & Suleiman, M. (2018). Financial Inclusion and Inclusive Growth: Evidence from West and East African Countries. *4TH SOCIAL SCIENCES*, 165.
- [5] Agbenyo, W., Jiang, Y., & Antony, S. (2019). Cointegration Analysis of Agricultural Growth and Financial Inclusion in Ghana. *Theoretical Economics Letters*, 09(04), 895-911. <https://doi.org/10.4236/tel.2019.94058>
- [6] Aka, B. E. (2010). Développement financier et croissance économique dans les pays de l'UEMOA : Y a-t-il des différences sectorielles ? *Savings and Development*, 343-368.
- [7] Akpa, A., Chabossou, A., & Degbedji, D. F. (2021). *Effet de l'inclusion financière sur la croissance agricole au Bénin*. 2, 1-16.
- [8] Andrews, D. W., & Lu, B. (2001). Consistent model and moment selection procedures for GMM estimation with application to dynamic panel data models. *Journal of econometrics*, 101(1), 123-164.

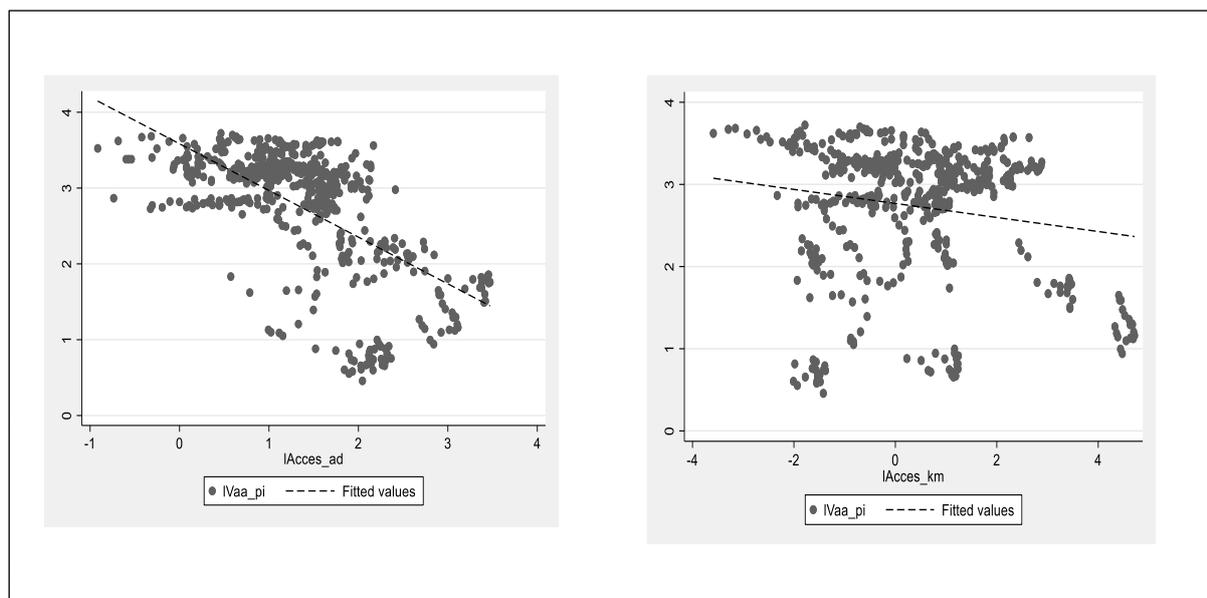
- [9] Atakli, B. A., & Agbenyo, W. (2020). Nexus between Financial Inclusion, Gender and Agriculture Productivity in Ghana. *Theoretical Economics Letters*, 10(03), Article 03. <https://doi.org/10.4236/tel.2020.103035>
- [10] Awotide, B. A., Abdoulaye, T., Alene, A., & Manyong, V. M. (Éds.). (2015). *Impact of Access to Credit on Agricultural Productivity: Evidence from Smallholder Cassava Farmers in Nigeria*. <https://doi.org/10.22004/ag.econ.210969>
- [11] Cece, P., & Konte, M. A. (2025). Inclusion Financière et Croissance du Secteur Agricole en Afrique Subsaharienne. *Revue Française d'Economie et de Gestion*, 6(5), Article 5. <https://www.revuefreg.fr/index.php/home/article/view/2103>
- [12] Chaddad, F. R., Cook, M. L., & Heckeley, T. (2005). Testing for the Presence of Financial Constraints in US Agricultural Cooperatives: An Investment Behaviour Approach. *Journal of Agricultural Economics*, 56(3), 385-397. <https://doi.org/10.1111/j.1477-9552.2005.00027.x>
- [13] Chandavarkar, A. (1992). Of finance and development: Neglected and unsettled questions. *World development*, 20(1), 133-142.
- [14] Churchill, S. A., & Marisetty, V. B. (2020). Financial inclusion and poverty: A tale of forty-five thousand households. *Applied Economics*, 52(16), 1777-1788. <https://doi.org/10.1080/00036846.2019.1678732>
- [15] Erlando, A., Riyanto, F. D., & Masakazu, S. (2020). Financial inclusion, economic growth, and poverty alleviation: Evidence from eastern Indonesia. *Heliyon*, 6(10). [https://www.cell.com/heliyon/fulltext/S2405-8440\(20\)32078-8](https://www.cell.com/heliyon/fulltext/S2405-8440(20)32078-8)
- [16] Fowowe, B. (2020a). The effects of financial inclusion on agricultural productivity in Nigeria. *Journal of Economics and Development*, 22(1), 61-79. <https://doi.org/10.1108/JED-11-2019-0059>
- [17] Fowowe, B. (2020b). The effects of financial inclusion on agricultural productivity in Nigeria. *Journal of Economics and Development*, 22(1), 61-79. <https://doi.org/10.1108/JED-11-2019-0059>
- [18] Gunarsih, T., Sayekti, F., & Dewanti, R. L. (2018). Financial inclusion and poverty alleviation: Evidence from Indonesia. *International Journal of Economics, Business and Management Research*, 2(03), 468-480.
- [19] Hu, Y., Liu, C., & Peng, J. (2021). Financial inclusion and agricultural total factor productivity growth in China. *Economic Modelling*, 96, 68-82. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2020.12.021>
- [20] Inoue, T. (2019). Financial inclusion and poverty reduction in India. *Journal of Financial Economic Policy*, 11(1), 21-33. <https://doi.org/10.1108/JFEP-01-2018-0012>

- [21] Kareem, R., Bakare, H., Raheem, K. A., Ologunla, S. E., Alawode, O., Ademoyewa, G., & Bakare, O. (2013, décembre 11). *Analysis of factors influencing agricultural output in Nigeria: Macro-economic perspectives*. <https://www.semanticscholar.org/paper/Analysis-of-factors-influencing-agricultural-output-Kareem-Bakare/bbe6bdd5def5c6cf4a3f0ae0f511da64fb494ccf>
- [22] Kim, D.-W., Yu, J.-S., & Hassan, M. K. (2018). Financial inclusion and economic growth in OIC countries. *Research in International Business and Finance*, 43, 1-14.
- [23] Kitoto, P. A. O. (2024). Inclusion financière numérique et productivité agricole. *Revue internationale des études du développement*, 254, Article 254. <https://doi.org/10.4000/ried.10245>
- [24] Love, I., & Zicchino, L. (2006). Financial development and dynamic investment behavior : Evidence from panel VAR. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 46(2), 190-210. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2005.11.007>
- [25] Lucas Jr, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of monetary economics*, 22(1), 3-42.
- [26] Makina, D., & Walle, Y. M. (2019). Financial inclusion and economic growth: Evidence from a panel of selected African countries. In *Extending financial inclusion in Africa* (p. 193-210). Elsevier. <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/B9780128141649000098>
- [27] McKinnon, R. I. (1973). *Money and Capital in Economic Development*. Brookings Institution Press.
- [28] Mohammed, J. I., Mensah, Lord, & Gyeke-Dako, A. (2017). Financial inclusion and poverty reduction in Sub-Saharan Africa. *African Finance Journal*, 19(1), 1-22.
- [29] Naseer, I., & Azam, A. (2019, août 28). *Role of Micro finance Institutions In Promoting Financial Inclusion and Economic Growth* [MPRA Paper]. <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/97633/>
- [30] Nyarko, E. S., Amoateng, K., & Aboagye, A. Q. Q. (2023). Financial inclusion and poverty: Evidence from developing economies. *International Journal of Social Economics*, 50(12), 1719-1734.
- [31] Obilor, S. I. (2013). The impact of commercial banks' credit to agriculture on agricultural development in Nigeria: An econometric analysis. *International Journal of Business, Humanities and Technology*, 3(1), 85-94.
- [32] Ogbeide, S. O., & Igbini, O. O. (2019). Financial inclusion and poverty alleviation in Nigeria. *Accounting and Taxation Review*, 3(1), 42-54.
- [33] Robinson, J. (1952). The model of an expanding economy. *The Economic Journal*, 62(245), 42-53.

- [34] Saha, S. K., & Qin, J. (2023). Financial inclusion and poverty alleviation: An empirical examination. *Economic Change and Restructuring*, 56(1), 409-440. <https://doi.org/10.1007/s10644-022-09428-x>
- [35] Sarma, M. (2016). Measuring Financial Inclusion for Asian Economies. In S. Gopalan & T. Kikuchi (Éds.), *Financial Inclusion in Asia: Issues and Policy Concerns* (p. 3-34). Palgrave Macmillan UK. https://doi.org/10.1057/978-1-137-58337-6_1
- [36] Schumpeter, J. A. (1911). A Theory of Economic Development. *Harvard University Press, Cambridge, MA*.
- [37] Segning, B., Constant, F., Noupie, E., Piabuo, S., & Douanla Meli, S. (2024). Effet de l'inclusion financière sur la croissance économique en Afrique subsaharienne : Une analyse comparative suivant certains facteurs socioculturels. *Canadian Journal of Development Studies / Revue canadienne d'études du développement*, 45, 1-20. <https://doi.org/10.1080/02255189.2023.2291028>
- [38] Shaw, E. S. (1973). *Financial deepening in economic development*. Oxford University Press. <https://agris.fao.org/search/en/providers/122621/records/647396913ed73003714cd005>
- [39] Siddik, Md. N. A., Ahsan, T., & Kabiraj, S. (2019). Does Financial Permeation Promote Economic Growth? Some Econometric Evidence from Asian Countries. *Sage Open*, 9(3), 2158244019865811. <https://doi.org/10.1177/2158244019865811>

9. Annexes

9.1 Dispersion et courbe de tendance



9.2 Résultat de la régression PVAR avec la variable lAcces_ad

pvar IVaa_pi lAcces_ad D_Emp_ag, lag(1)

GMM Estimation

Final GMM Criterion Q(b) = 7.08e-34

Initial weight matrix: Identity

GMM weight matrix: Robust

No. of obs = 460
No. of panels = 29
Ave. no. of T = 15.862

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
IVaa_pi						
IVaa_pi						
L1.	.6249813	.1933506	3.23	0.001	.2460211	1.003941
lAcces_ad						
L1.	.0183119	.0219151	0.84	0.403	-.024641	.0612647
D_Emp_ag						
L1.	-.0097365	.0039243	-2.48	0.013	-.0174281	-.002045
-----+-----						
lAcces_ad						
IVaa_pi						
L1.	.9320217	.3350852	2.78	0.005	.2752669	1.588777
lAcces_ad						
L1.	.8337739	.0532631	15.65	0.000	.7293801	.9381677
D_Emp_ag						
L1.	.0092774	.0092134	1.01	0.314	-.0087805	.0273353
-----+-----						
D_Emp_ag						
IVaa_pi						
L1.	-.7263593	2.805994	-0.26	0.796	-6.226007	4.773289
lAcces_ad						
L1.	.20806	.2767828	0.75	0.452	-.3344244	.7505443
D_Emp_ag						
L1.	.4642538	.1197606	3.88	0.000	.2295274	.6989802

Instruments : l(1/1).(IVaa_pi lAcces_ad D_Emp_ag)

9.3 Résultat de la régression PVAR avec la variable lAcces_km

pvar IVaa_pi lAcces_km D_Emp_ag, lag(1)

Panel vector autoregression

GMM Estimation

Final GMM Criterion Q(b) = 8.87e-33

Initial weight matrix: Identity

GMM weight matrix: Robust

No. of obs = 460
 No. of panels = 29
 Ave. no. of T = 15.862

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
lVaa_pi						
lVaa_pi						
L1.	.4931278	.2137459	2.31	0.021	.0741936	.912062
lAcces_km						
L1.	-.0010942	.0216424	-0.05	0.960	-.0435125	.041324
D_Emp_ag						
L1.	-.0114394	.0045015	-2.54	0.011	-.0202621	-.0026167
-----+-----						
lAcces_km						
lVaa_pi						
L1.	.6230063	.3038505	2.05	0.040	.0274703	1.218542
lAcces_km						
L1.	.8821274	.0279997	31.50	0.000	.827249	.9370058
D_Emp_ag						
L1.	.0064097	.006903	0.93	0.353	-.0071199	.0199393
-----+-----						
D_Emp_ag						
lVaa_pi						
L1.	-1.557817	3.050933	-0.51	0.610	-7.537536	4.421902
lAcces_km						
L1.	.0448495	.2416209	0.19	0.853	-.4287188	.5184178
D_Emp_ag						
L1.	.4529764	.1216436	3.72	0.000	.2145594	.6913934

Instruments : l(1/1).(lVaa_pi lAcces_km D_Emp_ag)

9.4 Résultat du test de causalité avec la variable lAcces_ad

. pvargranger
 panel VAR-Granger causality Wald test

Ho: Excluded variable does not Granger-cause Equation variable

Ha: Excluded variable Granger-causes Equation variable

```

+-----+
| Equation \ Excluded | chi2  df  Prob > chi2 |
+-----+-----+
|IVaa_pi           |           |
|   lAcces_ad      |   0.698  1   0.403 |
|   D_Emp_ag      |   6.156  1   0.013 |
|   ALL           |   9.265  2   0.010 |
+-----+-----+
|lAcces_ad         |           |
|   IVaa_pi       |   7.736  1   0.005 |
|   D_Emp_ag     |   1.014  1   0.314 |
|   ALL          |   8.676  2   0.013 |
+-----+-----+
|D_Emp_ag         |           |
|   IVaa_pi      |   0.067  1   0.796 |
|   lAcces_ad    |   0.565  1   0.452 |
|   ALL          |   1.029  2   0.598 |
+-----+

```

9.5 Résultat du test de causalité avec la variable lAcces_km

. pvargranger

panel VAR-Granger causality Wald test

Ho: Excluded variable does not Granger-cause Equation variable

Ha: Excluded variable Granger-causes Equation variable

```

+-----+
| Equation \ Excluded | chi2  df  Prob > chi2 |
+-----+-----+
|IVaa_pi           |           |
|   lAcces_km     |   0.003  1   0.960 |
|   D_Emp_ag     |   6.458  1   0.011 |
|   ALL          |   7.775  2   0.020 |
+-----+-----+
|lAcces_km        |           |
|   IVaa_pi      |   4.204  1   0.040 |
|   D_Emp_ag    |   0.862  1   0.353 |
|   ALL         |   4.248  2   0.120 |
+-----+-----+
|D_Emp_ag         |           |
|   IVaa_pi      |   0.261  1   0.610 |
|   lAcces_km    |   0.034  1   0.853 |
|   ALL          |   0.675  2   0.714 |
+-----+

```