

Effets de l'inclusion financière sur la stabilité financière dans l'Union Économique et Monétaire Ouest Africaine.

Moussa COULIBALY

Email : mousscoulb@gmail.com

Département d'économie - UFR/SJPEG – Université Nazi Boni

Résumé : Cet article analyse les effets de l'inclusion financière sur la stabilité financière dans l'Union Économique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA). Pour ce faire, il adopte le modèle Autorégressif à retards échelonnés (ARRE) ou Autoregressive Distributive Lags (ARDL) et utilise les données de panel couvrant les huit pays de l'UEMOA sur la période 2007-2019. Le modèle a été estimé par la méthode de la moyenne de groupe agrégée ou le Pooled Mean Group (PMG). Les résultats des estimations révèlent que l'inclusion financière renforce la stabilité financière à long terme dans l'UEMOA. Au regard de ces résultats, cette recherche encourage la poursuite de la mise en œuvre de la stratégie d'inclusion financière.

Mots-clés : Inclusion financière – Stabilité financière – UEMOA.

Effects of financial inclusion on financial stability in the West African Economic and Monetary Union.

Summary: This paper analyzes the effects of financial inclusion on financial stability in West African Economic and Monetary Union (WAEMU). To do so, it adopts the ARDL model and uses panel data covering the eight WAEMU countries over 2007-2019 period. The model was estimated by the Pooled Mean Group (PMG) method. The findings show that financial inclusion enhances long-term financial stability in WAEMU. In light of these findings, this paper encourages policymakers and monetary authorities in WAEMU to continue implementing the financial inclusion strategy.

Keywords: Financial inclusion – Financial stability – WAEMU.

JEL Classification: G21 – G28 – N27.

Received for publication: 20230316.

Final revision accepted for publication: 20231230

1. Introduction

Depuis les années 2000, il est de plus en plus admis dans la littérature que pour lutter efficacement contre la pauvreté et les inégalités dans les pays en développement (PED), une croissance économique inclusive est nécessaire. L’un des moyens essentiels pour rendre la croissance inclusive est de rendre la finance inclusive, du fait que la finance exerce des effets favorables sur la croissance économique (Bagehot, 1873 ; Schumpeter, 1911 ; McKinnon, 1973 ; Shaw, 1973 ; Pagano, 1993 ; Levine, 1997). Cependant, il ressort dans la littérature que la finance inclusive ne saurait stimuler efficacement la croissance inclusive que si elle s’accompagne de stabilité financière (Jeanneney et Kpodar, 2006 ; ; Carbó-Valverde et Sánchez, 2013 ; Mandé et al., 2020 ; Ndiaye, 2020).

Au regard des effets favorables que peut exercer la finance inclusive sur la croissance économie, la pauvreté et les inégalités, les autorités monétaires de l’Union Économique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA¹), sont résolument engagées depuis les années 1980 pour un secteur financier inclusif dans cette zone. Cet engagement s’est traduit, en 1993 par l’instauration d’un cadre légal d’exercice pour les structures financières regroupées sous la dénomination « Système Financier Décentralisé (SFD) », en 2006 par l’adoption d’un cadre légal d’exercice pour les établissements de monnaie électronique (EME) et en 2016 par l’adoption d’une stratégie régionale d’inclusion financière comme document de référence pour les stratégies nationales de promotion d’inclusion financière dans les États membres de l’UEMOA. Dans l’ensemble, ces actions entreprises ont effectivement eu pour contribution une amélioration du taux d’inclusion financière dans cette zone. En effet, l’indice synthétique d’inclusion financière (ISIF) est passé de 0,215 point en 2007 à 0,499 point en 2019 (BCEAO, 2018 ; 2020a).

En référence à la littérature, cette amélioration du niveau d’inclusion financière dans l’UEMOA peut exercer deux effets contradictoires sur la stabilité financière dans ladite zone (García, 2016 ; Ahamed et Mallick, 2019 ; Vo et al., 2021). D’une part, elle peut renforcer la stabilité financière à travers les diversifications du portefeuille crédit et des nouvelles sources d’épargne des ménages qu’elle offre aux institutions financières. D’autre part, elle peut fragiliser la stabilité financière du fait qu’elle vise les populations pauvres et vulnérables et par conséquent les plus risquées en termes de solvabilité.

Concomitamment à la promotion de l’inclusion financière dans l’UEMOA, les autorités monétaires œuvrent constamment au renforcement du cadre réglementaire dans lequel elle doit s’opérer afin qu’elle ne soit pas préjudiciable à la stabilité financière. L’idéal serait que ces deux objectifs soient compatibles afin que les effets bénéfiques théoriquement attendus de l’inclusion financière sur l’économie réelle ne soient pas contrariés dans l’Union. A ce jour, la littérature ne fournit pas de lien incontestable entre l’inclusion financière et la stabilité financière. De plus, les travaux empiriques qui se sont déjà intéressés au lien entre l’inclusion financière et la stabilité financière n’ont pas suffisamment pu prendre en compte la spécificité du contexte des pays en développement en général et de ceux de l’UEMOA en particulier, marqué par la présence

¹ L’UEMOA est constituée de huit pays de l’Afrique de l’Ouest que sont : Le Bénin, le Burkina Faso, la Côte d’Ivoire, la Guinée-Bissau, le Mali, le Niger, le Sénégal et le Togo.

des institutions alternatives dans l'offre des services financiers aux populations. Il est alors nécessaire de s'interroger d'un point de vue empirique sur la compatibilité de ces deux politiques financières dans l'Union. Pour ce faire, cet article se pose la question de recherche suivante : quels sont les effets de l'inclusion financière sur la stabilité financière dans l'UEMOA ?

L'objectif de cet article est d'apporter une réponse à cette interrogation. L'hypothèse à vérifier dans cette recherche est que l'inclusion financière agit positivement sur la stabilité financière dans l'UEMOA. L'intérêt d'une telle recherche est de situer les autorités monétaires sur la cohérence des politiques d'inclusion financière et de stabilité financière qu'elles mènent concomitamment dans l'Union.

A la suite de cette introduction, le reste de l'article est organisé en quatre sections. La première porte sur la revue de la littérature. La deuxième concerne la méthodologie de recherche. La troisième présente les résultats et leurs discussions. La dernière conclut.

2. Revue de la littérature

Cette section est consacrée à la revue de la littérature théorique et empirique.

2.1. Revue de la littérature théorique

Les canaux à travers lesquels l'inclusion financière peut affecter la stabilité financière se résume principalement au canal de la gestion des risques financiers, au canal de la stabilité du financement et à celui de l'efficacité opérationnelle des institutions financières (Wang et Luo, 2022). Théoriquement, l'inclusion financière est soit susceptible de la renforcer la stabilité financière ou soit la détériorer.

L'inclusion financière peut renforcer la stabilité financière de par la possibilité qu'elle offre aux institutions financières de diversifier leur portefeuille crédit à la clientèle en s'ouvrant à de nouveaux emprunteurs (Markowitz, 1952, 1959 ; Diamond, 1984), et de par la possibilité qu'elle offre aux ménages de réduire leur vulnérabilité et de renforcer leur résilience face aux chocs négatifs (García, 2016). Elle peut également y arriver de par sa capacité renforcer la stabilité politique à travers une réduction des inégalités de revenu et de la pauvreté (Allen et al., 2016). Par ailleurs, si l'inclusion financière s'accompagne d'une pénétration démographique et/ou géographique des services financiers, elle réduit la distance entre les institutions financières et leurs clients. Dans ce cas, elle constitue une source de réduction de l'asymétrie d'information (Hauswald et Marquez, 2006 ; DeYoung et al., 2008). Une réduction de l'asymétrie d'information contribue au renforcement de la stabilité financière.

L'inclusion financière est susceptible de fragiliser la stabilité financière du fait qu'elle vise les populations pauvres et vulnérables, et par conséquent plus risquées (Ahamed et Mallick, 2019). L'inclusion financière est susceptible de fragiliser la stabilité financière si elle n'est pas couplée avec une bonne réglementation et supervision financière (De La Torre et al., 2013). L'inclusion financière est aussi susceptible d'affecter négativement la stabilité financière si les institutions financières adoptent un modèle d'inclusion financière orienté vers les correspondants commerciaux (Khan, 2012).

2.2. Revue de la littérature empirique

En tenant spécifiquement compte du contexte de l'UEMOA, la limite qui peut être soulignée au niveau de la plupart des travaux empiriques mentionnés dans ce point réside principalement au niveau du choix des indicateurs de mesure de l'inclusion financière. Les indicateurs qui ont été utilisés pour mesurer l'inclusion financière dans ces travaux empiriques sous-évalueraient le niveau d'inclusion financière dans l'UEMOA. En effet, ces indicateurs se rapportent quasiment tous au secteur bancaire voire plus spécifiquement aux banques commerciales. Dans le contexte de l'UEMOA, de tels indicateurs excluent l'apport d'autres institutions financières un peu plus classiques (le Trésor, les caisses d'épargne et la poste) et celui non négligeable des institutions financières alternatives (le SFD et les EME) dans l'offre des services financiers aux populations. Pourtant, en termes de relation avec la clientèle, les institutions alternatives et les caisses d'épargne sont les plus proches des populations exclues du système financier classique (les banques). En exemple, sans les institutions alternatives, le taux d'utilisation des services financiers qui était de 60,1 % en 2019 dans l'Union serait en dessous de 18 % au cours de la même année.

L'article de Morgan et Zhang (2017) a porté sur un échantillon de 1889 banques dans 65 pays émergents et avancés sur la période 1987-2014. Les auteurs ont spécifiquement démontré qu'une part accrue des prêts hypothécaires affecte positivement la stabilité financière, notamment en diminuant la probabilité de défaillance des institutions financières et en réduisant le ratio des prêts non performants, du moins dans les périodes sans crise et pour des niveaux de parts de prêts hypothécaires allant jusqu'à 49-68 %. Par contre, pour des niveaux de parts de prêts hypothécaires au-delà de 68 %, l'effet de l'inclusion financière sur la stabilité financière devient négatif. En outre, leur recherche indique qu'en situation de crise bancaire, les avantages d'une diversification des prêts hypothécaires sur la stabilité financière s'en trouvent réduits.

L'analyse de Neaime et Gaysset (2018) a porté sur 08 pays de la région du Moyen-Orient et de l'Afrique du Nord (MENA) sur la période 2002-2015. Ces auteurs ont conclu à un renforcement de la stabilité financière par l'inclusion financière. L'analyse de Dienillah et al. (2018) a abouti à la conclusion que l'inclusion financière a seulement un effet positif et significatif sur la stabilité financière dans les pays à revenu moyen supérieur et ceux à revenu élevé. Dienillah et al. (2018) ont utilisé un échantillon constitué de 19 pays dont 05 pays à niveau de revenu moyen, 09 pays à niveau de revenu moyen supérieur et 05 pays à niveau de revenu élevé sur la période 2004-2014. Morgan et Pontines (2018) ont abouti au résultat que l'accroissement du volume des crédits bancaires accordés aux petites et moyennes entreprises (PME) renforce la stabilité financière en réduisant principalement la probabilité de défaut et le ratio de prêts non performants des banques commerciales. Ahamed et Malilick (2019) ont approché la relation entre l'inclusion financière et la stabilité financière en utilisant un échantillon constitué de 2913 banques réparties dans 87 pays dont 18 en Afrique, 17 en Amérique, 25 en Europe et 27 en Asie. Les données utilisées couvrent la période 2004-2012. Les auteurs ont abouti au principal résultat que l'inclusion financière accroît la stabilité financière. Il ressort en outre de leur analyse que l'effet de l'inclusion financière sur la

stabilité financière est d'autant plus renforcé que les banques détiennent un pouvoir de marché plus élevé.

À l'issue de leur analyse, Lopez et Winkler (2019) ont abouti au résultat que les secteurs financiers plus inclusifs sont plus résilients en période de crise. Ces auteurs ont utilisé un échantillon de 189 pays sur la période 2004-2017. Sur un échantillon de 22 pays émergents sur la période 2008-2015, Vo et al. (2019) ont trouvé que l'inclusion financière accroît la stabilité financière en dessous d'un certain seuil. Au-delà de ce seuil, les avantages de l'inclusion financière sur la stabilité financière peuvent disparaître ou se transformer en des dérives. Les valeurs seuils des taux de croissance du nombre d'agences bancaires sont comprises entre 0,033 et 0,063 en fonction de l'indicateur de stabilité financière utilisé dans l'estimation. Aussi, sur un échantillon de 31 pays d'Asie, dont 10 à revenu élevé, 7 à revenu moyen supérieur et 14 à revenu faible et moyen inférieur, Le et al. (2019) ont trouvé que l'inclusion financière détériore l'efficacité financière et renforce la stabilité financière sur la période 2004-2016.

Danisman et Tarazi (2020) ont utilisé un échantillon de 4168 banques dans les pays de l'Union Européenne (UE des 28 pays) sur la période 2010-2017 pour approcher la relation entre l'inclusion et la stabilité financière. Ils ont abouti au résultat que l'inclusion financière accroît la stabilité financière. Brei et al. (2020) aboutissent aussi à la même conclusion uniquement dans les pays émergents en utilisant un échantillon de 32 pays dont 15 avancés et 17 émergents sur la période 2007-2015. L'analyse de Vo et al. (2021) a porté sur un échantillon de 3071 banques de la région Asie sur la période 2008-2017. Ces auteurs concluent que l'inclusion financière accroît à la stabilité financière.

Ozili (2021) aborde la même question avec un échantillon de 79 pays, dont 7 pays avancés, 13 en transition, 39 en développement et 20 pays développés. Il aboutit à la principale conclusion que l'inclusion financière améliore la stabilité financière. Wang et Luo (2022) aboutissent à la même conclusion sur la base d'un échantillon de 1500 banques commerciales dans 36 pays émergents sur la période 2004-2018. Avec un échantillon de 102 banques issues de six pays d'Asie du Sud-Est sur la période 2008-2019, Nguyen et Du (2022) aboutissent également à la conclusion que l'inclusion financière renforce la stabilité financière.

En dehors de ces travaux susmentionnés qui arrivent tous au même résultat que l'inclusion financière renforce la stabilité financière, il en existe quelques-uns dont les résultats contrastent avec le précédent. Dans ce sens, il y a l'analyse de Foods et al. (2010) qui aboutit à la conclusion que l'inclusion financière est source d'instabilité financière. L'analyse de Koong et al. (2017) indique que l'augmentation de l'offre de crédit aux entreprises est négativement et significativement liée à la stabilité financière en Malaisie. Sur un échantillon de 217 pays développés et en développement considérés sur la période 2004-2017, Shalihin et Safuan (2021) sont arrivés au résultat que l'inclusion financière n'affecte pas la stabilité financière.

La présente recherche se veut de réévaluer le lien empirique entre l'inclusion financière et la stabilité financière en tenant le plus compte de la spécificité des pays en développement en général et particulièrement de ceux de l'UEMOA où les institutions

financières alternatives jouent un rôle non négligeable aux côtés des institutions financières classiques dans l’offre de services financiers aux populations.

3. Méthodologie de recherche

Cette section développe la méthodologie utilisée pour analyser le lien entre l’inclusion financière et la stabilité financière. Elle présente respectivement le test de causalité entre l’inclusion et la stabilité financière, le modèle empirique et la définition des variables, et les données et leurs sources.

3.1. Test de causalité entre l’inclusion et la stabilité financière

Selon Cihák et al. (2021), l’inclusion financière et la stabilité financière constituent deux phénomènes financiers interdépendants. Bien que cette position ne soit pas assez défendue dans la littérature relative à la relation entre l’inclusion financière et la stabilité financière, la présente recherche lève tout doute à ce sujet dans le contexte de l’UEMOA en menant un test de non-causalité à la Granger proposé par Dumitrescu et Hurlin (2012).

Le choix du test de Dumitrescu et Hurlin (2012) se justifie dans cette recherche par le fait que la dimension temporelle du panel à utiliser pour l’analyse économétrique n’est pas suffisamment élevée. Ce test est en effet performant même avec des échantillons de faibles dimensions temporelle et individuelle et qui souffriraient aussi de problèmes d’hétérogénéité dans leur dimension individuelle. Le test proposé par ces auteurs est un test bivarié, c’est-à-dire que la causalité est testée entre des variables prises deux à deux. Les résultats du test sont fournis dans le tableau 1. Ils indiquent que c’est l’inclusion financière qui cause la stabilité financière dans l’UEMOA.

Tableau 1 : Résultats des tests de non-causalité

	Zbar-Stat	P-value	Décision du test
Z-score = f(ISIF)	4.3210	0.0000	ISIF cause Z-score
Z-score = f(TGUSF)	3.0873	0.0020	TGUSF cause Z-score
ISIF = f(Z-score)	-0.2452	0.8063	Z-score ne cause pas ISIF
TGUSF = f(Z-score)	-0.5022	0.6156	Z-score ne cause pas TGUSF
TBDP = f(ISIF)	2.3710	0.0177	ISIF cause TBDP
TBDP = f(TGUSF)	2.8914	0.0038	TGUSF cause TBDP
ISIF = f(TBDP)	1.1152	0.2648	TBDP ne cause pas ISIF
TGUSF = f(TBDP)	1.2415	0.2144	TBDP ne cause pas TGUSF

H0 : Variable indépendante ne cause pas la variable dépendante ;
H1 : Variable indépendante cause la variable dépendante
Décision du test : Si la *P-value* est inférieure à 5 %, H0 ne peut être acceptée

Source : Auteur sur la base des données de la BCEAO

3.2. Modèle économétrique de base

En référence à la littérature empirique, la présente recherche adopte un modèle linéaire pour analyser les effets de l'inclusion financière sur la stabilité financière dans l'UEMOA. Il est formulé comme suit :

$$SF_{it} = \alpha_i + IF_{it}\beta + Z_{it}\gamma + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Dans ce modèle, SF représente le vecteur des variables de stabilité financière. Il s'agit des variables dépendantes du modèle. IF représente le vecteur des variables d'inclusion financière. Ce vecteur regroupe les variables indépendantes d'intérêt du modèle. Le vecteur Z regroupe les variables indépendantes de contrôle du modèle. α et ε représentent respectivement le terme constant et le terme aléatoire du modèle. i et t représentent respectivement la dimension individuelle et la dimension temporelle du modèle.

3.2.1. Présentation des variables de stabilité financière

La stabilité financière est mesurée dans cette recherche par deux indicateurs. Il s'agit d'une part de l'indicateur Z-score mesurant le risque de défaillance des institutions financières et d'autre part du taux brut de dégradation du portefeuille mesurant le risque de crédit des institutions financières.

Selon Roy (1952) et Goyeau et Tarazi (1992), le risque de défaillance d'une institution financière est défini comme la probabilité que ses pertes excèdent ses fonds propres. En retenant l'approche en termes de rendement des actifs, le Z-score peut formellement s'écrire comme suit :

$$Z_{-score} = \frac{ROA + (fonds\ propres/total\ des\ actifs)}{\sigma_{ROA}} \quad (2)$$

Où ROA (*Return On Asset*) mesure le rendement économique de l'institution financière. Il est calculé dans cette recherche en rapportant les bénéfices nets des institutions financières au total de leurs actifs. Le σ_{ROA} représente l'écart-type de la rentabilité économique des institutions financières. Les fonds propres effectifs sont calculés conformément à la définition que la BCEAO (2016a) leur donne. Des valeurs plus élevées de cet indicateur indiquent un niveau de risque de défaillance plus faible et par conséquent une stabilité financière plus élevée (Siry, 2019).

Le taux brut de dégradation du portefeuille ($TBDP$) des institutions financières est calculé en rapportant les créances en souffrance brutes au total des créances à la clientèle. Selon la BCEAO (2016b), les créances en souffrance regroupent les créances restructurées, les créances douteuses ou litigieuses, les intérêts sur les créances douteuses et litigieuses, et les dépréciations sur les créances en souffrance.

3.2.2. Présentation des variables d'inclusion financière

Dans cette recherche, l'inclusion financière est mesurée principalement par l'indice synthétique d'inclusion financière (ISIF) et alternativement par le taux global

d'utilisation des services financiers, corrigé de la multibancarité (TGUSF). Le TGUSF est un sous-indicateur de l'indice synthétique d'inclusion financière. Il est pris en compte alternativement à l'ISIF afin de pouvoir analyser spécifiquement de l'effet de la proportion de personnes adultes effectivement incluses dans le système financier sur la stabilité financière dans l'UEMOA. En effet, le niveau de risque encouru par les institutions financières dépend le plus d'une part de la proportion de personnes adultes utilisant les services financiers et d'autre part de l'utilisation que ces personnes incluses font des services financiers qui leur sont offerts. Il est de ce fait particulièrement important de savoir si et de quelle manière cet indicateur affecte la stabilité financière dans l'UEMOA. Au plan économétrique, l'usage d'un indicateur alternatif a l'avantage aussi de s'assurer de la robustesse de la causalité qui est analysée dans cette recherche.

La BCEAO (2018b) calcule le TGUSF comme suit :

$$TGUSF = \frac{\text{Nombre de personnes physiques titulaires de comptes de dépôt ou de crédit dans les banques, les services postaux, les caisses d'épargne, le Trésor, les SFD et les établissements de monnaie électroniques, corrigé de la multibancarité}}{\text{Population adulte totale (agée de 15 ans et plus)}} * 100 \quad (3)$$

L'indice synthétique d'inclusion financière est calculé par la BCEAO sur la base de sept indicateurs regroupés en trois dimensions, que sont la dimension « accès des populations aux services financiers », la dimension « utilisation des services financiers par les populations » et la dimension « accessibilité-prix des services financiers aux populations ». Des détails sur chacune de ses dimensions sont disponibles dans les rapports de la BCEAO sur la situation de l'inclusion financière dans l'Union.

La BCEAO calcule l'indice synthétique d'inclusion financière dans les pays de l'UEMOA en combinant les approches de Sarma (2012) et de Cámara et Tuesta (2014) afin de surmonter les limites de chacune d'entre elles. Le calcul de l'ISIF passe par trois principales étapes.

Au niveau de la première étape, les indicateurs regroupés en sous-dimension sont tous normalisés à partir de la formule suivante :

$$IN_j = \frac{A_j - m_j}{M_j - m_j} \quad (4)$$

Où IN_j est l'indicateur j normalisé ; A_j est la valeur de l'indicateur j ; m_j est la valeur minimale de l'indicateur j et M_j est la valeur maximale de l'indicateur j .

Au niveau de la deuxième étape, les indices de dimension (d_i) sont calculés en utilisant la moyenne pondérée des indicateurs normalisés inclus dans chaque dimension. La formule suivante est utilisée pour les calculer :

$$d_i = \frac{\sum_{k,l=1}^q \varphi_k P_l}{\sum_{l=1}^q \varphi_k} \quad (5)$$

Où $P_l = X\varphi_k$, avec X la matrice des indicateurs normalisés, φ_k la variance (ou le coefficient de pondération) associée à la composante principale (ou à l'indicateur normalisé) k . Les coefficients de pondération φ_k sont estimés à l'aide de la méthode d'analyse en composante principale (ACP).

Au niveau de la troisième étape, l'indice synthétique d'inclusion financière est calculé. En considérant les trois dimensions d'inclusion financière définies par la BCEAO, la formule suivante est utilisée pour le calcul de l'ISIF :

$$ISIF = \frac{1}{2} \left[\left(\frac{\sqrt{(d_a^2 + d_u^2 + d_{ap}^2)}}{\sqrt{(w_a^2 + w_u^2 + w_{ap}^2)}} \right) + \left(1 - \frac{\sqrt{(w_a - d_a)^2 + (w_u - d_u)^2 + (w_{ap} - d_{ap})^2}}{\sqrt{(w_a^2 + w_u^2 + w_{ap}^2)}} \right) \right] \quad (6)$$

Où w_a , w_u et w_{ap} représentent respectivement les coefficients de pondération associés à la dimension « accès », à la dimension « utilisation » et à la dimension « accessibilité-prix » des services financiers. Ces coefficients sont aussi estimés à l'aide de la méthode ACP.

Il faut noter que la BCEAO produit déjà des données relatives à l'ISIF. Par conséquent, la présente recherche se contente de les utiliser sans reprendre les calculs. Conformément à l'hypothèse de recherche, il est attendu un signe positif entre les variables d'inclusion financière et l'ISIF et un signe négatif entre elles et le taux brut de dégradation du portefeuille clientèle (TBDP).

3.2.3. Présentation des variables de contrôle

Les variables de contrôles utilisées dans cette recherche sont le ratio de capital non pondéré du risque des institutions financières, les crédits intérieurs au secteur privé en pourcentage du produit intérieur brut (PIB), le taux de croissance du PIB réel et à la liberté économique.

Le crédit intérieur au secteur privé en pourcentage du PIB permet de prendre en compte l'effet de l'approfondissement financier sur la stabilité financière. Jeanneney et Kpodar (2006) ont trouvé que l'approfondissement financier agit négativement sur la stabilité financière tandis que Dienillah et al. (2018) ont trouvé le contraire. Le renforcement du niveau de capital des institutions financières peut exercer deux effets contradictoires sur leur stabilité. Il peut agir positivement sur la stabilité financière à travers la réduction du risque moral qu'il peut induire au niveau des institutions financières (Koehn et Santomero, 1980). Il peut agir négativement sur la stabilité financière s'il est assuré par les bénéfices générés par les institutions financières ou s'il est assuré par une recapitalisation forcée des institutions financières (Besanko et Kanatas, 1996).

Le taux de croissance du PIB réel est utilisé pour tenir compte du niveau de la croissance économique dans l'analyse de la relation entre inclusion financière et la stabilité financière. Cette variable a aussi été utilisée par Danisman et Tarazi (2020) et par Vo et al. (2021). Un taux positif de croissance du PIB réel peut, soit renforcer la stabilité financière en ce sens que l'accroissement de la production qui en résulte est susceptible d'agir favorablement sur le revenu des populations, et partant, sur leur capacité à honorer

leurs engagements, ou soit agir négativement sur la stabilité financière en ce sens qu’en période de croissance économique, les banques peuvent choisir des actifs plus risqués et s’exposer ainsi à un risque de défaillance plus élevé (Dannon et Lobe, 2014).

L’indice de liberté économique est utilisé pour tenir compte de l’évolution de l’environnement économique dans lequel les institutions financières exercent leurs activités. De façon globale, un environnement économique sain est supposé agir favorablement sur la stabilité financière. Cette variable a aussi été utilisée par Vo et al. (2021).

3.3. Echantillon et sources des données

Cette recherche porte sur les huit pays de l’UEMOA. Elle utilise des données macroéconomiques qui renseignent au mieux sur le niveau d’inclusion financière des populations dans l’Union. Ces données sont annuelles et couvrent la période 2007-2019. Le choix de cette période se justifie par le fait que les données sur les indicateurs de l’inclusion financière dans l’UEMOA ne sont disponibles qu’à partir de 2007. Les variables du modèle et leur source de données sont présentées dans le tableau 2.

Tableau 2 : Synthèse des variables du modèle et sources des données

Variables	Abréviations	Sources des données
L’indicateur Z-score	Z-score	BCEAO
Le taux brut de dégradation du portefeuille	TBDP	BCEAO
L’indice synthétique d’inclusion financière	ISIF	BCEAO
Le taux global d’utilisation des services financiers corrigé de la multibancarité	TGUSF	BCEAO
Le ratio de capital non pondéré du risque	RCAP	BCEAO
Le taux de croissance du PIB réel	TPIBr	BCEAO
Le crédit intérieur au secteur privé	CISP	<i>World Development Indicators</i>
L’indice de liberté économique	LIB	La Fondation Héritage

Source : Construit par l’auteur

3.4. Spécification et méthode d’estimation du modèle

3.4.1. Spécification du modèle

La plupart des travaux empiriques ont utilisé un modèle dynamique pour analyser la relation entre l’inclusion financière et la stabilité financière. La présente recherche s’inscrit dans cette suite en optant également pour un modèle dynamique. Néanmoins, à la différence de ces travaux empiriques, la présente recherche adopte un modèle Autorégressif à retards échelonnés (ARRE) ou *Autoregressive Distributive Lags (ARDL)* pour analyser les effets de l’inclusion financière sur la stabilité financière. A la différence d’autres modèles dynamiques, le modèle ARDL permet de tenir compte simultanément des effets de court et de long terme des variables explicatives sur la variable expliquée. En outre, il est plus approprié aux échantillons où la dimension temporelle des données est supérieure à leur dimension individuelle. Enfin, il fait appel à des méthodes d’estimation qui permettent de tenir compte à la fois des problèmes d’endogénéité

inhérents aux modèles dynamiques et des problèmes de multicollinéarité pouvant provenir de l'autocorrélation entre certaines variables explicatives.

Toutefois, le recours à un modèle ARDL requiert d'une part qu'aucune des variables à prendre en compte ne soit intégrée d'un ordre supérieur à un. Cette condition est vérifiée dans la présente recherche (voir annexe 1). D'autre part, son utilisation requiert que les séries prises en compte soient cointégrées entre elles. Le test de cointégration de Pedroni (2004), dont les résultats se trouvent en annexe 2, confirment l'existence d'une relation de cointégration entre les variables.

En se référant à Pesaran et al. (1999), le modèle ARDL (p, q) général spécifié dans cette recherche est le suivant :

$$\Delta y_{it} = \phi_i y_{i,t-1} + \beta'_i X_{it} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij} \Delta X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

Où $\phi_i = -(1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{ij})$; $\beta_i = \sum_{j=0}^q \delta_{ij}$; $\lambda_{ij} = -\sum_{m=j+1}^p \lambda_{im}$, $j = 1, 2, \dots, p-1$;
 $\delta_{ij} = -\sum_{m=j+1}^q \delta_{im}$, $j = 1, 2, \dots, q-1$.

$\beta'_i X_{it}$ représente les effets de la dynamique de long terme des variables explicatives sur la variable expliquée et $\sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij} \Delta X_{i,t-j}$ représente ceux de la dynamique de court terme des variables explicatives sur la variable expliquée.

Dans ce modèle (7), y représente dans cette recherche le vecteur des variables de stabilité financière et X est le vecteur des variables explicatives regroupant les variables d'inclusion financière et celles de contrôle. μ et ε représentent respectivement le terme constant propre à chaque pays et le terme d'erreur du modèle. p représente le nombre maximal de retard admis au niveau de la variable à expliquer et q celui admis pour chacune des variables explicatives.

De façon pratique, le nombre optimal de retard à retenir dans un modèle ARDL est celui qui minimise la statistique de Akaike (1974) ou celle de Schwarz (1978) ou encore celle de Hannan et Quinn (1979). Il est, de ce fait, statistiquement déterminé et sa prise en compte permet d'obtenir la structure ARDL optimale à estimer. La recherche du nombre optimal de décalage au-delà de l'unité à admettre dans un modèle ARDL ne devient cependant un impératif que lorsque la dimension temporelle des données de l'échantillon est suffisamment élevée, ce qui n'est pas le cas dans le présent article. Il est reconnu que plus une variable est retardée dans un modèle, plus l'échantillon perd en nombre total d'observations prises en compte dans l'estimation, ce qui n'est pas sans conséquence sur l'efficacité des estimateurs si au départ la dimension temporelle des données utilisées n'est pas suffisamment élevée.

De façon similaire à Diarra et Rabiou (2020), la présente recherche ne part pas au-delà de deux (02) décalages sur les variables à expliquer et de 01 décalage sur celles explicatives du fait que les données sur l'inclusion financière ne sont pas disponibles

pour le moment sur une longue période dans l’UEMOA. Au niveau des estimations, une fois que ces maximums sont précisés, le choix est laissé au critère de Schwarz (1978) d’arrêter la structure idéale de l’ARDL à estimer par un ajustement automatique du retard optimal à considérer pour la variable dépendante du modèle.

3.4.2. Méthode d’estimation du modèle

Le modèle ARDL peut être estimé à l’aide de trois méthodes (Pesaran et al., 1999). Il s’agit de la méthode du *Pooled Mean Group (PMG)*, de la méthode du *Mean Group (MG)* et de celle du *Dynamic fixed effect (DFE)*. Le choix de la meilleure méthode à retenir parmi les trois se fait avec le test de spécification de Hausman (1978). L’application de ce test a conduit à retenir la méthode PMG dans la présente recherche pour estimer les équations.

4. Résultats et discussions

Cette section présente les résultats de l’estimation du modèle et leurs discussions.

4.1. Résultats de l’estimation du modèle

Dans cette recherche, les effets de court terme spécifiques à chaque pays du panel ne sont pas estimés pour la raison que la dimension temporelle des données n’est pas suffisamment élevée.

4.1.1. Effets de long terme communs aux pays de l’UEMOA

Les résultats de l’estimation des effets de long terme sont présentés dans le tableau 3. Ils montrent que le coefficient de cointégration est négatif et significatif pour toutes les estimations. Ce résultat atteste de l’existence d’une relation de long terme des effets de l’inclusion financière sur la stabilité financière dans l’UEMOA. L’indice synthétique d’inclusion financière et le taux global d’utilisation des services financiers, corrigé de la multibancarité exercent des effets positifs et significatifs sur l’indicateur Z-score à long terme. Ce résultat montre que, à long terme, l’inclusion financière affecte négativement et significativement le risque de défaillance des institutions financières dans l’UEMOA. Pour rappel, un accroissement du niveau de l’indicateur Z-score traduit une baisse du risque de défaillance des institutions financières. Au niveau des équations III et IV, l’indice synthétique d’inclusion financière et le taux global d’utilisation des services financiers, corrigé de la multibancarité exercent des effets négatifs et significatifs sur le taux brut de dégradation du portefeuille clientèle. Ce résultat montre que l’inclusion financière agit négativement et significativement sur le risque de crédit des banques et des SFD dans l’UEMOA.

De l’ensemble des résultats du tableau 3, il ressort que l’inclusion financière contribue au renforcement de la stabilité financière dans l’UEMOA à long terme. Ce résultat peut s’expliquer par le fait que, avec le temps, les institutions financières et les populations incluses au système financier finissent par établir des relations de confiance mutuelle et les renforcent tout au long de leur collaboration. Pour les institutions financières, des relations de confiance abaissent le niveau global du risque moral qu’elles encourent sur les services offerts à la clientèle (Rivaud-Danset, 1996), ce qui contribue au

renforcement de leur stabilité. Pour les populations incluses, des relations de confiance les incitent davantage à épargner auprès des institutions financières leur revenu non affecté à la consommation ni à l'autofinancement de leurs projets d'investissement. Dans ce sens, elles permettent aux institutions financières de diversifier leurs sources de financement et de renforcer leur stabilité. En outre, avec le temps, les populations incluses au système financier vont finir par renforcer leur niveau d'éducation financière conformément à la théorie de l'apprentissage par la pratique (ou du learning by doing) et cela a le bénéfice de les protéger davantage contre les risques induits par l'utilisation qu'elles font des services financiers. Un bon usage des services financiers par les populations contribue à la stabilité financière.

Les résultats trouvés dans la présente recherche confirment à long terme l'hypothèse selon laquelle l'inclusion financière renforce la stabilité financière dans l'UEMOA. Ces résultats sont similaires à ceux trouvés par plusieurs autres auteurs tels que Vo et al. (2019), Danisman et Tarazi (2020), Brei et al., (2020), Vo et al. (2021) et Nguyen et Du (2022). Ils contrastent avec les conclusions des travaux de Foods et al. (2010) et de Koong et al. (2017).

Au niveau des variables de contrôle, il ressort des résultats que le taux de croissance du PIB réel et la liberté économique renforcent tous la stabilité financière dans l'UEMOA à long terme. L'amélioration du niveau de revenu des populations conduit au renforcement de leur solvabilité auprès des institutions financières, ce qui renforce la stabilité financière. L'amélioration du niveau de la liberté économique conduit à une amélioration de la qualité du macroenvironnement dans lequel sont exercées à la fois les activités des institutions financières et celles de leur clientèle. Du côté des populations, la liberté d'entreprendre ou de travailler sont des éléments qui contribuent au respect des engagements qu'elles prennent avec les institutions financières. Du côté des institutions financières, un environnement macroéconomique de qualité contribue à améliorer leur prise de décision dans l'offre des services financiers aux populations.

Les résultats montrent également que le ratio de capital non pondéré du risque a un effet significatif et contrarié sur la stabilité financière dans l'UEMOA à long terme. En effet, à long terme, une amélioration du niveau du ratio de capital des institutions financières contribue d'une part à abaisser leur risque de défaillance et d'autre part à dégrader leur ratio des prêts non performants. Le premier résultat est conforme à la logique de la réglementation prudentielle proposée par le Comité de Bâle et appliquée dans le système financier de l'UEMOA depuis le début des années 2000. Cette logique indique qu'une amélioration du ratio de capital des institutions financières contribue au renforcement de leur stabilité à travers une baisse de leur risque moral. Le second résultat s'explique par le fait que, pour la plupart des institutions financières, ce sont les bénéficiaires qu'elles génèrent qui sont consentis au renforcement du niveau de capital. Par conséquent, un processus de relèvement continu du niveau de capital va amener les institutions financières à prendre plus de risque sur leur portefeuille d'actifs y compris spécifiquement sur leur portefeuille de crédit à la clientèle, dans le but de générer plus de bénéfice afin de faire face à la contrainte réglementaire.

Tableau 3 : Résultats de l'estimation des effets de long terme

	Indicateur Z-score		Taux brut de dégradation du portefeuille	
	PMG/ARDL	PMG/ARDL	PMG/ARDL	PMG/ARDL
	Équation I	Équation II	Équation III	Équation IV
Indice synthétique d'inclusion financière	0.125*** (6.195)		-0.147** (-2.571)	
Taux global d'utilisation des services financiers, corrigé de la multibancarité		0.039*** (5.561)		-0.887*** (-3.046)
Ratio capital non pondéré du risque	1.455*** (4.953)	0.832*** (15.073)	1.151*** (6.930)	2.368*** (3.209)
Crédit intérieur au secteur privé en pourcentage du PIB	-0.140 (-1.153)	-0.036 (-1.370)	-0.681*** (-5.646)	0.352 (1.102)
Taux de croissance du PIB réel	0.164*** (4.078)	0.241*** (5.340)	-3.693* (-1.974)	-6.631*** (-4.409)
Indice de liberté économique	0.273** (2.663)	0.179*** (4.626)	-0.384*** (-3.238)	-1.478*** (-3.279)
Coefficient d'intégration	-0.491** (-2.412)	-0.924*** (-3.601)	-0.766*** (-2.974)	-0.238** (-2.781)
Constante	-5.484 (-1.343)	-4.714** (-2.044)	108.69*** (3.097)	-45.180 (-1.507)
Nombre d'observations	96	96	96	96

Les *t-statistics* sont entre les parenthèses.

***, ** et * indiquent respectivement la significativité des paramètres à 1 %, à 5 % et à 10 %.

Source : Estimation de l'auteur sur la base des données utilisées dans cette recherche

4.2.2. Effets de court terme communs aux pays de l'UEMOA

Les résultats de l'estimation des effets de court terme de l'inclusion financière sur la stabilité financière dans l'UEMOA sont présentés dans le tableau 4. Ces résultats ne permettent pas d'affirmer que l'inclusion financière affecte significativement la stabilité financière à court terme dans l'UEMOA. A court terme, les résultats trouvés dans la présente recherche sont plutôt conformes à celui de Shalihin et Safuan (2021). L'hypothèse selon laquelle l'inclusion financière affecte la stabilité financière est infirmée à court terme, dans la présente recherche.

A court terme, seul le ratio de capital des institutions financières explique leur risque de défaillance quel que soit la variable d'inclusion financière prise en compte dans l'estimation. Ce résultat est similaire à ceux trouvés par Ahamed et Mallick (2020) et par Nguyen et Du (2022).

Tableau 4 : Effets de court terme communs aux pays de l'UEMOA

	Indicateur Z-score		Taux brut de dégradation du portefeuille	
	PMG/ARDL	PMG/ARDL	PMG/ARDL	PMG/ARDL
	Équation I	Équation II	Équation III	Équation IV
D. ISIF	0.124 (1.040)		0.679 (1.097)	
D. TGUSF		0.095 (1.309)		0.270 (1.571)
D. Ratio capital	0.733** (2.278)	0.836** (2.510)	-0.758 (-1.525)	-0.082 (-0.136)
D. CISP	0.203 (0.887)	0.081 (0.365)	0.139 (0.540)	-0.275 (-1.033)
D. TPIBr	0.125** (2.340)	0.024 (0.037)	-3.269 (-0.912)	-7.893* (-1.699)
D. LIB	0.191** (2.647)	0.345 (1.329)	0.330 (1.088)	-0.827*** (-3.506)
Constante	-5.484 (-1.343)	-4.714** (-2.044)	108.69*** (3.097)	-45.180 (-1.507)
Nombre d'observations	96	96	96	96

Les *t-statistics* sont entre les parenthèses. ***, ** et * indiquent respectivement la significativité des paramètres à 1 %, à 5 % et à 10 %.

Source : Estimation de l'auteur sur la base des données utilisées dans cette recherche

5. Conclusion et suggestions

Ce papier analyse de façon empirique les effets de l'inclusion financière sur la stabilité financière dans l'Union Économique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA). Son apport dans la littérature réside au fait qu'il utilise des données qui reflètent au mieux le niveau d'inclusion financière des populations dans le contexte de l'UEMOA où des institutions financières alternatives interviennent aux côtés des institutions financières classiques dans l'offre des services financiers aux populations.

Les effets de l'inclusion financière sur la stabilité financière ont été estimés dans ce papier à l'aide d'un modèle Autorégressif à retards échelonnés (ARRE) ou *Autoregressive Distributive Lags (ARDL)*. Les données utilisées portent sur les huit pays de l'UEMOA et couvrent la période 2007-2019. Le modèle a été estimé par la méthode de la moyenne de groupe agrégée ou le *Pooled Mean Group (PMG)*. Les résultats obtenus indiquent que l'inclusion financière renforce la stabilité financière à long terme dans l'UEMOA. En dehors de l'inclusion financière, les résultats révèlent que le taux de croissance du PIB réel et la liberté économique renforcent la stabilité financière à long terme dans l'UEMOA. Le ratio des fonds propres des institutions financières exerce un effet négatif à court et à long terme sur leur risque de défaillance et un effet positif uniquement à long terme sur leur risque de crédit.

Le principal enseignement qui se dégage de ces résultats est que, à long terme, il n'y a pas d'incompatibilité entre l'objectif de stabilité financière et celui de l'inclusion

financière dans l'UEMOA. Les autorités monétaires sont de ce fait encouragées à poursuivre la mise en œuvre de la stratégie d'inclusion financière déjà en cours dans l'UEMOA. Elles sont encouragées à toujours veiller à la réglementation et à la supervision des différentes politiques d'inclusion financière pouvant découler de cette stratégie de sorte à ce que l'inclusion financière ne compromette pas la stabilité financière dans l'Union.

6. Références bibliographiques

- Ahamed, M. M., & Mallick, S. K. (2019). Is financial inclusion good for bank stability? International evidence. *Journal of Economic Behavior & Organization*, Volume 157, pp. 403-427.
- Akaike, H. (1974). A New Look at The Statistical Model Identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, vol. 19, no 6, pp. 716-723.
- Allen, F., Demirguc-Kunt, A., Klapper, L., & Martinez Peria, M. S. (2016). The foundations of financial inclusion: Understanding ownership and use of formal accounts. *Journal of Financial Intermediation*, Volume 27, , pp. 1-30.
- Bagehot, W. (1873). *Lombard Street. A Description of the Money Market*. Londre: Henry S. King & Co.
- BCEAO. (2016a). Dispositif prudentiel applicable aux établissements de crédit et aux compagnies financières de l'Union Monétaire Ouest Africaine.
- BCEAO. (2016b). Plan comptable bancaire révisé de l'UEMOA (PCB).
- BCEAO. (2018). Rapport annuel sur la situation de l'inclusion financière dans l'UEMOA au cours de l'année 2017.
- BCEAO. (2020b). Rapport annuel de la BCEAO.
- Besanko, D., & Kanatas, G. (1996). The Regulation of Bank Capital: Do Capital Standards Promote Bank Safety? *Journal of Finance Intermediation*, Volume 5, Issue 2, pp. 160-183.
- Brei, M., Gadanez, B., & Mehrotra, A. (2020). SME lending and banking system stability: Some mechanisms at work. *Emerging Markets Review*, 43 (1) : 100676.
- Cámara, N., & Tuesta, D. (2014). Measuring Financial Inclusion: A Multidimensional Index . *Working Paper*, N° 14/26.
- Carbó-Valverde, S., & Sánchez, L. (2013). Financial Stability and Economic Growth. In J. de Guevara Radoselovics, & J. Monsálvez, *Palgrave Macmillan Studies in Banking and Financial Institutions (Crisis, Risk and Stability in Financial Markets ed.*, pp. pp 8–23). London: Palgrave Macmillan.
- Cihák, M., Mare, D. S., & Melecky, M. (2021). Financial Inclusion and Stability: Review of Theoretical and Empirical Links. *The World Bank Research Observer*, Volume 36, Issue 2, pp. 197-233.

- Danisman, G. O., & Amine, T. (2020). Financial inclusion and bank stability: evidence from Europe. *The European Journal of Finance*, 26:18, 1842-1855.
- Dannon, H. P., & Lobez, F. (2014). La régulation bancaire dans l'Union économique et monétaire ouest-africaine est-elle efficace ?. *Revue d'économie financière (N°116)*, pp. 279-304.
- De La Torre, A., Feyen, E., & Ize, A. (2013). Financial development: structure and dynamics. *The World Bank Economic Review*, 27(3), 514–541.
- Demirguc-Kunt, A., Klapper, L., & Singer, D. (2017). Financial inclusion and inclusive growth. *Policy Research Working Paper*, 8040.
- DeYoung, R., Glennon, D., & Nigro, P. (2008). Borrower–lender distance, credit scoring, and loan performance: Evidence from informational-opaque small business borrowers. *Journal of Financial Intermediation*, Volume 17, Issue 1, pp. 113-143.
- Diamond, D. W. (1984). Financial Intermediation and Delegated Monitoring. *The Review of Economic Studies*, Vol. 51, No. 3, pp. 393-414.
- Diarra, M., & Rabiou, A. (2020). Les effets de l'inclusion financière sur la stabilité de la demande de monnaie dans l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine. *Revue Economique et Monétaire*, N°28, pp. 58-87.
- Dickey, D., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with unit root. *Econometrica*, Vol. 49, pp. 1057-1072.
- Dienillah, A. A., Anggraeni, L., & Sahara, S. (2018). Impact of Financial Inclusion on Financial Stability based on Income Group Countries. *Bulletin of Monetary Economics and Banking*, Volume 20, Number 4, Article 6, pp. 429-442.
- Dumitrescu, E.-I., & Hurlin, C. (2012). Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Economic Modelling*, Volume 29, Issue 4, pp. 1450-1460.
- Foods, D., Norden, L., & Weber, M. (2010). Loan growth and riskiness of banks. *Journal of Banking & Finance*, 34, pp. 2929-2940.
- García, M. J. (2016). Can financial inclusion and financial stability go hand in hand ? *Economic Issues*, Vol. 21, Part 2, pp. 81-103.
- Goyeau, D., & Tarazi, A. (1992). Évaluation du risque de défaillance bancaire en Europe. *Revue d'économie politique*, n°102, pp. 249-280.
- Hannan, E. J., & Quinn, B. G. (1979). The Determination of the Order of an Autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, Vol. 41, No. 2, pp. 190-195.
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46, pp.1251-1271.

- Hauswald, R., & Marquez, R. (2006). Competition and Strategic Information Acquisition in Credit Markets. *The Review of Financial Studies, Volume 19, Issue 3*, pp. 967-1000.
- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, pp. 53–74.
- Jeanneney, S. G., & Kpodar, K. (2006). Développement financier, instabilité financière et croissance économique. *Économie & prévision, (3) n° 174*, pp. 89-111.
- Khan, H. R. (2012). Issues and challenges in financial inclusion: Policies, partnerships, processes and products. *Korea, 18 (250.29)*, 84-17.
- Koehn, M., & Santomero, A. M. (1980). Regulation of Bank Capital and Portfolio Risk. *The Journal of Finance, Vol. 35, No. 5*, pp. 1235-1244.
- Koong, S. S., Law, S. H., & Ibrahim, M. H. (2017). Credit expansion and financial stability in Malaysia. *Economic Modelling, Volume 61*, pp. 339-350.
- Le, T.-H., Chuc, A. T., & Taghizadeh-Hesary, F. (2019). Financial inclusion and its impact on financial efficiency and sustainability: Empirical evidence from Asia. *Borsa Istanbul Review, Volume 19, Issue 4*, pp. 310-322.
- Levine, R. (1997). Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda. *Journal of Economic Literature, Vol. 35, No. 2*, pp. 688-726.
- Lopez, T., & Winkler, A. (2019). Does financial inclusion mitigate credit boom-bust cycles? *Journal of Financial Stability, Volume 43*, pp. 116-129.
- Mande, B., Salisu, A., Jimoh, A., Dosumu, F., & Adamu, G. (2020). Financial Stability and Income Growth in Emerging Markets. *Bulletin of Monetary Economics and Banking, Vol. 23 No. 2*, pp. 201 - 220.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. *Journal of Finance, Vol. 7, No. 1*, pp. 77-91.
- Markowitz, H. (1959). *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments*. New York: John Wiley & Sons.
- McKinnon, R. I. (1973). *Money and Capital in Economic Development*. Brookings Institution, Washington.
- Morgan, P. J., & Pontines, V. (2018). Financial Stability and Financial Inclusion :The Case Of SME Lending. *The Singapore Economic Review, Vol. 63, No. 1*, pp. 1-14.
- Morgan, P. J., & Zhang, Y. (2017). Mortgage lending, banking crises, and financial stability in Asia and Europe. *Asia Europe Journal, 15*, pp. 463-482.
- Ndiaye, M. (2020). Développement financier, instabilité financière et croissance économique: cas des pays de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA). *Revue Economique et Monétaire, N°28*, pp. 10-57.

- Neaime, S., & Gaysset, I. (2018). Financial Inclusion and Stability in MENA: Evidence from Poverty and Inequality. *Finance Research Letters, Volume 24*, pp. 230-237.
- Nguyen, T. D., & Du, Q. L. (2022). The effect of financial inclusion on bank stability: Evidence from ASEAN. *Cogent Economics & Finance, 10:1*, 2040126.
- Ozili, P. K. (2021). Has financial inclusion made the financial sector riskier? *MPRA Paper No. 105529*.
- Pagano, M. (1993). Financial markets and growth . *European Economic Review 37* , pp. 613-622.
- Pedroni, P. (2004). Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis. *Econometric Theory, 20 (3)*, 579-625.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. P. (1999). Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels. *Journal of the American Statistical Association, Vol. 94, No. 446*, pp. 621-634.
- Rivaud-Danset, D. (1996). Les contrats de crédit dans une relation de long terme: De la main invisible à la poignée de main. *Revue économique, Vol. 47, N°4*, pp. 937-962.
- Roy, A. D. (1952). Safety First and the Holding of Assets. *Econometrica, Vol.20, N°3*, pp. 431-449.
- Sarma, M. (2012). Index of Financial Inclusion – A measure of financial sector inclusiveness. *Working Paper No. 07*, 37 p.
- Schumpeter, J. A. (1911). *The theory of economic development*. Cambridge: MA: Harvard University Press.
- Schwarz, G. E. (1978). Estimating the dimension of a model. *Annals of Statistics, vol. 6, no 2*, pp. 461-464.
- Shalihin, A., & Safuan, S. (2021). Effects of Financial Inclusion and Openness on Banking Stability : Evidence from Developing and Developed Countries. *Economics and Finance in Indonesia, Vol. 67 No. 2*, pp. 212–222.
- Shaw, E. (1973). *Financial Deepening in Economic Development*. Oxford University Press, New York.
- Siry, A. (2019). Résilience des banques aux chocs exogènes dans l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine. *Revue Economique et Monétaire, N°26*, pp. 34-82.
- Vo, A. T., Van, L. T.-H., Vo, D. H., & McAleer, M. (2019). Financial Inclusion and Macroeconomic Stability in Emerging and Frontier Markets. *Annals of Financial Economics, Vol. 14, No. 2*.

Vo, D. H., Nguyen, N. T., & Thi-Hong Van, L. (2021). Financial inclusion and stability in the Asian region using bank-level data. *Borsa Istanbul Review, Volume 21, Issue 1*, pp. 36-43.

Wang, R., & Luo, H. (. (2022). How does financial inclusion affect bank stability in emerging economies? *Emerging Markets Review, Volume 51, Part A*.

7. Annexes

Annexe 1 : Test de stationnarité des variables

Variables	ADF panel Test			Im-Pesaran-Shin panel Test		
	Level	Difference	Order	Level	Difference	Order
Z-score	0.686	8.098	I (1) *	-0.505	-3.203	I (1)
	0.246	0.000		0.306	0.0007	
GPDR	0.171	10.35	I (1)	-0.519	-4.873	I (1)
	0.431	0.000		0.301	0.000	
SFII	-0.354	9.007	I (1)	-0.383	-4.200	I (1)
	0.996	0.000		0.350	0.000	
OFSUR	1.594	3.756	I (1)	-0.848	-2.054	I (1)
	0.055	0.000		0.198	0.020	
NRWCR	-0.933	3.764	I (1)	0.401	-2.376	I (1)
	0.824	0.000		0.655	0.008	
DCPS	0.175	10.855	I (1)	-1.181	-3.593	I (1)
	0.430	0.000		0.118	0.000	
RGDP	2.247	6.752	I (0) **	-1.765	-3.894	I (0)
	0.012	0.000		0.038	0.000	
EFI	2.824	4.773	I (0)	-1.208	-1.797	I (1)
	0.002	0.000		0.113	0.0361	

* et ** signifient respectivement que la variable est intégrée d'ordre zéro (0) et d'ordre un (1).

Note : Ces tests ont été effectués avec l'option « soustraire la moyenne en coupe transversale » qui permet de contrôler les effets communs non-observés corrélés aux pays.

Source : Estimation de l'auteur

Annexe 2 : Test de cointégration de Pedroni (2004)

	Panel v-stat ^a	Panel rho-stat ^a	Panel pp-stat ^a	Panel adf-stat ^a	Group rho-stat ^b	Group pp-stat ^b	Group adf-stat ^b
Equation I	1.129	-2.132	-6.9	-2.748	-2.549	-8.929	-2.02
Equation II	-0.919	-1.832	-4.891	-1.962	-3.186	-5.322	-3.095
Equation III	1.686	-3.085	-4.968	-2.370	-3.58	-5.911	-4.559
Equation IV	-1.778	-1.866	-1.991	-1.812	-4.167	-1.658	-2.045

Note : ^a tests basés sur la dimension *within* ; ^b tests basés sur la dimension *between*.

Source : Estimation de l'auteur

Les résultats des tests de cointégration de Pedroni (2004) montrent que les statistiques panel (rho, pp et adf) et group (pp et adf) sont inférieures à la valeur critique de la loi normale pour un seuil de 5 %. Ainsi, ces tests confirment l'existence d'une relation de cointégration entre les variables dans les quatre équations à estimer.