

## **Développement financier et instabilité financière : une analyse de la CEDEAO**

### **Financial development and financial instability: an analysis of ECOWAS countries**

**SIAGBE Yete Dieudonne**

Enseignant chercheur

Université Alassane Ouattara de Bouaké

Côte d'Ivoire

**Date de soumission :** 24/07/2026

**Date d'acceptation :** 30/08/2026

**Pour citer cet article :**

SIAGBE. Y. D. (2026) «Développement financier et instabilité financière : une analyse de la CEDEAO »,  
Revue Internationale du chercheur « Volume 7: Numéro 3 » pp : 1276-1305

## Résumé

Cette étude examine l'effet du développement financier sur l'instabilité financière au sein de la CEDEAO, en utilisant des données issues de 12 pays pour la période 1980–2024. Les estimations obtenues à partir de modèles à effets fixes, à effets aléatoires et du modèle PMG montrent que le développement financier contribue à l'instabilité. Il en découle que les mécanismes d'octroi du crédit, le coût du crédit et l'offre monétaire doivent être encadrés et ajustés en fonction des modèles économiques propres aux pays membres afin de préserver la stabilité du système financier régional.

**Mots clés :** Développement financier, instabilité financière, CEDEAO, données de panel.

**JEL Classification :** G21, G32, C23

## Abstract

This study examines the effect of financial development on financial instability within the ECOWAS, using data from 12 countries for the period 1980–2024. Estimates derived from fixed-effects, random-effects and PMG models show that financial development contributes to instability. It follows that credit granting mechanisms, the cost of credit and the money supply must be regulated and adjusted in line with the specific economic models of member countries in order to preserve the stability of the regional financial system.

**Keywords :** Financial development, financial instability, ECOWAS, panel data.

**JEL Classification :** G21, G32, C23

## Introduction

Depuis plusieurs décennies, les recherches sur les déterminants de l'instabilité financière se sont multipliées, notamment celles portant sur le rôle du développement financier. L'impact de ce dernier sur la dynamique des marchés monétaires et financiers et sur la croissance économique remonte aux travaux de McKinnon (1973) et Shaw (1973), qui soutiennent que le libéralisme financier, en favorisant le développement financier, stimule la croissance économique. Cependant, Minsky (1957) avait déjà mis en garde contre les risques que font peser les innovations institutionnelles et le développement financier sur la stabilité du système financier.

Cette conception néolibérale est renforcée par Kapur (1976), pour qui la libéralisation des taux d'intérêt encourage les dépôts bancaires. Mathieson (1980) montre que le volume du crédit augmente en proportion de l'accroissement de l'épargne. Toutefois, les crises monétaires et bancaires des années 1970 en Asie et au Mexique trouvent leur origine dans l'expansion du crédit et de la masse monétaire (Kaminsky & Reinhart, 1999). De plus, Demirgüç-Kunt & Detragiache (1998) confirment qu'un développement financier rapide peut être associé à une plus grande instabilité financière. Enfin, des études récentes soutiennent cette thèse en montrant que l'évolution de l'architecture financière et bancaire des pays en développement notamment en Afrique a contribué à cette instabilité (Antwi, et al., 2024 ; Batuo, et al., 2018 ; Coulibaly, 2023 ; Guillaumont & Kpodar, 2006 ; Loannou, et al., 2024).

Pourtant, au sein de la CEDEAO (Communauté économique des États de l'Afrique de l'Ouest), les études scientifiques portant sur cette question sont, à notre connaissance, moins développées. Selon Patro, et al., (2013) l'instabilité financière se définit comme la détérioration des indicateurs financiers. Or cette situation est présente au sein de la Communauté, car les taux de crédits non performants sont élevés à l'échelle des pays, le ratio d'endettement à presque doublé depuis 2018, passant de 20,51% du PIB à 46,8% du PIB en 2024 et un marché bancaire structurellement déficitaire en terme de liquidité (CEDEAO, 2024). Parallèlement, selon la même source, le système financier communautaire se développe sensiblement. En effet, le crédit à l'économie progresse, atteignant environ 28,2% du PIB en 2024 contre 24,7% du PIB en 2019, tandis que la masse monétaire en circulation a reculé de 3 points pour se situer à 30,2% du PIB en 2024. Toutefois, ce taux demeure significativement élevé à celui de 2019, soit 21,1% du PIB.

Dès lors, cette étude s'intéresse au lien étroit qui existe entre le développement financier et l'instabilité en cherchant à répondre à la question suivante : Dans quelle mesure le développement financier influence-t-il l'instabilité financière dans la zone CEDEAO?

L'objectif de ce travail est d'analyser l'effet du développement financier sur l'instabilité financière afin d'alimenter le débat. Nous faisons l'hypothèse selon laquelle il existe une relation positive et significative entre ces deux phénomènes. Autrement dit, le développement financier contribue à l'instabilité observée au sein du système financier de la Communauté.

Cette étude apporte une double contribution à la littérature sur le sujet. D'une part, elle examine un déterminant de l'instabilité financière jusqu'ici peu étudié. En effet, les travaux antérieurs sur l'UEMOA, non étendus à la CEDEAO, se sont focalisés sur la structure concurrentielle du marché bancaire, la réglementation macroprudentielle en matière de capital et d'autres variables macroéconomiques (Danon & Lopez, 2014 ; Doucouré & Sene, 2014 ; Kanga, et al., 2020 ; Siagbe, 2022). D'autre part, elle propose une mesure alternative de l'instabilité financière fondée sur une approche économétrique, en contraste avec les études citées qui reposent principalement sur des indicateurs comptables tels que le Z-score et les indices synthétiques.

La suite du travail passe en revue les travaux théoriques et empiriques sur la question (section 1), puis expose la méthodologie mobilisée à cet effet (section 2), présente les principaux résultats obtenus (section 3) et finit par la conclusion.

## **1. Revue de littérature**

Cette revue met en lumière un ensemble d'études théoriques et empiriques relatives aux facteurs explicatifs de l'instabilité financière qui surgissent dans les économies et qui sont à l'origine des crises financières et économiques.

Au niveau théorique, Minsky (1957) soulevait déjà le risque d'instabilité financière causé par le développement financier, lorsque ce dernier est lui-même l'œuvre des changements et des innovations institutionnelles opérés sur le marché monétaire et financier. Selon lui, la déréglementation et l'apparition de nouveaux instruments notamment les titres accélèrent la circulation de la monnaie et augmentent l'offre de fonds prêtables. Cette montée du financement par les titres réduit la liquidité des bilans des intermédiaires financiers, ce qui accroît leur vulnérabilité et fragilise l'ensemble du système financier.

En revanche, les tenants de la théorie du libéralisme financier initiée dans les années 1970 rejettent cette idée (McKinnon, 1973 ; Shaw, 1973). En effet, ces auteurs stipulent que les innovations financières, les changements de règles stimulent le développement financier qui à son tour est source de stabilité et de croissance économique. Cela n'est possible que si l'interventionnisme étatique donne libre cours au jeu de la concurrence sur le marché financier notamment dans le choix des modèles d'activités économiques des acteurs du marché. Le libéralisme financier entraîne, entre autres, une augmentation de l'offre de crédit, de l'épargne, de la demande de monnaie et des investissements nécessaires à la croissance (Galbis, 1977 ; Mathieson, 1980).

Stiglitz & Weiss (1981) et Stiglitz (1994) ne partagent pas cette assertion néo-libérale, parce que la libéralisation du marché monétaire peut favoriser l'instabilité financière et provoquer des crises financières en présence d'asymétrie d'information. En situation d'information imparfaite, où l'accès à l'information est coûteux et limité, les banques deviennent plus prudentes face au risque. Pour se protéger contre les problèmes de sélection adverse et d'aléa moral, elles rationnent le crédit et plafonnent les taux d'intérêt. Stiglitz (1994) en conclut que l'intervention de l'État constitue une alternative efficace pour réguler le marché monétaire.

Cette ambiguïté idéologique a donné naissance aux travaux empiriques portant sur le développement financier et d'autres facteurs susceptibles d'influer sur la stabilité financière.

De prime abord, Kaminsky & Reinhart (1999) ont étudié les causes des crises bancaires et monétaires observées en Asie et au Mexique depuis les années 1970. Ils montrent que ces crises, signes d'instabilité financière, résultent d'une accélération de l'offre de crédit, d'une surestimation de la liquidité disponible dans l'économie et d'une amplification des flux de capitaux, le tout survenant dans un contexte de libéralisation financière.

De même, Demirgüç-Kunt & Detragiache (1998) montrent que la libéralisation financière peut nuire à la stabilité. Ils estiment un modèle logistique multivarié en panel sur 53 pays pour la période 1980-1995 et trouvent que des indices de libéralisation fondés sur des changements institutionnels sont positivement et significativement corrélés avec une variable binaire d'instabilité financière. Parallèlement, des variables de développement financier comme le crédit intérieur et la masse monétaire (M2), utilisées en variables de contrôle présentent également des coefficients positifs et significatifs. Ces résultats suggèrent que le développement financier et la libéralisation accroissent la probabilité d'instabilité financière.

À travers une méthodologie différente, Guillaumont & Kpodar (2006) apportent des preuves empiriques en faveur de l'hypothèse d'une relation entre développement financier et instabilité, en utilisant un panel de pays en développement pour la période 1966-2000. Ils mobilisent plusieurs méthodes, à savoir les modèles à effets fixes et aléatoires ainsi que l'estimation dynamique en panel par GMM. Leurs résultats indiquent une relation positive entre le développement financier et l'instabilité financière étant construite à partir des résidus des régressions des variables de développement financier. Outre cela, une estimation qualitative similaire à celle de Demirgüç-Kunt & Detragiache (1998) confirme la robustesse des résultats.

Par ailleurs, Batuo et al. (2018) testent également cette hypothèse sur un échantillon de 41 pays africains pour la période 1985–2010. À la différence de Guillaumont & Kpodar (2006), ils construisent un indice synthétique pour l'instabilité financière à partir d'un ensemble de variables qui servent aussi de mesure de l'indice du développement financier et utilisent l'indice de libéralisme financier de Chinn & Ito (2002). Les variables bancaires concernées pour l'indicateur du développement financier et son instabilité sont le ratio des passifs liquides par rapport au produit intérieur brut (PIB), le ratio de la masse monétaire (M2) par rapport au PIB et le ratio des crédits privés nationaux accordés au secteur bancaire par rapport au PIB. L'estimation par l'approche GMM en panel va dans le sens de Guillaumont & Kpodar (2006) et Demirgüç-Kunt & Detragiache (1998).

En outre, Kanga et al. (2020, 2021) analysent l'effet des exigences en capital et de l'émergence des banques panafricaines sur la stabilité du système financier de l'UEMOA. Dans leur étude, ils utilisent le Z-score et des indicateurs de rentabilité pour mesurer la stabilité financière, en considérant le système bancaire plus vulnérable lorsque les profits des établissements bancaires sont faibles. Leurs résultats indiquent que la concentration bancaire, de même que la mise en œuvre de politiques macroprudentielles axées sur le capital, favorise la stabilité financière.

De même, sur cet espace géographique et avec le Z-score comme indice de stabilité financière, Danon & Lopez (2014) trouvent une relation positive entre les ratios de solvabilité et la stabilité. Siagbe (2022), quant à lui, montre que la concentration bancaire concourt à la stabilité de l'Union, cependant un paysage bancaire trop concentré serait davantage nuisible sa stabilité. De plus, Doucouré & Sene (2014), suivant une approche différente, indiquent que le ratio de crédit favorise la stabilité dès lors que le crédit est orienté vers les secteurs porteurs

de croissance, tandis que l'inflation et la masse monétaire sont négativement corrélées à l'indice. Autrement dit, les tensions inflationnistes et l'accroissement de la masse monétaire contribuent à fragiliser le système financier. Cette approche repose sur le calcul d'un indice synthétique qui consiste à sommer des variables centrées sur leurs moyennes susceptibles d'expliquer la stabilité financière.

Dans le sillage de Doucouré & Sene (2014) sur les déterminants macroéconomiques de l'instabilité financière, Ullah, et al. (2024) étendent l'analyse à l'impact de la gouvernance sur un échantillon comprenant 122 pays développés et émergents sur la période 2013-2020. Ils trouvent que l'inflation et la masse monétaire ont des effets négatifs non significatifs sur la stabilité financière, ce qui est contraire aux résultats de Doucouré & Sene (2014). Cependant, le taux d'intérêt, la croissance du PIB, la participation et la responsabilisation, la stabilité politique et l'absence de violence, l'efficacité du gouvernement, la qualité de la réglementation et la lutte contre la corruption ont un impact positif et statistiquement significatif sur la stabilité financière.

Des études récentes mettent en exergue l'impact de l'inclusion financière sur la stabilité financière. Les résultats de ces recherches sont mitigés. D'un côté, Coulibaly (2023) indique que l'inclusion financière renforce la stabilité du système financier de l'UEMOA à long terme par le biais d'un modèle ARDL et PMG. Joudar & Ghmari (2025) trouvent des résultats semblables sur un échantillon de 26 pays africains et de la région du MENA. Toutefois, pour ces derniers la masse monétaire et l'épargne ont un effet négatif sur la stabilité financière. De l'autre, elle accroît la vulnérabilité financière (Antwi, et al., 2024 ; Ben Naceur, et al., 2024 ; Olusegun, et al., 2021). Bien que ces études ont en commun le Z-score pour mesure de la stabilité financière, les divergences dans les résultats résident dans les choix de la dimension du concept de l'inclusion financière, la dimension temporelle, l'outil économétrique et l'espace géographique.

De même, l'explosion de la finance numérique et des fintech ont servi de cadre d'analyse de l'instabilité financière puisqu'elles sont considérées comme des produits du développement financier (Yang et al., 2024). A ce niveau, également, les effets de celles-ci sur la stabilité financière sont divergents. D'abord, la finance numérique et les fintechs réduisent les risques de crises financières grâce à une diffusion plus large des services financiers (Antwi & Kong, 2023 ; Risman, et al., (2021). Ensuite, Loannou, et al. (2024) attestent que les fintech de paiement et de crédit augmentent significativement le risque d'instabilité financière. Enfin, des

travaux mettent en évidence une asymétrie en forme de U entre ces deux concepts. En d'autres termes la finance numérique favorise la stabilité financière, cependant au-delà d'un certain seuil elle la détériore significativement (Anton & Nucu, 2024 ; Okoli, 2024).

Il ressort de cette revue des points qui justifient la présente étude. D'abord, les travaux effectués sur le continent africain n'ont pas explicitement pris en compte la CEDEAO, par conséquent cette recherche vient combler cette lacune. Ensuite, les recherches existantes sur l'UEMOA s'appuient majoritairement sur des mesures comptables de l'instabilité financière (Z-score, indices synthétiques), proches les unes des autres (Silva, 2017). De ce fait, notre travail apporte une alternative en proposant une mesure économétrique de l'instabilité. Enfin, le concept du développement financier est peu traité, bien que dans certaines études le ratio du crédit bancaire et celui de la masse monétaire, utilisés comme variables de contrôle, influencent significativement la stabilité financière. Or pour Gospodarchuk & Zeleneva (2022) l'analyse de l'instabilité du développement financier est primordiale pour l'orientation des politiques macroéconomiques.

## 2. Cadre méthodologique

### 2.1. Cadre théorique

Minsky (1957) propose un cadre théorique idéal pour appréhender l'interaction entre l'instabilité financière et le développement financier. Dans un contexte de hausse des taux d'intérêt, ce cadre montre comment l'augmentation du crédit issu des innovations sur le marché monétaire affecte la stabilité financière. Pour Lompo (2024) le concept du développement financier se mesure par l'accroissement du crédit, la prolifération des procédés et produits innovants sur le marché monétaire. Ainsi, nous formalisons cette théorie comme suit :

$$Insta_t = f(Defi_t) \quad (1)$$

Dans laquelle  $Insta_t$  et  $Defi_t$  sont les variables qui mesurent, respectivement, l'instabilité financière et du développement financier à la période  $t$ . Dans cette fonction l'instabilité financière apparaît lors des changements qui s'opèrent dans la structure du secteur financier. En réécrivant l'Equation 1 de la manière suivante :

$$Insta_t = \mu + \varphi Defi_t \quad (2)$$



Le paramètre  $\varphi$  permet de capter la nature et l'intensité du lien entre l'instabilité financière et développement financier. Vu l'hypothèse de cette recherche, ce paramètre devrait être positif et significatif.

## 2.2. Modèle économétrique

Pour analyser empiriquement l'effet du développement financier sur la stabilité financière pour le compte de la CEDEAO, nous écrivons le modèle de panel emprunté à Batuo et al. (2018) :

$$Instfi_{i,t} = \alpha_i + \beta_i Defi_{i,t} + \sum_{k=1}^n \theta_{ki} Var_{k,i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

Avec :

*Instfi* : représente l'instabilité financière ; *Defi* : mesure le développement financier ; *Var* : est une variable de contrôle ;  $\alpha, \beta$  et  $\sum_{k=1}^n \theta_{ki}$  : désignent respectivement l'effet individuel du modèle de panel, le coefficient de corrélation entre le développement financier et son instabilité, et les paramètres associés aux variables de contrôle capable d'expliquer de l'instabilité financière observée dans la communauté ;  $\varepsilon$  : est le terme d'erreur supposé identiquement et indépendamment distribué ; *i* et *t* : sont les dimensions individuelle et temporelle du modèle.

Cette spécification a du sens au regard de l'objectif recherché dans cette étude, qui compte mettre en lumière un effet global du développement financier sur son instabilité en prenant en considération des données spécifiques à chaque pays de la Communauté plutôt que des données agrégées. L'avantage de celle-ci réside dans la possibilité de discuter sur les effets hétérogènes et homogènes des paramètres estimés de sorte à produire des estimations sans biais.

## 2.3. Choix des variables

Cette sous-section vise à définir les différentes variables utilisées dans le cadre de cette étude et à discuter de la nature de leur lien avec la variable dépendante, à savoir l'instabilité financière.

### 2.3.1. Développement financier et instabilité financière

Dans la littérature, plusieurs indicateurs sont mobilisés pour apprécier le niveau de développement financier (Guillaumont & Kpodar, 2006 ; Batuo, et al., 2018 ; Eggoh, 2010 ; Ductor & Grechyna, 2015 ; Dosso, 2023 ; Lompo, 2024). Les plus couramment utilisés sont

le ratio du crédit au secteur privé accordé par les banques rapporté au PIB (CRISPB), le crédit intérieur brut rapporté au PIB (RCIB) et la masse monétaire (M2 et/ou M3) rapportée au PIB (RMM). Les deux premiers mesurent la taille de l'intermédiation financière, essentielle pour comprendre le rôle des banques, tandis que le dernier rend compte de la profondeur financière de l'économie (Guillaumont & Kpodar, 2006).

Par ailleurs, cette étude ne se propose pas de trancher le débat méthodologique sur le choix d'un indicateur unique (Levine et al., 2000 ; Beck, et al., 2000 ; Chee & Sok, 2015). Pour des raisons de robustesse, elle mobilise les trois variables mentionnées précédemment. L'agrégat monétaire M3 est toutefois privilégié à M2, car il est disponible pour l'ensemble des individus de l'échantillon sur une période temporelle plus longue.

Outre cela, la littérature théorique et empirique révèle que le développement financier s'accompagne souvent d'une augmentation de l'instabilité financière (Minsky, 1957 ; Guillaumont & Kpodar, 2006 ; Batuo et al., 2018). Dès lors, le signe attendu de la relation entre développement financier et instabilité financière est positif.

Par ailleurs, plusieurs approches existent pour mesurer l'instabilité d'une variable (Cariolle & Goujon, 2015 ; Siagbe, 2022 ; Silva, 2017 ; Prao, 2024). Dans cette recherche, nous retenons la méthode de Guillaumont & Kpodar (2006) et de Yong & Lin (2023), qui définissent l'instabilité financière à partir des résidus d'un modèle autorégressif du développement financier estimé par moindres carrés ordinaires (MCO) pour chaque pays. L'équation est la suivante :

$$Defi_t = \gamma_1 + \gamma_2 T + \gamma_3 Defi_{t-1} + \varepsilon_t^{inst} \quad (4)$$

Où  $Defi_t$  est la variable servant d'indicateur financier.  $T$  indique la tendance temporelle, celle-ci permet d'avoir une volatilité des résidus dépourvue d'effet temporel déterministe réduisant  $\varepsilon_t^{inst}$  à une interprétation idiosyncratique.

L'indicateur d'instabilité financière est construit comme la moyenne de la valeur absolue de la composante cyclique des résidus estimés, calculée sur une fenêtre glissante de trois ans pour chaque pays de la CEDEAO et pour chaque indicateur de développement financier. Pour isoler la composante cyclique des résidus, nous appliquons le filtre de Hodrick-Prescott (1997) avec un paramètre de lissage  $\lambda=1600$ . Sur le plan de la contribution méthodologique, notre variable se distingue de celle de Guillaumont & Kpodar (2006), qui utilise une moyenne mobile de cinq ans des résidus en valeur absolue, et celle de Yong & Lin (2023), qui

emploient la moyenne mobile sur trois ans de l'écart-type de la composante cyclique des résidus. L'expression formelle est donnée ainsi :

$$Instfi_t = \frac{1}{3} \sum_{t=1}^3 |\varepsilon_t^{Cinst}| \quad (5)$$

De plus, afin de satisfaire aux exigences de robustesse, nous construisons un indicateur d'instabilité alternatif calculé sur l'ensemble de l'échantillon. À cet effet, Cariolle & Goujon (2015) proposent une mesure qui pondère les résidus par leur influence dans le modèle de référence, c'est-à-dire par leur contribution au modèle estimé. Nous formulons donc la mesure suivante :

$$\widetilde{Instfi}_t = 100 * \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left( \frac{\varepsilon_t^{Cinst}}{\widehat{Defi}_t} \right)^2} \quad (6)$$

Dans cette spécification  $\widehat{Defi}_t$  représente la variable estimée du développement financier par les MCO.

Il convient à présent d'identifier les variables susceptibles d'influencer la stabilité financière et qui serviront de variables de contrôle. À cet effet, nous nous intéressons aux variables macroéconomiques de la sphère réelle.

### 2.3.2. Discussion sur les variables de contrôle

Au regard de la littérature, nous retenons comme variables de contrôle l'inflation, le degré d'ouverture commerciale et les dépenses publiques. Ces variables macroéconomiques du secteur réel influencent l'instabilité financière et méritent donc d'être examinées.

L'inflation correspond à la hausse généralisée des prix des biens et services dans l'économie. Dans cette étude, elle est mesurée par l'indice des prix à la consommation. Une inflation élevée accroît l'instabilité financière. En effet, la pression inflationniste réduit le pouvoir d'achat de la monnaie, alourdit le climat des affaires et conduit souvent les banques à restreindre l'offre de crédit (Avetisyan, 2024). Par conséquent, un taux d'inflation élevé tend à amplifier l'instabilité financière et à diminuer la profondeur du système financier, c'est-à-dire le développement financier.

Le taux d'inflation est calculé de la manière suivante :

$$Infl_t = \frac{Ipc_t - Ipc_{t-1}}{Ipc_{t-1}} \quad (7)$$

Par ailleurs, l'ouverture commerciale joue un rôle déterminant dans la vulnérabilité et la stabilité financières. Elle se traduit par la suppression des barrières au commerce et l'intégration des économies aux marchés extérieurs. Selon Kose, et al. (2003), cela accroît l'exposition aux chocs externes, ce qui renforce la fragilité et l'instabilité financière. N'Diaye & Kanta (2025) trouvent par ailleurs une relation positive entre ouverture commerciale et développement financier ; indirectement, cela suggère que l'ouverture peut favoriser l'instabilité si l'on admet l'hypothèse d'une corrélation positive entre développement financier et instabilité. En revanche, les travaux de Caupin (2003) rejettent cette hypothèse en accordant à l'ouverture commerciale un rôle de stabilisateur. Dans notre étude, l'ouverture commerciale est mesurée par la moyenne des exportations et des importations rapportées au PIB, selon l'expression suivante :

$$Oc_t = \frac{X_t + M_t}{2 * PIB_t} \quad (8)$$

Enfin, les dépenses gouvernementales (*Depg*) sont considérées par le FMI comme un pilier de la stabilité macroéconomique en l'occurrence la stabilité financière dans la mesure où elles sont un instrument de la politique budgétaire (Daniel, et al., 2006). Toutefois, son efficacité en terme de stabilité dépend de son mode de financement et de son exécution. En effet, une dépense publique financée par emprunt, par l'usage de la « planche à billets » cause l'instabilité (Daniel, et al., 2006 ; Omrani, 2017) au même titre qu'une exécution moins rigoureuse (Gupta, et al., 2004).

#### 2.4. Stratégies d'estimation

Il ressort en définitive des sections précédentes le modèle économétrique suivant :

$$Instfi_{i,t} = \alpha_i + \beta_i Defi_{i,t} + \theta_{1i} Infl_{i,t} + \theta_{2i} Oc_{i,t} + \theta_{3i} Depg_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

Dans cette équation, outre les informations fournies sur le développement financier, l'instabilité financière, les coefficients, le terme d'erreur, la dimension temporelle et la dimension individuelle dans le modèle (1), *Infl* désigne l'indice des prix à la consommation, *Oc* est l'ouverture commerciale et *Depg* fait office des dépenses gouvernementales. L'estimation de cette équation s'effectue suivant deux approches complémentaires d'autant plus qu'elles permettent de tester l'hypothèse fondamentale de l'étude à savoir que le développement financier induit l'instabilité financière.

Dans un premier temps, la mesure de l'instabilité financière issue de l'équation (5) prenant en compte les dimensions temporelle et individuelle de l'échantillon ; nous utilisons donc le modèle (9) pour l'analyse. Le caractère statique de ce modèle impose au préalable un examen de sa structure et des propriétés des variables pour éviter toute régression fallacieuse. À cet effet, nous appliquons le test de Hsiao (1986) pour évaluer la pertinence d'un modèle en panel. Ce test met en évidence, sous l'hypothèse nulle, l'homogénéité des effets individuels non observés et, sous l'hypothèse alternative, leur hétérogénéité. Il repose également sur l'hypothèse, implicite, que les paramètres associés aux variables explicatives sont homogènes. Le rejet de l'hypothèse nulle indique donc la présence d'effets individuels hétérogènes et légitime le recours à un modèle en panel.

A côté des effets individuels, la structure peut faire l'objet d'une dépendance inter-individuelle. Cette hypothèse stipule que les individus composant le panel (les pays de la CEDEAO) peuvent subir simultanément les mêmes effets, favorables ou nuisibles, d'un choc exogène au fonctionnement de ces économies. Du point de vue de l'analyse écono-métrique, ce phénomène est source de biais des paramètres estimés. Dès lors, Pesaran (2015) propose un test « cross-sectional dependence » (CSD) partant du postulat de l'existence d'une dépendance interindividuelle dans la structure de panel et que l'interprétation de celle-ci dépend de son intensité (faible ou forte) dans l'échantillon. Ce test est conduit dans le cadre de cette étude.

En outre, le caractère stationnaire des séries temporelles étant essentiel, nous appliquons des tests de stationnarité. Une série est stationnaire au sens faible si sa moyenne et sa variance sont invariantes au cours du temps. Nous retenons le test d'Im, Pesaran & Shin (IPS, 2003) et le test de Pesaran (2007), qui présentent l'avantage commun de prendre en compte l'hétérogénéité individuelle dans le calcul de leur statistique et de fournir une statistique moyenne interprétable. Ces deux tests reposent sur des hypothèses différentes, ce qui renforce la robustesse de l'analyse. En effet, le test d'IPS, dit de première génération, suppose l'indépendance individuelle, or les conjonctures récentes ont montré que les individus d'un échantillon peuvent ressentir les mêmes effets suite à l'avènement d'un choc externe (Pesaran, 2007). De ce fait, Sur la base de l'hypothèse de dépendance entre unités, Pesaran (2007) propose un test de racine unitaire de deuxième génération.

En cas de non-stationnarité des séries en niveau, ce qui correspond à l'acceptation de l'hypothèse nulle, nous testons la cointégration des variables au moyen du test de Kao (1999)

et du test de Westerlund (2005). Les résultats de ces tests permettent d'établir l'existence ou non d'une relation d'équilibre de long terme entre l'instabilité financière et le développement financier. Pour les deux tests les séries sont cointégrées dès lors que l'hypothèse nulle est rejetée.

Au final, le choix de l'estimateur approprié pour estimer les paramètres du modèle (9) va dépendre des résultats des différents tests diagnostiques explorés. Ce point fait l'objet de la section suivante.

Par ailleurs, la nature de l'interaction entre l'instabilité financière et le développement financier soulève un autre problème du point de vue de l'analyse économétrique notamment celui de l'endogénéité. Il y a endogénéité lorsque les variables clés de l'analyse s'influencent mutuellement. En effet, Abaidoo & Agyapong (2024), sur un panel composé de 19 pays de l'Afrique subsaharienne, révèlent que les indicateurs d'instabilité financière (Z-score et la réserve de liquidité) ont un effet significatif et positif sur le développement financier. Ainsi, l'existence de ce type de problème peut conduire à un biais au niveau de l'estimation des paramètres et tronquer le lien causal des variables étudiées. Pour tenir compte de ce problème, nous implémentons un estimateur par une approche à variables instrumentales sur la version dynamique du modèle (9). Les détails du modèle et de l'estimateur utilisé sont dans l'annexe A3.

Dans un second temps, la mesure de l'instabilité (6)  $\widetilde{Instfl}_t$  conduit à une analyse transversale, indépendante de la dimension temporelle, puisque cette mesure correspond à une moyenne individuelle de l'instabilité financière calculée pour chaque individus. Dans ce cadre, nous employons l'estimateur Between, qui applique les moindres carrés ordinaires (MCO) aux moyennes individuelles de chacune des variables du modèle, selon la spécification suivante :

$$\widetilde{Instfl}_i = \alpha'_i + \beta'_i \overline{Defl}_i + \theta'_{1i} \overline{Infl}_i + \theta'_{2i} \overline{Oc}_i + \theta'_{3i} \overline{Depg}_i + \bar{\varepsilon}_i \quad (10)$$

### 3. Les résultats de l'étude

Cette section présente les données utilisées dans l'étude, propose une analyse descriptive de ces données et expose les résultats des tests et des estimations économétriques effectués.

#### 3.1. Présentation des données

Les données utilisées dans cette étude couvrent 12 pays de la CEDEAO. La Guinée-Bissau, le Libéria et la Guinée ont été exclus en raison de l'indisponibilité de certaines séries pour la

période d'étude à savoir 1980–2024. Les sources mobilisées sont le WDI (2025), le portail de données de la BCEAO et les pages et annuaires statistiques des banques centrales des pays de la zone ZMOA. Le calcul des indicateurs d'instabilité financière restreint néanmoins l'analyse économétrique à la période 1983–2024. Ces indicateurs sont construits séparément pour chacun des trois indicateurs de développement financier retenus. Enfin, la plupart des variables de contrôle sont exprimées en ratios ; seule la variable des dépenses publiques est utilisée en logarithme.

### 3.2. Analyses descriptives

L'analyse de la relation entre développement financier et instabilité financière débute par l'examen des statistiques descriptives. Le tableau 1 présente la moyenne, l'écart-type, le minimum et le maximum des séries étudiées. On constate que l'ouverture commerciale affiche une moyenne supérieure à celle des autres variables, tandis que les indicateurs d'instabilité financière présentent les moyennes les plus faibles de l'échantillon. Par ailleurs, les écarts-types mesurant la dispersion autour de la moyenne sont plus élevés pour les variables de développement financier et comparables à ceux des variables de contrôle. Enfin, l'inflation présente les valeurs extrêmes de l'échantillon, correspondant au minimum et au maximum observés.

**Tableau 1 : Statistiques des variables**

| Variables | Observation | Moyenne | Ecart-type | Minimum  | Maximum |
|-----------|-------------|---------|------------|----------|---------|
| CRISPB    | 504         | 15,6299 | 11,5880    | 0,9873   | 67,8711 |
| RCIB      | 504         | 25,1095 | 16,8196    | 0,0019   | 90,6539 |
| RMM       | 504         | 26,9864 | 16,3004    | 5,1432   | 95,6129 |
| ICRISPB   | 504         | 1,3636  | 1,1150     | 0,0278   | 8,0105  |
| IRCIB     | 504         | 2,7563  | 3,1321     | 0,0615   | 32,5927 |
| IRMM      | 504         | 1,9652  | 1,4453     | 0,1165   | 12,9268 |
| DEPG      | 495         | 24,9549 | 3,3953     | 12,0233  | 32,1049 |
| OC        | 504         | 28,2308 | 11,1278    | 4,5677   | 74,5271 |
| INFL      | 504         | 9,1547  | 16,9573    | -14,2177 | 178,7   |

Source : L'auteur.

Notes : CRISPB est le ratio du crédit octroyé au secteur privé par les banques sur le PIB, RCIB désigne le crédit intérieur brut rapporté au PIB et RMM représente la masse monétaire (M3) sur le PIB. ICRISPB est l'instabilité financière obtenue de la variable CRISPB, IRCIB est celle provenant de RCIB et IRMM désigne l'instabilité financière

issue de RMM. DEPG mesure les dépenses gouvernementales. OC est l'ouverture commerciale et INFL est l'inflation.

En outre, le tableau 2 apporte une première évaluation de notre hypothèse. Il est organisé en trois parties correspondant chacune à différents modèles. Dans chaque partie, l'indicateur d'instabilité financière est analysé en relation avec l'indicateur de développement financier dont il découle, en incluant les variables de contrôle. Cette organisation permet de saisir la relation spécifique entre chaque mesure du développement financier et sa propre mesure d'instabilité. Dans les trois modèles, on observe une relation positive et significative entre les variables centrales, ce qui confirme l'hypothèse selon laquelle le développement financier accroît l'instabilité financière.

Enfin, s'agissant des autres variables susceptibles d'influencer l'instabilité financière, le tableau indique que les dépenses publiques sont négativement corrélées à l'instabilité autrement dit l'augmentation des dépenses de l'Etat assure la stabilité financière et l'ouverture commerciale de même que l'inflation sont de nature à augmenter l'instabilité.

Malgré la significativité des résultats précédents, la section suivante s'attèle à présenter une analyse économétrique en vue d'assurer la robustesse de ceux-ci.

**Tableau 2 : Corrélations de l'indicateur de développement financier et son instabilité**

| Modèle 1 : ICRISPB (Instabilité financière liée à CRISPB) |         |          |          |         |      |
|-----------------------------------------------------------|---------|----------|----------|---------|------|
| Variabes                                                  | ICRISPB | CRISPB   | DEPG     | OC      | INFL |
| ICRISPB                                                   | 1,00    |          |          |         |      |
| CRISPB                                                    | 0,45*** | 1,00     |          |         |      |
| DEPG                                                      | 0,02    | 0,31***  | 1,00     |         |      |
| OC                                                        | 0,29*** | 0,46***  | -0,08*   | 1,00    |      |
| INFL                                                      | -0,04   | -0,30*** | -0,55*** | -0,09** | 1,00 |

  

| Modèle 2 : IRCIB (Instabilité financière liée à RCIB) |         |      |      |    |      |
|-------------------------------------------------------|---------|------|------|----|------|
| Variabes                                              | IRCIB   | RCIB | DEPG | OC | INFL |
| IRCIB                                                 | 1,00    |      |      |    |      |
| RCIB                                                  | 0,33*** | 1,00 |      |    |      |



|      |          |          |          |         |      |
|------|----------|----------|----------|---------|------|
| DEPG | -0,47*** | -0,15*** | 1,00     |         |      |
| OC   | 0,12***  | 0,46***  | -0,08*   | 1,00    |      |
| INFL | 0,37***  | 0,03     | -0,55*** | -0,09** | 1,00 |

Modèle 3 : IRMM (Instabilité financière liée à RMM)

|      | IRMM     | RMM      | DEPG     | OC      | INFL |
|------|----------|----------|----------|---------|------|
| IRMM | 1,00     |          |          |         |      |
| RMM  | 0,47***  | 1,00     |          |         |      |
| DEPG | -0,14*** | 0,06     | 1,00     |         |      |
| OC   | 0,24***  | 0,57***  | -0,08*   | 1,00    |      |
| INFL | 0,09**   | -0,17*** | -0,55*** | -0,09** | 1,00 |

Source : L'auteur.

Notes : \*, \*\*, \*\*\* indique que les coefficients de corrélation sont significatifs au seuil critique de 10%, 5% et 1%.

### 3.3. Estimations économétriques

Nous commençons cette section par les résultats du test de Hsiao (1986) appliqué aux trois modèles d'instabilité financière. Les statistiques de Fisher reportées au tableau 3 sont significatives au seuil de 5%, car les p-values sont inférieures au seuil, ce qui conduit au rejet de l'hypothèse nulle d'homogénéité des effets individuels au profit de l'hypothèse alternative d'hétérogénéité. Dès lors, la structure en panel hétérogène est jugée appropriée pour la suite de l'analyse.

En outre, les p-values des statistiques « cross dependence » (CD) du test de Pesaran (2015) sont inférieures au seuil critique de 5%. Cela prouve l'existence d'une forte dépendance des pays formant l'échantillon face aux chocs externes, car l'hypothèse alternative est acceptée.

Tableau 3 : Tests d'effets individuels et de dépendance interindividuelle

| Tests de Hsiao (1986) |          |          |          | Tests de Pesaran (2015) |          |          |          |
|-----------------------|----------|----------|----------|-------------------------|----------|----------|----------|
|                       | Modèle 1 | Modèle 2 | Modèle 3 |                         | Modèle 1 | Modèle 2 | Modèle 3 |
|                       | ICRISPB  | IRCIB    | IRMM     |                         | ICRISPB  | IRCIB    | IRMM     |
| Stat. de Fisher       | 1,8086   | 1,8086   | 1,8086   | Stat.                   | 8,36     | 2,64     | 8,54     |
| F(11,479,95)          |          |          |          | CD                      |          |          |          |
| P-value               | 0,0000   | 0,0000   | 0,0000   | P-value                 | 0,0000   | 0,0080   | 0,0000   |

Source : L'auteur.

Notes : Nous estimons trois modèles d'instabilité financière pour éviter d'éventuels problèmes de multicollinéarité si les séries du développement financier sont utilisées dans la même équation. Stat. indique les statistiques des tests. CD = Cross dependence.

Les résultats des tests de racine unitaire sont présentés au tableau 4. Selon le test IPS (2003), les variables de développement financier notamment le ratio du crédit au secteur privé (CRISPB), le ratio du crédit intérieur brut (RCIB) et le ratio de la masse monétaire (RMM) ne sont pas stationnaires à niveau mais le deviennent en différence première puisqu'à niveau leurs p-values dépassent 5% d'où l'acceptation de l'hypothèse nulle de racine unitaire, tandis qu'en première différence les p-values sont inférieures à 5% conduisant au rejet de la racine unitaire. La variable des dépenses publiques suit le même comportement.

En revanche, toutes les séries d'instabilité financière sont stationnaires à niveau. Ce résultat s'explique par le procédé d'extraction cyclique de Hodrick-Prescott (1997), qui génère des composantes cycliques de nature stationnaire. De même, l'ouverture commerciale et l'inflation apparaissent stationnaires à niveau selon le test IPS. Le test de Pesaran (2007) nuance toutefois ces conclusions. En effet, à l'exception de l'ouverture commerciale qui est stationnaire en première différence, les autres variables sont jugées stationnaires à niveau au seuil de 5%.

La présence de séries non stationnaires nous conduit à tester l'existence d'une cointégration. Les résultats des tests de Kao (1999) et de Westerlund (2005), appliqués aux trois modèles d'instabilité financière (tableau 5), montrent des p-values significatives au seuil de 5%. Ces résultats permettent de rejeter l'hypothèse nulle de non-cointégration. Par conséquent les variables des modèles sont cointégrées. Autrement dit, il existe une relation d'équilibre de long terme stable entre les indicateurs d'instabilité financière et les variables explicatives.

**Tableau 4 : Tests de racine unitaire**

| Variables | IPS (2003) |                     | Pesaran (2007) |                     |
|-----------|------------|---------------------|----------------|---------------------|
|           | A niveau   | Différence première | A niveau       | Différence première |
| CRISPB    | 0,1475     | 0,0000              | 0,0040         |                     |
| RCIB      | 0,5292     | 0,0000              | 0,0110         | 0,0000              |
| RMM       | 0,9893     | 0,0000              | 0,0430         | 0,0000              |
| ICRISPB   | 0,0002     |                     | 0,0000         |                     |

|       |        |        |        |        |
|-------|--------|--------|--------|--------|
| IRCIB | 0,0001 |        | 0,0000 |        |
| IRMM  | 0,0000 |        | 0,0000 |        |
| DEPG  | 0,9854 | 0,0000 | 0,0330 | 0,0000 |
| OC    | 0,0003 |        | 0,1430 | 0,0000 |
| INFL  | 0,0000 |        | 0,0000 |        |

Source : L'auteur.

Notes : Les valeurs renseignées sont les p-values des statistiques.

**Tableau 5 : Tests de cointégration**

| Kao (1999)                          |          |          |          | Westerlund (2005) |              |          |
|-------------------------------------|----------|----------|----------|-------------------|--------------|----------|
|                                     | Modèle 1 | Modèle 2 | Modèle 3 |                   | Statistiques | p-values |
|                                     | ICRISPB  | IRCIB    | IRMM     |                   |              |          |
| Modified Dickey–Fuller t            | 0,0008   | 0,0002   | 0,0000   | Modèle 1          | -2,5422      | 0,0055   |
| Modified Dickey–Fuller t            | 0,0004   | 0,0002   | 0,0000   | ICRISPB           |              |          |
| Augmented Dickey–Fuller t           | 0,000    | 0,000    | 0,0000   | Modèle 2          | -2,3709      | 0,0089   |
| Unadjusted modified Dickey–Fuller t | 0,000    | 0,000    | 0,0000   | IRCIB             |              |          |
| Unadjusted Dickey–Fuller t          | 0,000    | 0,000    | 0,0000   | Modèle 3          | -2,5704      | 0,0051   |
|                                     |          |          |          | IRMM              |              |          |

Source : L'auteur.

Notes : les valeurs renseignées pour le test de Kao (1999) sont les p-values des statistiques.

Au vu des résultats précédents, nous estimons les modèles à l'aide de l'estimateur PMG (Pooled Mean Group) de Pesaran, et al. (1999). Cet estimateur permet d'identifier des coefficients homogènes de long terme tout en laissant les coefficients de court terme varier entre les individus. Les résultats des estimations de long terme sont répertoriés dans le tableau 6. La validation des modèles repose sur les coefficients d'ajustement vers l'équilibre de long terme, représenté par la variable ECT, car comme dans tout modèle à correction d'erreur, ce paramètre doit être compris entre  $-1$  et  $0$  et être statistiquement significatif. Dans le tableau, le coefficient de la variable ECT est négatif et significatif au seuil de 1% pour les trois modèles, ce qui confirme la validité de l'estimateur.

Les résultats de l'estimation indiquent que la relation de long terme entre développement financier et instabilité financière est positive et significative au seuil de 1%. Autrement dit, le développement financier contribue à une instabilité financière durable. Les effets de long terme des variables de contrôle sont également significatifs. Le coefficient des dépenses publiques est négatif et significatif dans le modèle 1, mais non significatif dans les autres modèles, ce qui tend à confirmer un effet stabilisant durable des dépenses publiques sur le système financier, au moins dans certaines spécifications, comme le soulignent Daniel, et al. (2006). En revanche, les paramètres associés à l'ouverture commerciale et à l'inflation sont positifs et significatifs dans les modèles 1 et 2, ce qui suggère que les facteurs du secteur réel exercent un impact négatif persistant sur la stabilité du secteur financier en accord avec les études de Avetisyan (2024), N'Diaye & Kanta (2025) et Joudar & Ghmari (2025).

Les coefficients estimés dans les spécifications précédentes (PMG) peuvent souffrir de biais d'endogénéité. Ainsi, les paramètres estimés par l'approche des variables instrumentales présentés dans le tableau 6 sont corrigés de ce problème. L'analyse débute par l'examen du test d'endogénéité de Hausman (1987). D'un côté les p-values de ce test pour les modèles 1 et 3 sont supérieures au seuil de 5%. Cela signifie que le modèle à variables instrumentales est pertinent comparativement au modèle à effets aléatoires standard, car l'hypothèse nulle est acceptée. De l'autre côté, la valeur de la p-value du modèle 2 est inférieure à 5% (soit 0,0007), par conséquent nous ne rejetons pas l'hypothèse alternative qui suggère que le modèle à effet aléatoire est idéal pour l'interprétation.

Les résultats de cette spécification sont d'abord analogues à ceux du modèle à correction d'erreur au niveau des coefficients estimés associés au développement financier et à l'inflation, toutefois ceux des dépenses publiques sont négatifs et non significatifs. Ensuite, le signe positif et significatif de la variable d'instabilité décalée d'une période dévoile un élément important dans l'analyse économique à savoir que l'instabilité financière existentielle s'autoalimente au fil des années toutes choses égales par ailleurs. Enfin, l'intensité des paramètres s'affaiblit lorsqu'on corrige le modèle du problème d'endogénéité.

Les résultats de l'estimateur Between en panel sont exposés au tableau 7. Ils se révèlent peu convaincants, car les coefficients des variables d'intérêt ne sont pas statistiquement significatifs. Ce manque de significativité peut s'expliquer par le choix de la mesure de l'instabilité financière ainsi que par la petite taille de la dimension transversale de l'échantillon (12 individus), qui réduit la puissance des estimations entre les individus.

**Tableau 6 : Résultats des estimations économétriques**

|                            | Panel PMG <sup>u</sup> |                       |                        | Panel IV-FE           | Panel-FE              | Panel IV-FE           |
|----------------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|                            | Modèle 1               | Modèle 2              | Modèle 3               | Modèle 1              | Modèle 2              | Modèle 3              |
|                            | D.ICRISPB              | D.IRCIB               | D.IRMM                 | ICRISPB               | IRCIB                 | IRMM                  |
| ECT                        | -0,272***<br>(0,0529)  | -0,335***<br>(0,0477) | -0,3364***<br>(0,0233) |                       |                       |                       |
| ICRISPB(-1)                |                        |                       |                        | 0,6635***<br>(0,0408) |                       |                       |
| CRISPB                     | 0,0424***<br>(0,0103)  |                       |                        | 0,0193***<br>(0,0037) |                       |                       |
| IRCIB(-1)                  |                        |                       |                        |                       | 0,7605***<br>(0,0269) |                       |
| RCIB                       |                        | 0,0436***<br>(0,0091) |                        |                       | 0,0182***<br>(0,0050) |                       |
| IRMM(-1)                   |                        |                       |                        |                       |                       | 0,5855***<br>(0,0479) |
| RMM                        |                        |                       | 0,0257**<br>(0,0128)   |                       |                       | 0,0228***<br>(0,0038) |
| DEPG                       | -0,296***<br>(0,0842)  | 0,1292<br>(0,1001)    | 0,0005<br>(0,0729)     | -0,0066<br>(0,0117)   | -0,0286<br>(0,0279)   | -0,0123<br>(0,0155)   |
| OC                         | -0,0159<br>(0,0115)    | 0,0461***<br>(0,0099) | 0,0029<br>(0,0135)     | -0,0019<br>(0,0037)   | -0,0042<br>(0,0076)   | -0,0084*<br>(0,0051)  |
| INFL                       | 0,1231***<br>(0,0181)  | 0,1226***<br>(0,0178) | 0,0082<br>(0,0098)     | 0,0048**<br>(0,0022)  | 0,0289***<br>(0,0052) | 0,0060*<br>(0,0030)   |
| Constante                  |                        |                       |                        | 0,3301<br>(0,3328)    | 0,7790<br>(0,7933)    | 0,6914<br>(0,4484)    |
| Test de BP                 |                        |                       |                        | 1,0000                | 1,0000                | 1,0000                |
| Test d'endo.<br>de Hausman |                        |                       |                        | 0,1253                | 0,0007                | 0,1214                |

Source : L'auteur.

Notes : les valeurs entre parenthèses sont les écarts-types des paramètres estimés. \*, \*\*, \*\*\* désignent les seuils de significativité à 10%, 5% et 1% des coefficients.

<sup>u</sup> : l'estimateur PMG présente les résultats d'une estimation à court et long terme. Pour les besoins de l'étude nous présentons uniquement les résultats de long terme.

Test de BP : Correspond au test d'effets aléatoires de Breusch & Pagan (1980) sous l'hypothèse nulle que la variance des effets individuels est nulle. Lorsque la p-value du test est supérieure au seuil de 5%, cette

dernière ne peut être rejetée. On conclut alors que le modèle à effet fixe est approprié.

Au terme des estimations, les résultats empiriques confirment l'hypothèse de l'étude. Le développement financier apparaît comme un facteur favorisant l'instabilité financière à court et à long terme. Ce constat suggère que les mécanismes ayant encouragé le développement du secteur financier en l'occurrence l'expansion du crédit et accroissement de la masse monétaire impulsés par les politiques de libéralisation des années 1980 contribuent à la vulnérabilité des systèmes financiers de la CEDEAO. Par ailleurs, la charge du crédit supportée par les emprunteurs (taux d'intérêt élevés et frais accessoires) participe également à la fragilisation du système.

**Tableau 7 : Estimation de l'instabilité financière  $\widetilde{Instf}_{it}$  pour chaque indicateur du développement financier**

|                | Modèle 1<br>ICRISPB <sup>m</sup> | Modèle 2<br>IRCIB <sup>m</sup> | Modèle 3<br>IRMM <sup>m</sup> |
|----------------|----------------------------------|--------------------------------|-------------------------------|
| CRISPB         | 0,2388<br>(0,2504)               |                                |                               |
| RCIB           |                                  | -0,4869<br>(0,6249)            |                               |
| RMM            |                                  |                                | 0,0232<br>(0,0588)            |
| DEPG           | -1,6921**<br>(0,5994)            | -13,6272<br>(5,0607)           | -0,4486<br>(0,4760)           |
| OC             | -0,3701*<br>(0,1608)             | -1,5472<br>(1,8195)            | -0,2471<br>(0,1332)           |
| INFL           | -0,0963<br>(0,1794)              | -2,3828<br>(1,5986)            | 0,0188<br>(0,1476)            |
| Constante      | 65,1009***<br>(17,4220)          | 445,2408<br>(165,1959)         | 28,2109<br>(14,889)           |
| Nbre d'Obs.    | 12                               | 12                             | 12                            |
| R <sup>2</sup> | 67,02                            | 57,59                          | 58,53                         |

Source : L'auteur.

Notes : Les valeurs entre parenthèses sont les écarts-types. \*, \*\* et \*\*\* indiquent que les coefficients sont significatifs 10%, 5% et 1%. Nbre Obs : nombre d'observation.

<sup>m</sup> : La lettre « m » qui se trouve les variables d'instabilité financière désigne la moyenne individuelle.

Ce résultat est robuste et s'inscrit dans la lignée des travaux de Minsky (1957), pour qui les innovations institutionnelles et financières favorisent une instabilité croissante. Il rejoint aussi les conclusions empiriques de Guillaumont & Kpodar (2006) sur les pays en développement et celles de Batuo et al. (2018) pour un échantillon de pays africains. De même, Joudar & Ghmari (2025) montrent que le ratio du crédit est source d'instabilité financière. Récemment, les effets néfastes de la digitalisation des services financiers et de son expansion aux agents non bancables (Antwi, et al., 2024 ; Ben Naceur, et al., 2024 ; Loannou, et al., 2024) montrent à quel point le développement du secteur financier, quel que soit l'angle d'approche, est essentiel pour comprendre la recrudescence de l'instabilité financière.

En revanche, cette étude vient nuancer les conclusions de Coulibaly (2023) et de Joudar & Ghmari (2025) menées sur le continent africain ainsi qu'à l'international (Antwi & Kong, 2023 ; Risman, et al., 2021). Pour ces auteurs, la promotion du développement financier par le canal d'une finance inclusive et digitalisée poursuit l'objectif de stabilisation du secteur financier parce qu'elle accroît la traçabilité et la profondeur des opérations financières.

## **Conclusion**

Cette étude a mis l'accent sur le rôle joué par le développement financier dans l'instabilité financière au niveau de la CEDEAO. La méthodologie en panel stationnaire et non stationnaire mobilisée à cet effet a permis de révéler que le développement financier est un facteur explicatif de l'instabilité financière à court et à long terme dans la Communauté.

Ce résultat ouvre des pistes de recommandations essentielles pour les autorités publiques et les organismes de supervision bancaire et financière. Premièrement, les mécanismes de facilitation du crédit par les banques doivent être mieux encadrés et adaptés aux caractéristiques économiques de la Communauté ; l'application rigoureuse des normes prudentielles de Bâle est utile à cet égard. Deuxièmement, les coûts élevés du crédit, surtout dans un contexte d'expansion de ce dernier, pèsent sur les emprunteurs. De ce fait, il convient d'encourager des politiques de financement moins onéreuses et une plus grande transparence des frais bancaires. Enfin, l'accroissement de la masse monétaire peut alimenter des tensions inflationnistes, les politiques de désinflation devraient donc s'appuyer sur une meilleure compréhension de la vitesse de circulation de la monnaie.



Enfin, ce travail met en lumière d'autres pistes de recherche nécessaires pour enrichir la littérature. D'une part, cette étude part du postulat selon lequel le libéralisme financier conduit de facto au développement financier, ce qui constitue une limite. Dès lors, une approche intégrant la variable du libéralisme financier dans le modèle pourrait tester cette hypothèse. D'autre part, des études faisant intervenir d'autres variables d'instabilité pourraient être envisagées afin de tester la robustesse de ces résultats.



## Annexes

### A1 : Procédure de calcul de l'instabilité d'une variable

L'indicateur de stabilité financière construit dans cette étude obéit à plusieurs étapes consécutives. A l'instar de Cariole & Goujon (2015) l'indicateur d'instabilité est construit à partir d'un modèle univarié. Soit  $x_t$  la variable dont on veut mesurer son instabilité.

Etape 1 : On écrit le modèle AR (1) de la variable comme suit :

$$x_t = \delta_0 + \delta_1 t + \delta_2 x_{t-1} + \varepsilon_t \text{ avec } \varepsilon_t \sim (0, \sigma^2)$$

Les paramètres de ce modèle sont estimés par les moindres carrés ordinaires

Etape 2 : cette étape consiste à calculer les résidus du modèle de la manière suivante

$$\hat{\varepsilon}_t = x_t - \hat{x}_t = x_t - (\hat{\delta}_0 + \hat{\delta}_1 t + \hat{\delta}_2 x_{t-1})$$

Etape 3 : Suivant Yong & Lin (2023), on extrait la composante cyclique des résidus à l'aide du filtre Hodrick-Prescott (1997), notée  $\varepsilon_t^{Cinst}$ .

Etape 4 : la variable d'instabilité est obtenue par la moyenne sur une fenêtre glissante de trois ans de la valeur absolue du cycle des résidus. Ainsi,  $Instfi_t = \frac{1}{3} \sum_{t=1}^3 |\varepsilon_t^{Cinst}|$

### A2 : Synthèse des hypothèses des tests diagnostiques

| Test Hsiao (1986)                                                                                              | Test de Pesaran (2015)                                                                      |
|----------------------------------------------------------------------------------------------------------------|---------------------------------------------------------------------------------------------|
| $\begin{cases} H_0 = \text{effet individuel homogène} \\ H_a = \text{effet individuel hétérogène} \end{cases}$ | $\begin{cases} H_0 = \text{faible dépendance} \\ H_a = \text{forte dépendance} \end{cases}$ |
| Tests de IPS (2003) et Psearan (2007)                                                                          | Tests de Kao (1999) et Westerlund (2008)                                                    |
| $\begin{cases} H_0 = \text{non stationnaire} \\ H_a = \text{stationnaire} \end{cases}$                         | $\begin{cases} H_0 = \text{pas de cointégration} \\ H_a = \text{cointégration} \end{cases}$ |

Source : L'auteur.

Notes : L'estimateur PMG pertinent est pour estimer la relation de long terme lorsque les conditions suivantes sont réunies :

- Les effets individuels hétérogènes sont acceptés ;
- La dépendance interindividuelle est forte ;
- L'existence des séries stationnaires en différence première  $I(1)$  et à niveau  $I(0)$  ;
- Et la présence d'une cointégration sérielle.

### A3 : Prise en compte de l'endogénéité

Le modèle dynamique de l'équation (9) qui sert de cadre d'analyse de l'endogénéité est le suivant :

$$Instfi_{i,t} = \delta_i Instfi_{t-1} + \beta_i Defi_{i,t} + \theta_{1i} Infl_{i,t} + \theta_{2i} Oc_{i,t} + \theta_{3i} Depg_{i,t} + \alpha_i + \varepsilon_{i,t}$$

où  $\alpha_i$  est l'effet individuel fixe ou aléatoire et  $\varepsilon_{i,t}$  le terme d'erreur standard.

Dans cette spécification, la présence de la variable endogène retardée comme variable explicative et la présomption d'une causalité mutuelle entre les variables d'intérêt violent l'hypothèse standard d'exogénéité pure. Cette hypothèse stipule que les variables explicatives ne sont pas corrélées avec le terme d'erreur. Pour corriger ce biais la méthodologie utilisée est celle des variables instrumentales. En clair, nous avons appliqué sur les modèles à effets fixes préalablement définis par le test d'effet aléatoire de Breusch-Pagan (1980), sous l'hypothèse nulle que la variance de  $\alpha_i$  est égale à 0.

## Références

- Abaidoo, R. & Agyapong, E. K. (2024). Financial development and banking industry stability. *International Journal of Economics and Business Research*, Inderscience Enterprises Ltd, vol. 27(3), pages 351-373.
- Anton, S., & Afloarei Nucu, A. E. (2024). The impact of digital finance and financial inclusion on banking stability: International evidence. *Oeconomia Copernicana*, 15(2), 563–593.
- Antwi, F., & Kong, Y. (2023). Investigating the impacts of digital finance technology on financial stability of the banking sector: New insights from developing market economies. *Cogent Business & Management*, 10(3), 2284738.
- Antwi, F., Addai, B., Osei-Assibey, E., & Asongu, S. A. (2024). Financial inclusion, competition and financial stability. *Heliyon*, 10(4), e26320.
- Avetisyan, S. (2024). Comprehensive Analysis of Financial Stability: Literature Review and Impact of Inflation on Financial Depth. Central Bank of Armenia Working Paper.
- Batuo, M., Kupukile, M. & Asongu S. (2018). Linkages between financial development, financial instability, financial liberalisation and economic growth in Africa. *Research in International Business and Finance* 45, 168-179.
- Beck, T., Levine, R. & Loyaza, N. (2000). Finance and the sources of growth. *Journal Financial Economic*, 58: 261-300.
- Ben Naceur, S., Candelon, B., & Mugrabi, F. (2024). Systemic implications of financial inclusion (IMF Working Paper No. 2024/203). International Monetary Fund.
- Breusch, T. S. & Pagan, A. R. (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *Review of Economic Studies* 47: 239-253.
- Cariolle, J. & Goujon, M. (2015). Measuring macroeconomic instability: A critical survey illustrated with exports series. *Journal of Economic Surveys* (2015) Vol. 29, No. 1, pp. 1–26.
- Caupin, V. (2003). Politique d'ouverture commerciale et instabilité de la croissance économique : Le cas des pays du Moyen Orient et d'Afrique du Nord. CERDI, Etudes et Documents, E 2003.30.
- CEDEAO (2024) Rapport 2024 de convergence macroéconomique de la CEDEAO.
- Chee-K. C. & Sok-G. C. (2015). Financial development and economic growth: A review Global. *Journal of Business Management* ISSN 6731-4538 Vol. 9 (6), pp. 001-011.
- Chinn, M.D. & Ito, H. (2002). Capital Account Liberalization, Institutions, and Financial Development: Cross-Country Evidence, NBER Working Paper, No. 8967. National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
- Coulibaly, B. S. (2023). Financial inclusion and stability in the digital era: Evidence from West African Economic and Monetary Union. *Journal of African Economies*, 32(2), 145–167.

Daniel, J., Davis, J., Fouad M. & Rijckeghem C. V. (2006). L'ajustement budgétaire comme instrument de stabilité et de croissance. Fonds monétaire international Washington, Série des brochures No 55-F.

Danon & Lopez (2014). La régulation bancaire dans l'union économique et monétaire ouest-africaine est-elle efficace ? Revue d'économie financière. 2014/4(N°116).

Demirgüç-kunt, A. & Detragiache, E. (1998). Financial Liberalization and Financial Fragility. IMF Working Paper 98/83.

Demirgüç-Kunt, A., Klapper, L., Singer, D., Ansar, S., & Hess, J. (2018). The global index database 2017: Measuring financial inclusion and the fintech revolution. Washington, DC: World Bank.

Dev, S. M. (2006). Financial inclusion: Issues and challenges. Economic and Political Weekly, 41(41), 4310–4313.

Dosso, D. (2023). Institutional quality and financial development in resource-rich countries: A nonlinear panel data approach. International Economics, 174, 113-137.

Doucouré, F. B. & Sene, B. (2014). Les déterminants macroéconomiques de l'indice de stress bancaire dans les pays de l'UEMOA. BCEAO, revue économique et monétaire, No16, December 214.

Ductor, L., & Grechyna, D. (2015). Financial development, real sector, and economic growth. International Review of Economics and Finance, 1-24.

Eggoh J. C. (2010). Développement financier, instabilité financière et croissance économique : Un réexamen de la relation. Région et Développement n° 32-2010.

Galbis, V. (1977). Financial intermediation and economic growth in less-developed countries: A theoretical approach. Journal of Development Studies N013? pp58-76.

Guillaumont, S. J. & Kpodar, K. (2006). Développement financier, instabilité financière et croissance économique. La Documentation française 2006/3 n° 174, pages 87 à 111, 10.3917/ecop.174.0087.

Gupta, S., Benedict C., & Inchauste, G. (2004). Helping Countries Develop: The Role of Fiscal Policy (Washington: International Monetary Fund). eds., 2004.

Gospodarchuk, G. G. & Zeleneva, E. S. (2022). Stability of financial development: Problems of measurement, assessment and regulation. PLoS ONE 17(11): e0277610. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0277610>.

Hausman, J. A. (1978). Specification Tests in Econometrics. Econometrica, vol. 46, no 6, (JSTOR 1913827) 1271-novembre 1978, p. 1251

Hodrick, R. J. & Prescott, E. C. (1997). Postwar US business cycles: an empirical investigation. Journal of Money, credit, and Banking, Vol. 29, No. 1, pp. 1-16.

Hsiao, C. (1986). Analysis of Panel Data. 1st edn. Cambridge: Cambridge University Press (Econometric Society Monographs).

Im, K. S., Pesaran, M. H. & Shin Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of econometrics* 115 (1), 53–74.

Joudar, F. & Ghmari, O. E. (2025). The Impact of Financial Inclusion on Financial Stability: Evidence from MENA and African Countries Analyzed Using Hierarchical Multiple Regression.

Kaminsky, G. & Reinhart, C.M. (1999). The twin crises: Causes of banking and balance-of-payment problems. *Am. Econ. Rev.* 89 (3), 473–500.

Kanga, D., Murinde, V. & Soumaré, I. (2020). Capital, risk and profitability of WAEMU banks: Does bank ownership matter? *Journal of Banking and Finance* 114 (2020) 105814.

Kanga, D., Murinde, V. & Soumaré, I. (2021). How has the rise of Pan-African banks impacted bank stability in WAEMU? *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money* 73 (2021) 101364.

Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics* 90: 1-44.

Kapur, B.K. (1976). Alternative Stabilization Policies for Less-developed Economie. *Journal of Political Economy* 84, pp 777–795.

Kose, M. A., Prasad, E. S. & Terrones M. E. (2003). Financial Integration and Macroeconomic Volatility. working Paper International Monetary Fund WP/03/50.

Levine, R., Loayza, N. & Beck, T. (2000). Financial intermediation and growth: Causality and causes. *Journal Monetary Economics*. 46: 31-77.

Loannou, S., Wojcik, D. & Urban, M. (2024). FinTech and financial instability. Is this time different? *Journal of post keynesian economics*, vol. 47, no. 3, 542–565. <https://doi.org/10.1080/01603477.2024.2315055>.

Lompo, A. V.(2024). Effects of political instability on financial development in the West African Economic and Monetary Union region. *Journal of Applied Economic Sciences*, Volume XIX, Fall, 3(85), 277 – 290. [https://doi.org/10.57017/jaes.v19.3\(85\).04](https://doi.org/10.57017/jaes.v19.3(85).04).

Mathieson, D.J. (1980). Financial reform and stabilization policy in a developing economy. *Journal of Development Economics* 7.

Mckinnon, R.I. (1973). *Money and Capital in Economic Development*. Brooking institution, Washington, DC.

Minsky, H.P. (1957). Central Banking and Money Market Changes. *Quarterly Journal of Economics* 71(may) : 171-87.

N'Diaye, M. P. & Ado Kanta, S. (2025). Stabilité politique, ouverture commerciale et développement financier en Afrique Subsaharienne. *International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics*, 6(13), 361–380.

Okoli, T. T. (2024). Financial technology adoption and bank stability among African economies: Is the relationship monotonic? *Investment Management and Financial Innovations*, 21(4), 385–399.

Olusegun, T. S., Evbuomwan, O., & Belonwu, M. C. (2021). Does financial inclusion promote financial stability in Nigeria? *Central Bank of Nigeria Economic and Financial Review*, 59(1), 77–99.

Omrani, T. (2017). La politique budgétaire comme instrument de stabilité et de sortie des crises financières et économiques. *Economic Development Review*, University of Echahid Hamma Lakhdar, Eloued, Algeria, Issue 3 Juin 2017.

Patro, D., Qi, M. & Sun, X. (2013). A simple indicator of systemic risk. *Journal. Financial. Stability*. 9(1), 105–116.

Pesaran, M. H. (2007). A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence. *Journal of Applied Econometrics* 22,2 (2007), 265-312.

Pesaran, M. H. (2015). Testing Weak Cross-Sectional Dependence in Large Panels. *Econometric Reviews* 34(6-10): 1089-1117.

Prao Y. S. (2024). Financial Liberalization and Banking Risks in the Waemu Zone: Do Fintechs Matter? *International Journal of Accounting and Financial Reporting* ISSN 2162-3082 2024, Vol. 14, No. 2.

Risman, A., Mulyana, B., Silvatika, B., & Sulaeman, A. (2021). The effect of digital finance on financial stability. *Management Science Letters*, 11(7), 1979–1984.

Siagbe, Y. D. (2022). Effet de la concentration bancaire sur la stabilité du système financier de l'UEMOA. *Revue économique et monétaire*, N°31 – juin 2022.

Shaw, E.S. (1973). *Financial Deepening in Economic Development*. Oxford University Press, New York, NY.

Silva, W., Kimura, H. & Sobreiro, V. A. (2017). An analysis of the literature on systemic financial risk: A survey. *Journal of Financial Stability* 28 (2017) 91–114.

Stiglitz J. E. (1994). The Role of the State in Financial. *Markets Proceedings of the World Bank. Annual Conference on Development Economics* 1993.

Stiglitz, J. & Weiss, A. (1981). Credit rationing in market with imperfect information. *Am. Econ. Rev.* 71 (3), 393–410.

Ullah, S., Ullah, A. & Zaman, M. (2024). Nexus of governance, macroeconomic conditions, and financial stability of banks: a comparison of developed and emerging countries. *Financial Innovation* 10:30 <https://doi.org/10.1186/s40854-023-00542-x>.

Westerlund, J. (2005). New simple tests for panel cointegration. *Econometric Reviews* 24: pp 297-316.

Yang, Y., Lin, Z., Xu, Z., & Liu, S. (2024). The impact of digital finance on regional economic resilience. *Pacific-Basin Finance Journal*, 85,102353.

Yong M. & Lin L. (2023). Financial development, financial instability, and fiscal policy volatility: International evidence. *North American Journal of Economics and Finance* 64 (2023) 101873.