

L'efficience et le pouvoir de marché conduisent-ils à une stabilité financière des banques ? Une étude sur le secteur bancaire de l'UEMOA

Do efficiency and market power lead to financial stability? A study of WAEMU banking sector

CLABESSI C. Toussaint

Université d'Abomey-Calavi

Laboratoire de Microéconomie de Développement (LAMIDEV), Bénin

clatous2@yahoo.fr

LANHA Magloire

Université d'Abomey-Calavi

Laboratoire de Microéconomie de Développement (LAMIDEV), Bénin

maglanha@gmail.com

Date de soumission : 26/08/2022

Date d'acceptation : 15/10/2022

Pour citer cet article :

CLABESSI C. T. et LANHA M. (2022) « L'efficience et le pouvoir de marché conduisent-ils à une stabilité financière des banques ? Une étude sur le secteur bancaire de l'UEMOA », Revue Française d'Economie et de Gestion « Volume 3 : Numéro 10 » pp : 306 - 332.

Author(s) agree that this article remain permanently open access under the terms of the Creative Commons

Attribution License 4.0 International License



Résumé

Cet article vise à analyser l'effet du pouvoir de marché et de l'efficacité sur la stabilité financière des banques dans les pays de l'Union Economique Monétaire Ouest Africaine (UEMOA). Dans l'optique d'analyser une possibilité d'endogénéité, la méthode de régression quantile à variable instrumentale a été utilisée sur les données de panel de soixante-seize (76) banques des pays de l'UEMOA couvrant la période 2008-2018. De nos régressions, les résultats révèlent que le pouvoir de marché et l'efficacité affectent positivement la stabilité financière des banques de l'UEMOA. Par ailleurs, les résultats indiquent que l'efficacité contribue à la stabilité financière des banques, bien que l'impact positif de l'efficacité soit modéré en présence d'un pouvoir de marché. Ainsi, nos résultats sont très utiles pour les débats sur la controverse entre pouvoir de marché et stabilité financière, ce qui pourrait aider les décideurs politiques des pays de l'UEMOA à formuler des politiques appropriées dans la recherche de la stabilité financière.

Mots clés : « Stabilité financière » ; « pouvoir de marché » ; « efficacité » ; « régression quantile » ; « UEMOA ».

Abstract

This paper aims to analyze the effect of market power and efficiency on the financial stability of banks in the West African Economic and Monetary Union (WAEMU) countries. To address a possibility of endogeneity, the instrumental variable quantile regression method was used on panel data of seventy-six (76) banks in WAEMU countries covering the period 2008-2018. From our regressions, the results reveal that market power and efficiency positively affect financial stability. Furthermore, the results indicate that efficiency contributes to financial stability, although the positive impact of efficiency is moderated in the presence of market power. Thus, our results are very useful for debates on the controversy between market power and financial stability, which could help policy makers in WAEMU countries to formulate appropriate policies in the pursuit of financial stability.

Keywords: « Financial stability »; « market power »; « efficiency »; « quantile regression »; « WAEMU ».

Introduction

De nos jours, les institutions financières en l'occurrence les banques sont confrontées la plupart du temps à de nombreux défis. La crise financière des années 1980 et celle de 2008 ont fragilisé la plupart des banques (Phan et al., 2019). Depuis cette dernière crise de 2008-2009, la stabilité financière des institutions financières suscite de nombreuses inquiétudes surtout en raison de sa relation complexe avec la stabilité macroéconomique. Ces crises, en l'occurrence celle de 2008, ont suscité la nécessité de la politique macroprudentielle. De cette crise, il est constaté que les périodes de stagnation des activités financières, et en l'occurrence les activités conduites par les banques, peuvent causer de lourdes conséquences sur la stabilité de l'ensemble du système financier, ce qui pourrait affecter l'économie réelle (Villeroy de Galhau, 2021).

Cette crise par ses répercussions sur l'activité économique et donc sur le niveau des prix à la consommation, a montré que pour anticiper la reproduction de situations similaires, il fallait s'assurer de la stabilité du système financier, et plus spécifiquement bancaire (Banque de France, 2018). Le secteur bancaire est alors l'élément le plus important d'un système financier et constitue un noyau central de l'économie d'un pays. En raison de son influence sur l'Etat, les entreprises, les employés des banques, les dirigeants, les actionnaires, les créanciers et les prêteurs, l'insolvabilité du secteur bancaire peut avoir un impact sur l'ensemble de l'économie. Ainsi, il est important de s'intéresser sur les facteurs susceptibles d'influencer la stabilité financière des banques.

La déréglementation de la firme bancaire a intensifié la concurrence du secteur bancaire et appelle à des défis en constante évolution à l'écosystème financier. Dans ce contexte, l'impact du pouvoir de marché sur la stabilité financière devient une préoccupation majeure. En outre, l'efficacité des banques est un autre facteur important, qui est aussi très significatif pour assurer la stabilité financière (Dutta & Saha, 2021). Cependant, les initiatives de recherche, visant à explorer l'impact conjoint du pouvoir de marché et de l'efficacité sur la stabilité financière sont peu nombreuses et les résultats sont mitigés. La plupart des études se sont concentrées sur l'influence du pouvoir de marché ou de l'efficacité sur la stabilité financière plutôt que sur les effets simultanés du pouvoir de marché et de l'efficacité sur la stabilité financière.

En outre, presque toutes ces études se sont penchées sur les pays développés en l'occurrence les Etats Unis et les pays Européens. Or même si les banques de l'UEMOA ont été épargnées de la crise financière de 2008, la précédente crise bancaire des années 1980 était liée à la mauvaise gestion des institutions financières, à un environnement économique dépressif et à la participation majoritaire de l'Etat dans la gestion des banques.

Notons, la faillite bancaire de ces années a amené par la suite la mise en œuvre de certaines réformes comme la libéralisation du secteur bancaire, dans le but d'améliorer l'efficacité des banques, favoriser la concurrence et permettre la diversification des services financiers. Suite aux politiques de libéralisation, le secteur bancaire de l'UEMOA a considérablement changé, passant d'un état de monopole d'Etat à un secteur bancaire compétitif. Par exemple en 2018, le secteur bancaire de l'UEMOA comprenait 143 banques et établissements financiers répartis comme suit : 59 grandes banques, 30 banques moyennes et 54 petits établissements (Rapport de la Commission bancaire de l'UEMOA, 2019).

Malgré une concentration du secteur bancaire de l'UEMOA, de nombreux groupes bancaires se livrent une concurrence rude pour attirer plus de clients et accroître leurs parts de marché. Cette concurrence s'accroît compte tenu du faible taux de pénétration des comptes bancaires dans la zone, soit 17,7% en 2017 (UEMOA, 2018). Très peu d'études se sont intéressées à l'influence du pouvoir de marché et de l'efficacité sur la stabilité financière des banques de l'UEMOA. Bien que plusieurs études aient fait cas du rôle critique de l'efficacité dans la relation pouvoir de marché-stabilité financière, l'exploration de l'influence de l'efficacité sur la relation pouvoir de marché-stabilité financière a été ignorée. Par conséquent, les résultats contradictoires sur le lien entre pouvoir de marché et stabilité financière et la rareté des études sur la relation efficacité et stabilité financière exigent donc une telle étude. Ainsi, le présent article tente de combler toutes ces lacunes en répondant à ces questions basées sur le secteur bancaire de l'UEMOA. L'efficacité et le pouvoir de marché conduisent-ils à la stabilité financière des banques de l'UEMOA ? Quel est le rôle de l'efficacité dans la relation pouvoir de marché-stabilité financière ?

Le présent article passe en revue la littérature sur la relation entre pouvoir de marché, efficacité et stabilité financière (section 1), expose les aspects méthodologiques de l'effet simultané du pouvoir de marché et de l'efficacité sur la stabilité financière (section 2) puis présente et analyse les résultats (section 3). La section 4 conclut.

1. Pouvoir de marché, stabilité financière et efficience : Un aperçu de la littérature sur le secteur bancaire

Avec le changement de paradigme vers la déréglementation financière découlant de la répression financière des 1980 et 1990, le secteur bancaire de la plupart des pays du monde, ont connu une accélération de la concurrence. Dans la littérature théorique, en ce qui concerne le lien entre pouvoir de marché et stabilité financière deux hypothèses s'opposent à savoir *concurrence-stabilité* et *concurrence-fragilité*. Selon l'hypothèse concurrence-fragilité, une forte concurrence dans le secteur bancaire entraîne des risques plus élevés. Plus les marchés sont concurrentiels, moins les banques perçoivent de rente de monopole et plus elles prennent de risques en raison d'une augmentation du risque lié aux actifs et d'une réduction des marges bancaires, des ratios de fonds propres et de la *franchise value* des banques. Ainsi, la chute de la *franchise value*, incite les banques à prendre plus de risques dans l'objectif de gagner des parts de marché (Keeley, 1990). Les banques, pour se remettre de leurs pertes financières, sont susceptibles d'investir dans des portefeuilles plus risqués. Cette attitude de prise de risque des banques impacte négativement la stabilité financière. Selon Allen & Gale (2000, 2004), dans un marché concurrentiel, les banques réduisent l'effort de sélection des clients afin d'accorder plus de crédits et de réaliser des bénéfices plus élevés, augmentant ainsi le risque de défaut de crédit et par conséquent la fragilité des banques. Petersen & Rajan (1995) soulignent que le pouvoir de marché peut aider les banques à résoudre les problèmes d'asymétrie d'information et à préserver des relations de long terme avec leurs clients.

En revanche, plusieurs études théoriques et empiriques soutiennent l'hypothèse *concurrence-stabilité* (Noman et al., 2017; Phan et al., 2019). Selon la politique « *Too-Big-To-Fail* », les grandes banques reçoivent des garanties ou subventions de l'Etat, ce qui peut induire un problème d'aléa moral et stimuler le comportement de prise de risque de ces banques, et par conséquent provoquer une fragilité financière. Cette hypothèse soutient que la concurrence a un effet positif sur la stabilité des institutions financières. Lorsque les banques ont un grand pouvoir de marché, elles peuvent être confrontées à l'insolvabilité plus fréquemment en raison des coûts de surveillance et de la prise de risques globaux ou de portefeuilles de prêts dangereux (Caminal & Matutes, 2002). Schaeck et al. (2009) expliquent que dans un environnement concurrentiel, les banques maintiennent un capital tampon qui permet de compenser une éventuelle crise financière ; aussi Kasman & Carvallo (2014) soutiennent que la concurrence est un stimulant de la stabilité financière. Noman et al. (2017) analyse l'impact de la réglementation bancaire sur la relation entre la concurrence et la stabilité financière et

constatent que la concurrence et les politiques réglementaires favorisent la stabilité financière et réduisent le risque de crédit dans le système bancaire.

Par ailleurs, d'autres études soulignent des relations complexes entre la concurrence et la stabilité financière (De Nicolo et al., 2004; Fu et al., 2014; Uhde & Heimeshoff, 2009). Par exemple Caminal & Matutes (2002) ont montré une relation complexe entre le pouvoir de marché et les défaillances bancaires. Leurs résultats soulignent que les banques détenant un plus grand pouvoir de marché ont une probabilité de défaillance plus élevée lorsque leurs emprunteurs se retrouvent confrontés à un problème d'aléa moral. Ces résultats aboutissent à une relation ambiguë entre le pouvoir de marché et l'instabilité financière. Les études de Tabak et al. (2012), sur les banques d'Amérique Latine, soulignent une relation non linéaire entre la prise de risque et le pouvoir de marché. Ils soulignent que les grandes banques sont moins vulnérables sur un marché concurrentiel. Berger et al. (2009) montrent que le pouvoir de marché peut réduire le risque global, mais que la concentration bancaire peut induire un risque important en ce qui concerne le portefeuille de prêts des banques. La concurrence et la concentration peuvent favoriser simultanément la stabilité ou la fragilité (Liu et al., 2012). D'autres études comme celles de Berger et al. (2009) ; Jiménez et al. (2013) ; Liu et al. (2012) ; Liu et al. (2013) et Martinez-Miera & Repullo (2010) suggèrent qu'il existe une relation non linéaire précisément en forme de U entre la concurrence et la stabilité dans le secteur bancaire. Un marché fortement concentré, une concurrence élevée renforce la stabilité financière dans l'industrie bancaire. Toutefois, une forte concurrence peut entraîner une fragilité du secteur bancaire (H. Liu et al., 2013).

La littérature théorique sur la relation entre efficacité et stabilité financière dans le secteur bancaire est encore en gestation. Ainsi, l'étude du lien entre efficacité et stabilité financière est empirique. La plupart des auteurs ont étudié la relation entre l'efficacité et la stabilité financière dans les pays développés, en l'occurrence ceux des Etats Unis et en Europe (Altunbas et al., 2007; Berger & De Young, 1997; Brissimis et al., 2008; Fiordelisi et al., 2011; Kwan & Eisenbeis, 1997).

En effet, Altunbas et al. (2007) soulignent que les banques inefficaces en Europe sur la période 1992-2000, prennent moins de risques et détiennent plus de capital. Dans le même contexte des banques européennes, Fiordelisi et al. (2011) suggèrent que les diminutions des scores d'efficacité coût et des revenus des banques précèdent une augmentation du risque bancaire. Ils ont aussi constaté qu'une amélioration des scores d'efficacité des banques entraînent une moindre probabilité de défaut. Deelchand & Padgett (2009) ont montré que les banques

coopératives inefficaces au Japon prennent plus de risques et disposent de capitaux plus élevés. Les études sur les liens intertemporels entre les scores d'efficacité coût et le capital des banques américaines sur la période de 1985 à 1994, ont été menées par Berger & De Young (1997). Adoptant la méthode de causalité au sens de Granger, ces auteurs ont montré une relation bidirectionnelle. En premier, une hausse des prêts non performants entraîne une baisse des scores d'efficacité coût, soutenant ainsi l'hypothèse selon laquelle les coûts supplémentaires liés à l'octroi des prêts non performants diminuent l'efficacité coût. Par contre, une diminution des scores d'efficacité coût entraîne une augmentation des prêts non performants.

Kwan & Eisenbeis (1997), ont étudié la relation entre la prise de risque de crédit et l'efficacité opérationnelle. En utilisant un modèle d'équations simultanées, ils soulignent que l'inefficacité a un impact positif sur la prise de risque. Ces résultats viennent appuyer l'hypothèse d'aléa moral selon laquelle, les banques non performantes sont vulnérables à la prise de risque que celles performantes. Williams (2004) a analysé les liens intertemporels entre les provisions pour pertes sur les prêts, l'efficacité et la capitalisation des caisses d'épargne des banques européennes sur la période 1990-1998. En utilisant la méthode de causalité au sens de Granger suggérée dans l'étude de Berger & De Young (1997), les résultats montrent une relation positive entre les provisions pour pertes sur les prêts et l'efficacité des banques.

Par ailleurs, les études sur le lien entre l'efficacité et la stabilité financière conduisent la plupart à des controverses. Brissimis et al. (2008) ont montré que le risque de liquidité influence positivement l'efficacité des banques, tandis que le risque de crédit impacte négativement l'efficacité des banques de dix pays de l'Union Européenne sur la période de 1994-2005. Zhang et al. (2013) concluent que l'efficacité affecte négativement le risque crédit, le risque de marché et le risque global dans quatre pays en développement sur la période 2003-2010. En outre, l'efficacité des banques influence positivement le risque de liquidité. Chan & Milne (2013), quant à eux, à l'aide d'un modèle *Tobit* pour analyser les impacts des risques bancaires sur l'efficacité coût et profit des banques de sept pays de l'Asie de l'Est sur la période 2001-2008, montrent que les banques plus stables financièrement peuvent avoir un faible score d'efficacité profit alors qu'un risque de liquidité plus élevé peut conduire à une baisse des scores d'efficacité coût. Luo et al. (2016) ont cherché à analyser l'effet de l'ouverture financière sur le risque bancaire et l'efficacité profit dans 140 pays. Ils concluent que les banques présentant un moindre risque et une forte stabilité financière ont les scores d'efficacité profit plus élevés. Très peu d'études empiriques ont examiné l'impact simultané du pouvoir de marché et de l'efficacité sur la stabilité financière des banques.

Cependant, certaines études récentes analysent l'effet du pouvoir de marché et de la prise de risque sur l'efficacité et d'autres l'effet de la prise de risque et de l'efficacité des banques sur le pouvoir de marché. Schaeck & Cihák (2014) en utilisant l'indicateur Boone pour mesurer le pouvoir de marché et des tests de causalité au sens de Granger pour examiner le lien entre le pouvoir de marché et l'efficacité des banques, ont montré que le pouvoir de marché impacte négativement les scores d'efficacité profit. De plus, ces auteurs ont analysé le rôle de l'efficacité des banques dans la transmission du pouvoir de marché à la stabilité financière des banques. Leurs résultats soutiennent la thèse que le pouvoir de marché affecte négativement le risque bancaire par le biais de l'efficacité, ce qui est en cohérence avec les résultats de Schaeck & Cihák (2010).

Delis et al. (2017), quant à eux soulignent que l'exclusion du risque dans le modèle d'efficacité biaise les estimations des scores d'efficacité. Dutta & Saha (2021) ont examiné l'impact du pouvoir de marché et de l'efficacité sur la stabilité financière des banques du Bangladesh sur la période 2009-2017. Ils aboutissent à une relation non linéaire entre le pouvoir de marché et la stabilité financière, bien que l'efficacité améliore la stabilité financière, l'impact est modéré en présence du pouvoir de marché.

2. Pouvoir de marché, efficacité et stabilité financière : aspects méthodologiques

Pour examiner l'influence du pouvoir de marché et de l'efficacité sur la stabilité financière des banques, afin d'expliquer le rôle de l'efficacité dans la relation pouvoir de marché-stabilité financière, des régressions économétriques sur des données de panel pour la période de 2008-2018 sont effectuées sur 76 banques des pays de l'UEMOA. Les données utilisées sont issues des bilans, comptes de résultats et rapports annuels de la commission bancaire de la BCEAO¹. Quant aux données macroéconomiques, elles proviennent du site de la banque mondiale. La méthodologie consiste à présenter premièrement le modèle, de même à définir la mesure des variables et enfin à décrire la méthode d'estimation utilisée.

2.1. Spécification du modèle

Pour examiner l'influence de l'efficacité sur le lien pouvoir de marché-stabilité financière des banques, notre méthodologie s'inspire des travaux de Dutta & Saha (2021) et Phan et al. (2019) dans laquelle un terme d'interaction entre le pouvoir de marché et l'efficacité est introduit pour capturer le degré de changement du lien entre efficacité et stabilité financière suite aux

¹ Les données exploitées sont consultables en libre accès sur le site de la BCEAO : www.bceao.int.

variations du pouvoir de marché. Un modèle dynamique est utilisé dans ce cadre. La spécification du modèle se présente comme ci-après :

$$Z_{score_{it}} = c_0 + c_1 Z_{score_{it}}(-1) + c_2 Eff_{it} + c_3 IP_{it} + c_4 IP_{it} \times Eff_{it} + \sum_{j=5}^5 c_j X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

où $Z_{score_{it}}$ est l'indicateur de la stabilité financière des banques, $Z_{score_{it}}(-1)$ capte la résistance de la stabilité financière, Eff_{it} les scores d'efficacité, IP_{it} fait appel à l'indicateur du pouvoir de marché à savoir l'indice de Lerner, $IP_{it} \times Eff_{it}$ à la variable d'interaction entre les scores d'efficacité et l'indicateur du pouvoir de marché, X_{it} représente l'ensemble des variables de contrôle propres aux banques et les variables macroéconomiques; ε_{it} le terme d'erreur, i, t désignent respectivement la banque et le temps ; c_4 est l'effet de l'interaction entre les scores d'efficacité et le pouvoir de marché sur la stabilité financière. On a :

$$\frac{\partial Z_{score_{it}}}{\partial IP_{it}} = c_3 + c_4 Eff_{it} \quad (2)$$

Cette équation montre que l'effet marginal de pouvoir de marché sur la stabilité financière dépend de l'efficacité. Pour tester ainsi un effet contingent entre pouvoir de marché et efficacité sur la stabilité financière, nous examinons le signe et la significativité de c_4 . En outre, si ce dernier est positif, alors l'efficacité renforce l'effet positif du pouvoir de marché sur la stabilité financière. Dans le cas contraire, l'efficacité atténue l'impact positif du pouvoir de marché sur la stabilité financière.

2.2. Présentation des variables du modèle

Pour la présentation des variables utilisées dans le modèle, la variable dépendante est à définir en premier lieu, et ensuite la description des variables indépendantes. Ainsi, nous exposons tout d'abord le choix de la mesure de la stabilité financière et puis nous présentons brièvement la mesure du pouvoir de marché et de l'efficacité des banques et enfin les variables de contrôle.

2.2.1. Stabilité financière

En général, la stabilité financière est mesurée négativement. En effet, la littérature développe au minimum trois principales mesures de l'instabilité financière. Il s'agit de la crise bancaire systémique, du niveau des prêts non performants et de la probabilité d'insolvabilité financière appelée encore Z_{score} . Une première mesure de la prise de risque excessive des banques est la crise bancaire systémique. Ces crises systémiques réalisées sont considérées uniquement sur la base des critères de qualification d'une crise systémique. Pour Demirgüç-kunt & Detradache

(1998) , ainsi que Mela et al. (2020), l'assèchement des liquidités sur le marché interbancaire, la propagation et l'amplification du risque, le défaut de confiance entre des agents économiques confrontés à des pertes qu'ils n'arrivent pas à chiffrer et les faillites bancaires, constituent quelques-uns des signes caractéristiques d'une crise systémique. L'atout majeur de cette mesure d'instabilité est qu'elle n'est destinée qu'aux crises systémiques ayant eu lieu effectivement et non à celles potentielles. Par ailleurs, cet atout donne une restriction au concept d'instabilité financière (Arnould, 2011).

Une deuxième mesure est le niveau des prêts non performants (PNF). Des auteurs à l'instar de Yebe (2017) et Jiménez et al. (2007), utilisent les PNF comme mesure de la stabilité financière. Cet indicateur, en réalité, mesure la santé financière des banques. Il est défini comme le rapport du volume des prêts non productifs aux prêts totaux. Plus le NPL est élevé, plus le risque d'une fragilité bancaire plus grande ou une forte instabilité financière. Toutefois, les PNF captent uniquement le risque de crédit et donc ne peuvent pas mesurer un signal global du risque bancaire (Beck, 2008; Dushku, 2016; Mela et al., 2020).

La troisième mesure de la stabilité financière, qu'est le Z_score est couramment utilisé dans la littérature. Il est une mesure très répandue dans le but d'évaluer la santé financière des établissements bancaires. Autrement dit, il capte la probabilité d'insolvabilité d'une banque. L'augmentation de la valeur du Z_score, ralentit le risque de défaillance des banques et par ricochet leur risque d'instabilité financière.

Contrairement à la crise bancaire systémique qui se caractérise par l'échec du système bancaire, le Z_score évalue la distance qui sépare une banque de la faillite. Evaluer la stabilité financière de la banque en utilisant des données bancaires à savoir le Z_score selon Schaeck & Čihák (2008), rend perfectible le pouvoir statistique comparé aux autres indicateurs. Même en cas d'absence de crise du système bancaire, les données bancaires permettent d'identifier la faillite d'une banque.

Cette mesure du risque de défaillance (Z_score) proposé par Boyd & Graham (1986) et Goyeau & Tarazi (1992) est plus utilisée dans la littérature récente comme proxy du risque de défaillance bancaire (Delis & Staikouras, 2011; Houston et al. , 2010; Solhi & Mehdi, 2012). Le Z_score nous permet d'estimer le risque de défaillance et de vérifier la fragilité des banques. Ainsi, pour ces auteurs, la probabilité de défaillance d'une banque se conçoit comme la probabilité que les pertes soient supérieures aux fonds propres.

Au regard de tout, et à l'image des travaux de Goyeau & Tarazi (1992) ; Boyd et al. (2006) ; Mela et al. (2020) ; Turk Ariss (2010) et Uhde & Heimeshoff (2009), le Z_score est utilisé pour approcher la stabilité bancaire. Le Z_score est calculé à partir de la formule suivante :

$$Z - score = \frac{ROA + \frac{FP}{Q}}{\sigma ROA} \quad (3)$$

où le *ROA* (Return On Asset) encore appelé rentabilité économique exprime de façon globale le rendement des actifs et se mesure par le rapport du résultat net sur le total actif. Ce ratio indique l'efficacité des actifs de la banque pour produire le résultat. $\frac{FP}{Q}$ est le rapport des fonds propres sur total actif et σROA indique l'écart type du *ROA*.

2.2.2. Pouvoir de marché et score d'efficience

L'efficience prise en compte dans le cadre de cette étude est l'efficience coût. L'efficience coût montre l'extension à laquelle les frais d'une banque convergent vers ceux des banques de moindre coût (Diop & Ka, 2020). Pour estimer l'efficience coût, deux approches peuvent être utilisées selon la littérature à savoir l'approche paramétrique et celle non paramétrique. Conceptuellement, les deux approches ne se différencient pas. Ce qui les différencie, c'est la façon dont la frontière est construite. L'approche non paramétrique requiert la programmation linéaire or celle paramétrique, la régression économétrique. Par ailleurs, la régression de la fonction de coût permet d'inclure la déviation de la frontière dans le terme d'erreur, rendant ainsi donc les résultats moins sensibles aux facteurs pris en compte dans la relation de coût (Lapteacru & Nys, 2011). L'approche paramétrique se base sur les méthodes *Distribution Free Approach* (DFA), *Thick Frontier Approach* (TFA) et *Stochastic Frontier Approach* (SFA) proposées par Aigner et al. (1977) , Meeusen & Van den Broeck (1977) et par la suite améliorées par Jondrow et al. (1982). Cette approche aide à consolider et relativiser la conformité des résultats issus de l'approche non paramétrique (Fouopi & Song, 2016). La méthode SFA est la plus utilisée, car elle présente une meilleur fiabilité dans l'estimation des fonctions de coût (Burkart et al., 1999).

Dans le cadre de cette étude, nous appliquons l'approche paramétrique en l'occurrence la méthode SFA. Le choix de cette méthode se justifie par la prise en compte des causes d'efficacité exogènes et l'usage recommandé lorsque la forme fonctionnelle de l'unité de production n'est pas connue (Fouopi & Song, 2016). En plus, cette méthode permet de percevoir l'efficience nonobstant le cadre statique en considérant l'évolution de l'environnement et en prenant le soin d'éviter les erreurs qui peuvent être causées par un

mauvais choix de la fonction de production/coût. Dans cette optique, nous optons pour une fonction de coût translogarithmique puisqu'elle permet de prendre en compte des multiples liens de complémentarité entre les facteurs explicatifs. De plus, elle n'oblige aucune restriction à la forme de la fonction de coût (Diop & Ka, 2020). A l'opposé de la fonction Cobb-Douglas, la fonction translog est flexible dans le sens qu'en dépit des élasticités directes, elle aide également à prendre en compte des élasticités de substitution entre les différents inputs.

En effet dans cet article, l'approche d'intermédiation est adoptée avec trois inputs que sont les dépôts bancaires, le travail et le capital physique. Les banques comme des intermédiaires financiers, collectent les dépôts et les transfèrent ensuite en prêts et autres actifs productifs (Sealey & Lindley, 1977). L'output est représenté par l'actif total. Ce choix est logique d'autant plus que l'activité principale des banques Ouest-africaines reste l'intermédiation. Les crédits et les dépôts représentent jusqu'à 70% de l'actif total des banques (*Rapport de la Commission bancaire de l'UEMOA, 2018*). Le coût total est exprimé en fonction de l'output (Q), du prix de trois inputs W^k ($k = 1, 2, 3$) et du changement technique (Trend). Les prix des inputs sont le prix des dépôts (W^1), le prix du travail (W^2) et le prix du capital physique (W^3). De plus, les variables de tendance temporelle tiennent compte des changements dans la fonction de coût au fil du temps. La variable de tendance varie de 1 à 11, avec 1 pour l'année 2008 et 11 pour l'année 2018. La tendance temporelle est utilisée comme variable de contrôle pour tenir compte de l'hétérogénéité entre les banques.

La spécification de la fonction du coût total s'est basée sur les travaux de Kumbhakar et al. (2007) utilisés par Liu et al. (2020) sur des banques chinoises. La fonction translogarithmique du coût total se présente comme suit :

$$\begin{aligned} \ln CT_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln Q_{it} + \frac{\alpha_2}{2} (\ln Q_{it})^2 + \sum_{k=1}^3 \lambda_k (\ln W_{it}^k) + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^3 \sum_{h=1}^3 \beta_{kh} (\ln W_{it}^k) (\ln W_{it}^h) \\ & + \sum_{k=1}^3 \gamma_k \ln Q_{it} \ln W_{it}^k + \gamma_4 \text{Trend} + \frac{1}{2} \gamma_5 \text{Trend}^2 + \gamma_6 \text{Trend} \times \ln Q_{it} \\ & + \sum_{k=1}^3 \varphi_k \text{Trend} \times (\ln W_{it}^k) + \varepsilon_{it}^1 \end{aligned} \quad (4)$$

Tableau 1 : Définitions des variables de la fonction translog de coût

Variables	Définition
CT	Coût total
Q (Output)	Total des actifs
W^1 (Prix des dépôts)	Charge d'intérêt sur total des dépôts
W^2 (Coût travail)	Rapport des dépenses de personnel sur l'actif total
W^3 (Coût du capital physique)	Charges générales d'exploitation sur total actif
Trend	Progrès technique
ε	Terme d'erreur ($v + u$)
v	Terme d'erreur aléatoire bilatéral
u	Score d'inefficience non négatif

Source : Auteurs, 2022

L'approche de frontière stochastique suggérée par Aigner et al. (1977) et Meeusen & Van den Broeck (1977) suppose que le terme d'erreur (ε) contient deux composantes : un terme d'erreur aléatoire bilatéral (v) capturant les effets du bruit aléatoire et un score d'inefficience non négatif (u) capturant l'inefficience par rapport à la frontière. L'approche de la frontière stochastique est utilisée en appliquant le modèle de Battese & Coelli (1992), qui permet d'estimer les scores d'efficience variant dans le temps. Dans ce modèle, les composantes des termes d'erreur sont distribuées indépendamment. Le terme d'erreur (ε) est égal à la somme du terme d'erreur aléatoire (v) et du score d'inefficience non négatif (u). Pour estimer l'inefficience des coûts variant dans le temps, u_{it} est calculé comme $u_{it} = u_i(\exp[-\vartheta(t - Ti)])$ (Battese & Coelli, 1992) où $t = 1, \dots, Ti$; Ti est la dernière période pour la banque i ; et ϑ est le paramètre de désintégration. Si $\vartheta > 0$, l'inefficience de la banque i tend à diminuer avec le temps. Si $\vartheta < 0$, l'inefficience de la banque i tend à augmenter avec le temps. Si $\vartheta = 0$, l'inefficience de la banque i est inchangée avec le temps.

La fonction de frontière est estimée par la méthode du maximum de vraisemblance pour déterminer les scores d'inefficience. Les conditions d'homogénéité² devant être vérifiées par cette fonction de coût sont : $\sum_{k=1}^3 \lambda_k = 1$; $\sum_{k=1}^3 \gamma_k = 0$ et $\sum_{k=1}^3 \sum_{h=1}^3 \beta_{kh} = 0$.

² Ces contraintes d'homogénéité linéaires permettent de voir que le processus de minimisation des coûts reste le même malgré la multiplication des prix par un même scalaire, et ainsi, garde l'hypothèse que seulement les ratios de prix des inputs agissent sur l'allocation des facteurs de production.

La condition de symétrie requise est la suivante : $(\beta_{kh} = \beta_{hk}, \forall k \neq h)$. Les coûts totaux et les prix des inputs sont normalisés par le prix du capital physique (W^3) pour imposer une homogénéité linéaire des prix des intrants.

Selon Berger & Mester (1997), l'efficacité de coût mesure le degré de proximité des coûts d'une banque de ceux d'une banque de bonnes pratiques pour produire dans les mêmes conditions un output identique. Par conséquent, l'efficacité de coût de la banque i est calculée comme le rapport des coûts minimaux estimés par rapport au coût réel estimé de la banque i . L'efficacité coût est comprise entre 0 et 1 et montre le pourcentage des coûts que la banque utilise efficacement par rapport aux coûts de la banque des meilleures pratiques dans l'échantillon dans les mêmes conditions.

En ce qui concerne l'indicateur du pouvoir de marché, la littérature offre une palette d'indicateurs de mesure du pouvoir de marché qui peuvent être regroupés en deux grandes catégories à savoir les mesures structurelles fondées sur le modèle *SCP de Bain* (1956) et des mesures non structurelles. Les mesures structurelles telles que l'indice IHH représentent la concurrence par le biais du niveau de concentration qui est considéré comme un indicateur délicat de la concurrence (Dutta & Saha, 2021) et pourrait donc générer des résultats biaisés. En outre, un degré élevé de concentration de l'industrie n'implique pas nécessairement un marché moins concurrentiel. Ici, l'indice de Lerner issu de l'estimation des frontières est utilisé dans ce papier.

L'indice de Lerner est une mesure souvent utilisée pour représenter la concurrence. Il permet d'exprimer la capacité des banques à pratiquer un prix au-dessus du coût marginal.

$$\text{Lerner}_{it} = \frac{p_{it} - Cm_{it}}{p_{it}} = -\frac{1}{e} \quad (5)$$

où p_{it} est le prix de l'output que représente l'actif de la banque i au temps t , Cm_{it} son coût marginal et e l'élasticité constante de la demande au prix. Ainsi le rapport vaut entre 0 et 1. L'indice est nul en concurrence pure et parfaite (élasticité de la demande très grande ou infinie), le prix étant égal au coût marginal. A l'opposé, dans les marchés concentrés, le pouvoir de marché accru des banques provoque une croissance de l'indice de Lerner vers 1, du fait de la capacité à emmener le prix au-dessus du coût marginal (en monopole, l'élasticité de la demande est faible) (Clabessi & Lanha, 2019). Ensuite, les coûts marginaux sont directement obtenus grâce à des paramètres estimés de la fonction translog de coût de l'équation (4) par calcul de la dérivée par rapport à Q , le total des actifs.

2.2.3. Variables de contrôle

A partir des travaux antérieurs, une palette de variables de contrôle propres aux banques et des variables macroéconomiques et de l'environnement des banques, capables à même d'expliquer la stabilité financière, a été retenu. Comme variables spécifiques aux banques retenues, nous avons le total des actifs en logarithme et le ratio crédit sur dépôts bancaires pour mesurer la liquidité bancaire.

En effet, dans la prise de risque de risque excessif dû à l'effet « *Too Big To Fail* » des grandes banques, la taille des banques est un facteur très capital dans la prise de. Pour prendre en compte cet aspect du « *Too Big To Fail* », le logarithme du total des actifs est introduit dans les estimations. Plus la banque est grande, plus elle a de possibilités de diversifications et de meilleures pratiques de management des risques. Toutefois, les grandes banques peuvent être susceptibles de risquer beaucoup plus si elle est considérée comme trop grande pour faire faillite (« *Too Big To Fail* »). Ainsi, le lien entre le total des actifs en logarithme et la prise de risque reste donc controversée.

Du fait de leurs rôles d'intermédiation, les institutions financières ont besoin de liquidité. La liquidité bancaire, mesurée par le ratio crédit sur dépôt, se trouve au centre l'intermédiation bancaire et est capable d'impacter la probabilité d'insolvabilité des banques. Ainsi, un ratio crédit sur dépôt plus grand montre un risque plus élevé. Berger & Bouwman (2013) soulignent qu'une banque avec un ratio élevé de prêts sur ses actifs pourrait être moins armée en cas de survenance de crise imprévue. Celle-ci est exposée à beaucoup plus de pertes très grandes, dans le cas où il y a une nécessité de vente urgente des actifs dans le but de subvenir aux besoins de liquidité. Ainsi, une liquidité bancaire élevée conduit à des pratiques risquées d'octroi de crédit et une désintermédiation financière.

En ce qui concerne les variables macroéconomiques et de l'environnement des banques, nous en avons choisi le taux d'inflation dont la mesure est obtenue grâce à l'indice des prix à la consommation et le taux de croissance du PIB (Schaeck & Čihák, 2008; Schaeck et al., 2006; Uhde & Heimeshoff, 2009) surtout que les variables macroéconomiques (développements macroéconomiques) pourraient porter atteinte à la qualité des actifs bancaires. Ces variables macroéconomiques permettent de vérifier le comportement procyclique des banques. Selon Demirgüç-kunt & Detradache (1998), l'environnement macroéconomique affecte qualitativement le portefeuille et la performance des banques. Ils soulignent qu'une croissance faible du taux de PIB est clairement liée à une probabilité élevée d'instabilité bancaire. De même, Shijaku (2017), débouche sur ce même résultat. Le signe attendu est ainsi positif.

Par ailleurs, le signe de la relation entre l'inflation et la stabilité financière est ambiguë selon la littérature. En effet, les conséquences de l'inflation sur les banques dépendent d'abord de son anticipation ou non par la banque (Mela et al., 2020; Uhde & Heimeshoff, 2009). Si l'inflation n'est pas anticipée, l'inflation influence négativement sur la stabilité financière, mais son impact est ambigu si elle est anticipée, surtout que l'inflation participe à l'augmentation des coûts des banques et de leurs profits par la hausse des taux d'intérêt.

2.3. Méthode d'estimation

Dans la littérature, la majorité des travaux basés sur le sujet exploite des méthodes d'estimation liées à la moyenne de la stabilité financière. Ces approches peuvent être critiquées dans la mesure où la stabilité financière au niveau des banques n'est pas homogène. Notre étude utilise une régression quantile à variable instrumentale. Deux avantages découlent de cette façon de faire. Primo, elle permet d'obtenir des résultats robustes en présence de valeurs aberrantes (Buchinsky, 1994). Secondo, elle est utile à l'estimation des paramètres à divers points de la distribution de la variable endogène. Par conséquent, elle est utile à l'estimation de l'impact conditionnel (à l'efficacité) du pouvoir de marché sur la stabilité financière en tenant compte du niveau initial de l'efficacité. La spécification du modèle de régression quantile en panel se présente comme suit :

$$y_{it} = x_{it}c_{\theta} + \varepsilon_{it} \quad \text{avec} \quad quant_{\theta}(y_{it}/x_{it}) = x_{it}c_{\theta} \quad (6)$$

y_{it} représente la variable stabilité financière, x_{it} l'ensemble des variables exogènes, β et μ sont respectivement les vecteurs des paramètres estimés et des résidus du modèle. $quant_{\theta}(y_{it}/x_{it})$, est le $\theta^{ième}$ quantile de y_{it} étant donné x_{it} . Ce choix est souvent motivé par la capacité de cette méthode à prendre en compte les impacts fixes individuels dans l'estimation des paramètres c conditionnelle à la distribution de y . Cette méthode des régressions quantiles à variable instrumentale à effets fixes permet aussi de pallier aux problèmes d'hétérogénéité individuelle et d'hétéroscédasticité. L'approche de régressions quantiles à variable instrumentale à effets fixes de notre modèle est :

$$\begin{aligned} Q(Z_score_{it}|Z_score_{it}(-1), Eff_{it}, IP_{it}, X_{it}) \\ = c_0 + c_1 Z_score_{it}(-1) + c_2 Eff_{it} + c_3 IP_{it} + c_4 IP_{it} \times Eff_{it} + \sum_{j=5}^5 c_j X_{it} \\ + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (7)$$

où Z_score_{it} désigne la stabilité financière, Eff_{it} les scores d'efficience-coût issus de la méthode SFA, IP_{it} l'indicateur du pouvoir de marché à savoir l'indice de Lerner ajusté proposé par (Koetter et al., 2012), X_{it} le vecteur des variables de contrôle à savoir la taille de la banque mesurée par le logarithme du total actif (Q), la liquidité bancaire (LIQ), le taux de croissance du PIB (tcpib), l'inflation (infla) et le crédit bancaire par PIB (crédit_PIB).

3. Présentation et analyse des résultats

Ici, il s'agit de présenter les résultats des statistiques descriptives et enfin présenter les résultats des régressions effectuées.

3.1. Statistiques descriptives

A travers le tableau 2, la stabilité financière moyenne des banques de l'UEMOA est de 5,118.

Tableau 2 : Statistiques descriptives des variables

Variables	Moyenne	Ecart type	Médiane	Minimum	Maximum	Skewness	Kurtosis	S-W test
Z_score	5,118	9,957	5,394	-112,418	56,283	-5,394	55,994	13,74***
Lerner_aju	0,386	0,016	0,384	0,342	0,499	3,733	22,691	12,76***
Eff_conv	0,759	0,032	0,746	0,738	0,893	2,811	10,858	13,24***
Q	265,486	263,414	176,290	5,184	1902,58	2,006	8,398	11,43***
LIQ	0,845	0,263	0,826	0,013	1,951	0,549	4,088	6,04***
Tcpib	5,174	2,520	5,672	-4,387	10,707	-0,845	5,232	8,43***
Infla	1,889	2,569	1,200	-2,2	11,3	1,620	5,882	10,80***
crédit_PIB	0,265	0,253	0,186	0,000	1,367	1,746	1,746	11,16***
Nbre d'obs.				836				

Source : Nos estimations

*Note : *** $p < 0,01$*

Dans l'UEMOA, les banques les plus stables sont les banques sénégalaises, nigériennes et maliennes, avec un indicateur de Z_score moyen de 7,18 ; 8,20 et 7,03 respectivement qui est au-dessus à celui de la moyenne de l'ensemble. Par ailleurs, les banques les moins stables de l'UEMOA proviennent du Bénin avec un Z_score moyen de -0,71. L'indice de Lerner quant à lui est en moyenne de 0,386 ce qui stipule que les banques de l'UEMOA évoluent dans un environnement concurrentiel monopolistique. En général, les variables suivent une distribution normale si le coefficient d'asymétrie (*Skewness*) est égal à zéro et le Kurtosis est inférieur à 3 (Bruna et al., 2021).

De ce tableau, aucune de nos variables n'a un coefficient d'asymétrie égal à 0, ce qui stipule qu'elles ne sont pas symétriquement distribuées. De plus, la valeur de *Kurtosis* est supérieure à 3 pour toutes les variables sauf le crédit_PIB, ce qui souligne donc la présence des valeurs extrêmes. Pour la plupart de nos variables, la moyenne est significativement différente de la médiane, ce qui implique que la distribution de nos données n'est pas normale.

Par ailleurs le test de *Shapiro-Wilk* (*S-W*) permet de vérifier la normalité univariée et les tests de *Doornik-Hansen* et *Henze-Zirkle* pour la normalité multivariée. Du tableau 2 et du *S-W test*, on rejette l'hypothèse de distribution normale univariée. Le tableau 3 présente les résultats des tests de *Doornik-Hansen* et *Henze-Zirkle*. Les tests de *Doornik-Hansen* et *Henze-Zirkle* confirment un rejet de l'hypothèse de normalité multivariée car la plus-value associée au test de *Khi2* est inférieure à 1%.

Tableau 3 : Tests de normalité multivariée

<i>Tests</i>	<i>Khi2</i>	<i>Prob>chi2</i>
<i>Doornik-Hansen</i>	21095,480	0,000
<i>Henze-Zirkle</i>	92634,669	0,000

Source : Nos estimations, 2021

Par conséquent, nos variables ne respectent pas parfaitement les hypothèses de normalité et d'absence de valeurs aberrantes. Ainsi, l'utilisation de la méthode de régression quantile à variable instrumentale est adaptée à nos variables.

3.2. Spécification du modèle

Le tableau 4 présente les résultats des effets simultanées du score d'efficience et du pouvoir de marché mesuré par l'indice de Lerner sur la stabilité financière des banques de l'UEMOA. Les régressions sont faites sur cinq (05) quantiles à savoir le 20^{ème} quantile, le 25^{ème} quantile, le 50^{ème} quantile, le 75^{ème} quantile et le 90^{ème} quantile. Les résultats de ces régressions sont comparés avec ceux produits par la méthode GMM système en deux étapes.

Dans toutes les régressions quantiles, l'effet direct des scores d'efficience et de l'indice de Lerner est positif et significatif pour tous les quantiles considérés. Nos résultats GMM système en deux étapes confirment les mêmes résultats. Ces résultats stipulent que dans le contexte des banques de l'UEMOA, le pouvoir de marché et l'efficience contribuent à une stabilité financière des banques. Ces résultats sont analogues à ceux trouvés par Phan et al. (2019). Une stratégie pour stabiliser financièrement le secteur bancaire, consiste à encourager et à faciliter les fusions.

Les fusions de petites banques avec des banques solides peuvent également améliorer les performances financières du secteur bancaire. Par ailleurs, pour éviter une concentration excessive, les régulateurs devraient être prudents dans l'approbation des fusions.

Tableau 4 : Résultat de l'estimation du modèle

Variable dépendante : Z_score						
Variables	Régression quantile à variable instrumentale (IV-QREGPD)					System
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	GMM
	Q.20	Q.25	Q.50	Q.75	Q.90	(6)
Z_score (-1)	0,002*** (0,000)	0,001*** (0,000)	0,003*** (0,000)	0,002*** (0,000)	0,004*** (0,000)	0,005*** (0,001)
Eff	1,210*** (0,075)	1,149*** (0,155)	0,767*** (0,173)	0,895*** (0,100)	1,090*** (0,094)	0,990** (0,491)
Lerner_aju	2,515*** (0,163)	2,236*** (0,322)	1,575*** (0,376)	1,880*** (0,196)	2,044*** (0,172)	1,018* (0,580)
Lerner_aju eff	-3,233*** (0,186)	-2,958*** (0,400)	-2,070*** (0,449)	-2,401*** (0,255)	-2,691*** (0,217)	-1,684* (0,868)
LIQ	0,013** (0,006)	0,011** (0,005)	0,007*** (0,0023)	-0,000 (0,003)	0,001 (0,006)	0,081 (0,050)
Tcpib	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000*** (0,000)	0,000 (0,000)
lnQ	-0,012*** (0,000)	-0,011*** (0,001)	-0,011*** (0,000)	-0,011*** (0,000)	-0,010*** (0,000)	-0,009*** (0,001)
crédit_PIB	0,021*** (0,005)	0,014*** (0,002)	0,014*** (0,002)	0,005** (0,002)	0,011*** (0,002)	0,011*** (0,003)
Infla	0,002*** (0,000)	0,001* (0,000)	0,000 (0,000)	0,001*** (0,000)	0,000*** (0,000)	0,007 (0,009)
AR (2) (p-value)						0,319
Test de Hansen (p-value)						0,646
Prob > F						0,002
Nbre d'Instruments						73
Nbre d'Obs.	760					

Source : Nos estimations

*Note : Les écarts types sont entre parenthèses. ***p<0,01, **p<0,05 et *p<0,1*

L'effet positif de l'efficience coût sur la stabilité financière, en accord avec les travaux de Fiordelisi et al. (2011), confirme l'hypothèse dite « *bad management* » (mauvaise gestion).

Selon cette hypothèse, les dirigeants des banques inefficientes sont défaillants dans le suivi et le contrôle de leur dépense de fonctionnement ainsi que dans la gestion du portefeuille de prêts, augmentant donc les prêts non performants et la probabilité d'insolvabilité. Aussi, un terme d'interaction entre le pouvoir de marché et l'efficacité est inclus dans le but de prendre en compte le degré de changement dans la relation efficacité-stabilité financière suite aux variations du pouvoir de marché. Nos résultats stipulent que l'efficacité affecte négativement la stabilité en présence du pouvoir de marché. Ces résultats sont en conformité avec les travaux de Phan et al. (2019) et Dutta & Saha (2021).

Concernant les variables de contrôle, le coefficient de la variable taille des banques mesurée par le logarithme de l'actif total est corrélé négativement avec la stabilité financière ce qui confirme l'effet Too Big To Fail précisé par Mishkin (2006) qui soutient que plus les grandes sont plus risquées, proportionnellement à leurs tailles. En ce qui concerne la liquidité bancaire mesurée par le ratio crédit sur le PIB, elle est positivement reliée à la stabilité financière pour 20^{ème} quantile, 25^{ème} quantile, 50^{ème} quantile, 75^{ème} quantile et 90^{ème} quantile. Ainsi, une liquidité importante baisse le risque de liquidité et accroît la stabilité financière des banques. En outre, lors de la période de crise, plusieurs institutions financières connaissent de faillite puisqu'elles sont incapables d'acquiescer de liquidité. Une détention élevée de liquidité selon Berger & Bouwman (2013), diminue le risque de liquidité et par ricochet aide la banque à réduire sa probabilité de faillite. Le ratio crédit bancaire sur le PIB a un effet positif et significatif sur stabilité financière. En effet, l'augmentation du niveau global du crédit stimule l'activité des banques individuelles, accroît leur profit et par conséquent améliore la stabilité financière. Exceptés les facteurs spécifiques aux banques, deux variables de l'environnement macroéconomique notamment le taux d'inflation et le taux de croissance du PIB. Le coefficient du taux de croissance du PIB est positif et significatif dans chacune des régressions, ce qui suppose qu'un taux de croissance économique plus élevé affecte positivement la stabilité financière des banques.

Ce résultat va en conformité avec les travaux de Soedarmono et al. (2013) suggérant qu'une croissance de l'activité économique permet d'avoir un meilleur niveau de solidité au niveau des banques, issu de son impact sur les revenus de ces dernières. Par ailleurs, le taux d'inflation est négatif sur les quantiles 20^{ème} quantile, 25^{ème} quantile, 75^{ème} quantile et 90^{ème} quantile. Un taux d'inflation plus élevé est lié à un plus grand risque et une stabilité financière dans la mesure où l'inflation déclenche une incertitude économique et encourage les banques à limiter le crédit.

Conclusion

L'objectif principal de cet article est d'analyser l'influence de l'efficience sur la relation pouvoir de marché et stabilité financière des banques en exploitant les données de panel des banques de l'UEMOA sur la période 2008-2018. Pour traiter une possibilité d'endogénéité dans notre estimation, nous utilisons la méthode de *régression quantile à variable instrumentale*. Les résultats de notre étude montrent que le pouvoir de marché et l'efficience affectent positivement la stabilité financière. Par ailleurs, les résultats indiquent que l'efficience contribue à la stabilité financière, bien que l'impact positif de l'efficience soit modéré en présence d'un pouvoir de marché.

Tous nos résultats sont robustes au regard des tests de robustesse. Les résultats sont très utiles pour les débats sur la controverse entre pouvoir de marché et stabilité, ce qui pourrait aider les autorités de régulation des pays de l'UEMOA à formuler des politiques appropriées dans la recherche de la stabilité financière. Les décideurs politiques devraient prendre en compte aussi bien le pouvoir de marché que l'efficience dans l'élaboration des stratégies optimales pour assurer une stabilité financière des banques, puisque l'efficience contribue à la stabilité financière et le pouvoir de marché pourrait inciter les banques à améliorer l'efficience des coûts et à réaffecter les bénéfices des banques non performantes (inefficaces) vers les banques performantes (efficaces).

Cependant, un pouvoir de marché élevé est préjudiciable à la stabilité financière. Ainsi, des politiques prudentes peuvent être prises pour évaluer, approuver et gouverner la restructuration et mettre en place une surveillance à l'entrée des institutions financières dans le but d'esquiver une concurrence excessive dans le secteur. En outre, les décideurs politiques pourraient encourager l'innovation financière ainsi que l'utilisation de la fintech pour améliorer l'efficience du fonctionnement des institutions financières. Par ailleurs, il serait intéressant de s'interroger sur le niveau optimal du pouvoir de marché que doivent rechercher les décideurs politiques.

BIBLIOGRAPHIE

- Aigner, D., Lovell, C. A. K., & Schmidt, P. (1977). Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*, 6, 21–37.
- Allen, F., & Gale, D. (2000). Financial Contagion. *The Journal of Political Economy*, 108(1), 1–33.
- Allen, F., & Gale, D. (2004). Competition and Financial Stability. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 36(3), 453–480.
- Altunbas, Y., Carbo, S., Gardener, E. P. M., & Molyneux, P. (2007). Examining the Relationships between Capital, Risk and Efficiency in European Banking. *European Financial Management*, 13(1), 49–70.
- Arnould, G. (2011). Structure du marché bancaire et stabilité financière. *Monnaie, Banque, Finance; Université de Paris I Panthéon Sorbonne*.
- Bain, J. S. (1956). Barriers to New Competition. *Cambridge: Harvard Press*.
- Banque de France. (2018). *Rapport annuel de la zone Franc*.
- Battese, G. E., & Coelli, T. J. (1992). Frontier production functions, technical efficiency and panel data: With application to paddy farmers in India. *Journal of Productivity Analysis*, 3(1–2), 153–169.
- Beck, T. (2008). Bank Competition and Financial Stability : Friends or Foes ? *Policy Research Working Paper, No.WPS4656, Washington, DC: The World Bank*.
- Berger, A. N., & Bouwman, C. H. S. (2013). How does capital affect bank performance during financial crises ? *Journal of Financial Economics*, 109(1), 146–176.
- Berger, A. N., & De Young, R. (1997). Problem loans and cost efficiency in commercial banks. *Journal of Banking & Finance*, 21(1997), 849–870.
- Berger, A. N., Klapper, L. F., & Turk-Ariss, R. (2009). Bank competition and financial stability. *Journal of Financial Services Research*, 35(2), 99–118.
- Berger, A. N., & Mester, L. J. (1997). Inside the black box: What explains differences in the efficiencies of financial institutions? *Journal of Banking and Finance*, 21(7), 895–947.
- Boyd, J. H., De Nicolo, G., & Jalal, A. (2006). Bank Risk-Taking and Competition Revisited: New Theory and New Evidence. *International Monetary Fund Working Paper*, 06/297.
- Boyd, J. H., & Graham, S. L. (1986). Risk, Regulation, and Bank Holding Company Expansion Into Nonbanking. *Quarterly Review*, 10(2).
- Brissimis, S. N., Delis, M. D., & Papanikolaou, N. I. (2008). Exploring the nexus between banking sector reform and performance: Evidence from newly acceded EU countries.

- Journal of Banking & Finance*, 32(12), 2674–2683.
- Bruna, M. G., Đặng, R., Ammari, A., & Houanti, L. H. (2021). The effect of board gender diversity on corporate social performance: An instrumental variable quantile regression approach. *Finance Research Letters*, 40, 101734.
- Buchinsky, M. (1994). Changes in the U.S. wage structure 1963-1987: Application of quantile regression. *Econometrica*, 62(2), 405–458.
- Burkart, O., Gonsard, H., & Dietsch, M. (1999). L'efficience coût et l'efficience profit des établissements de crédit français depuis 1993. *Bulletin de La Commission Bancaire*, N°20-Avril 1999, 25–36.
- Caminal, R., & Matutes, C. (2002). Market power and banking failures. *International Journal of Industrial Organization*, 20, 1341–1361.
- Chan, K. K., & Milne, A. (2013). Bank competition , fire-sales and financial stability. *The European Journal of Finance*, 20(10), 874–891.
- Clabessi, C. T., & Lanha, M. (2019). Analyse de la dynamique du pouvoir de marché des banques sur l'efficience bancaire dans les pays de l'UEMOA. *Actes de VII Ème Colloque de l'Université d'Abomey-Calavi Des Sciences Cultures et Technologies*, 391–402.
- De Nicolo, G., Bartholomew, P., Zaman, J., & Zephirin, M. (2004). Bank Consolidation, Internationalization, and Conglomeration: Trends and Implications for Financial Risk. *Financial Markets, Institutions & Instruments*, 13(4), 173–217.
- Deelchand, T., & Padgett, C. (2009). The Relationship between Risk, Capital and Efficiency : Evidence from Japanese Cooperative Banks. *ICMA Centre Discussion Papers in Finance*, DP2009-12.
- Delis, M. D., & Staikouras, P. K. (2011). Supervisory effectiveness and bank risk. *Review of Finance*, 15(3), 511–543.
- Delis, M., Iosifidi, M., & Tsionas, M. G. (2017). Endogenous bank risk and efficiency. *European Journal of Operational Research*, 260(1), 376–387.
- Demirgüç-kunt, A., & Detradiache, E. (1998). The Determinants of Banking Crises in Developing and Developed Countries. *International Monetary Fund Staff Papers*, 45(1), 81–109.
- Dinamona, D., & Fortin, M. (2008). Sensibilité des banques aux chocs macroéconomiques: La diversification apporte-t-elle toujours des gains? Cas des banques canadiennes. *GREDI, Cahier de Recherche*, No 08-24.
- Diop, M., & Ka, M. M. (2020). Assessment of the Allocative Efficiency of the WAEMU

- Banking Sector : An Application by the Method Stochastic Frontier Approach (SFA).
Journal of Economics and Finance, 11(1), 36–45.
- Dushku, E. (2016). Bank Risk-Taking and Competition in the Albanian Banking Sector. *South-Eastern Europe Journal of Economics*, 14(2), 187–203.
- Dutta, K. D., & Saha, M. (2021). Do competition and efficiency lead to bank stability? Evidence from Bangladesh. *Future Business Journal*, 7(6), 1–12.
- Fiordelisi, F., Marques-Ibanez, D., & Molyneux, P. (2011). Efficiency and risk in European banking. *Journal of Banking and Finance*, 35(5), 1315–1326.
- Fouopi, D. C., & Song, J. S. (2016). Qualité des institutions, structure de propriété et efficacité des banques dans la CEMAC. *African Development Review*, 28(4), 496–508.
- Fu, M. X., Lin, R. Y., & Molyneux, P. (2014). Bank competition and financial stability in Asia Pacific. *Journal of Banking & Finance*, 38, 64–77.
- Goyeau, D., & Tarazi, A. (1992). Évaluation du risque de défaillance bancaire en Europe. *Revue d'économie Politique*, 102, 249–280.
- Houston, J. F., Lin, C., Lin, P., & Ma, Y. (2010). Creditor rights, information sharing, and bank risk taking. *Journal of Financial Economics*, 96(3), 485–512.
- Jiménez, G., Lopez, J. A., & Saurina, J. (2007). How Does Competition Impact Bank Risk Taking? *Federal Reserve Bank of San Francisco Working; Paper Series*, 23.
- Jiménez, G., Lopez, J. A., & Saurina, J. (2013). How does competition affect bank risk-taking ? *Journal of Financial Stability*, 9(2), 185–195.
- Jondrow, J., Lovell, C. K., Materov, I. S., & Schmidt, P. (1982). On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model. *Journal of Econometrics*, 19, 233–238.
- Kasman, A., & Carvalho, O. (2014). Financial stability, competition and efficiency in Latin American and Caribbean banking. *Journal of Applied Economics*, 17(2), 301–324.
- Keeley, M. C. (1990). Deposit insurance, risk, and market power in banking. *American Economic Review*, 80, 1183–1200.
- Koetter, M., Kolari, J. W., & Spierdijk, L. (2012). *Enjoying the quiet life under deregulation? evidence from adjusted lerner indices for u.s. banks*. 94(May), 462–480.
- Kumbhakar, S. C., Park, B. U., Simar, L., & Tsionas, E. G. (2007). Nonparametric stochastic frontiers: A local maximum likelihood approach. *Journal of Econometrics*, 137(1), 1–27.
- Kwan, S., & Eisenbeis, R. A. (1997). Bank Risk, Capitalization, and Operating Efficiency. *Journal of Financial Services Research*, 12(2–3), 117–131.

- Laeven, L., & Levine, R. (2009). Bank governance, regulation and risk taking. *Journal of Financial Economics*, 93(2), 259–275.
- Lapteacru, I., & Nys, E. (2011). L'impact de la concurrence sur l'efficacité des banques. *Revue Economique*, 62(2), 313–330.
- Liu, H., Molyneux, P., & Nguyen, L. H. (2012). Competition and risk in the South East Asian commercial banking. *Applied Economics*, 44(28), 3627–3644.
- Liu, H., Molyneux, P., & Wilson, J. O. S. (2013). Competition and stability in European banking: A regional analysis. *Manchester School*, 81(2), 176–201.
- Liu, J., Wang, M., Ma, J., Rahman, S., & Sriboonchitta, S. (2020). A Simultaneous Stochastic Frontier Model with Dependent Error Components and Dependent Composite Errors : An Application to Chinese Banking Industry. *Mathematics*, 8(238), 1–23.
- Luo, Y., Tanna, S., & De Vita, G. (2016). Financial openness, risk and bank efficiency: Cross-country evidence. *Journal of Financial Stability*, 24, 132–148.
- Martinez-Miera, D., & Repullo, R. (2010). Does Competition Reduce the Risk of Bank Failure ? *Review of Financial Studies*, 23, 3638–3664.
- Meeusen, W., & Van den Broeck, J. (1977). Efficiency Estimation from Cobb–Douglas production functions with composed error. *International Economic Review*, 18(2), 435–444.
- Mela, C., Abessolo, Y. A., & Bitu, C.-A. (2020). Effet du Pouvoir de Marché sur la Prise de Risque Bancaire en Zone CEMAC. *Global Journals of Human-Social Science: Economics*, 20(1).
- Mishkin, F. S. (2006). How big a problem is too big to fail? A review of gary stern and ron feldman's too big to fail: The hazards of bank bailouts. *Journal of Economic Literature*, 44, 988–1004.
- Noman, A. H. M., Gee, C. S., & Isa, C. R. (2017). Does competition improve financial stability of the banking sector in ASEAN countries ? An empirical analysis. *An Empirical Analysis PLoS ONE*, 12(5), e0176546.
- Petersen, M. A., & Rajan, R. G. (1995). The effect of credit market competition on lending relationships. *Quarterly Journal of Economics*, 110(2), 407–443.
- Phan, H. T., Anwar, S., Alexander, W. R. J., & Phan, H. T. M. (2019). Competition, efficiency and stability: An empirical study of East Asian commercial banks. *North American Journal of Economics and Finance*, 50(2019).
- Rapport de la Commission bancaire de l'UEMOA. (2017-2018). Bilans et comptes de résultats

- des banques et établissements financiers de l'UMOA. *De 2007 à 2018*.
- Roy, A. D. (1952). Safety First and the Holding of assets. *Econometrica*, 20(3), 431–449.
- Schaeck, K., & Cihák, M. (2010). Competition, efficiency, and soundness in banking: an industrial organization perspective. *European Banking Center Discussion, Papers No.*
- Schaeck, K., & Cihák, M. (2014). Competition, Efficiency, and Stability in Banking. *Financial Management*, 43(1), 215–241.
- Schaeck, K., & Čihák, M. (2008). *How does Competition Affect Efficiency and Soundness in Banking? New Empirical Evidence. Working Paper No. 932, European Central Bank.*
- Schaeck, K., Cihák, M., & Wolfe, S. (2006). No Competition, concentration and bank soundness: New evidence from the micro-Level. *IMF Working Papers, N°143*.
- Schaeck, K., Čihák, M., & Wolfe, S. (2009). Are competitive banking systems more stable? *Journal of Money, Credit & Banking*, 41(4), 711–734.
- Sealey, C. W., & Lindley, J. T. (1977). Inputs, Outputs, and a theory of production and cost at depository financial institutions. *The Journal of Finance*, 32(4), 1251–1266.
- Shijaku, G. (2017). Does bank competition affect bank stability after the global financial crisis? *MPRA Paper N° 79084, Bank of Albania*.
- Soedarmono, W., Machrouh, F., & Tarazi, A. (2013). Bank competition, crisis and risk taking: Evidence from emerging markets in Asia. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 23(1), 196–221.
- Solhi, S., & Mehdi, A. (2012). Prévention du risque de défaillance des banques de la région MENA: Analyse par équations simultannées en données de panel. *Working Paper N°693, Economic Research Forum*.
- Tabak, B. M., Fazio, D. M., & Cajueiro, D. O. (2012). The relationship between banking market competition and risk-taking: Do size and capitalization matter? In *Working Paper Series Brasília n°261*.
- Turk Ariss, R. (2010). On the implications of market power in banking: Evidence from developing countries. *Journal of Banking and Finance*, 34(4), 765–775.
- Uhde, A., & Heimeshoff, U. (2009). Consolidation in banking and financial stability in Europe : Empirical evidence. *Journal of Banking and Finance*, 33(7), 1299–1311.
- Villeroy de Galhau, F. (2021). La stabilité financière à la charnière des politiques monétaire et macroprudentielle. *Revue de La Stabilité Financière, Mars*, 7–16.
- Williams, J. (2004). Determining management behaviour in European banking. *Journal of Banking & Finance*, 28, 2427–2460.

- Yebe, G. Z. (2017). Structure du marché bancaire et stabilité financière : le Cas de la Communauté Economique et Monétaire des Etats de l'Afrique Centrale. *Global Journals of Human-Social Science: Economics*, 17(3).
- Zhang, J., Jiang, C., Qu, B., & Wang, P. (2013). Market concentration , risk taking , and bank performance : Evidence from emerging economies. *International Review of Financial Analysis*, 30(2013), 149–157.