

## UNIVERSITE THOMAS SANKARA

Centre d'Etudes, de Documentation  
et de Recherche Economiques et Sociales (CEDRES)

# REVUE ECONOMIQUE ET SOCIALE AFRICAINE

## SÉRIES ÉCONOMIE

Interdépendance entre politique monétaire et politique budgétaire  
au sein de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA)

Thierno THIOUNE

Sources de crédit, investissements productifs et revenus  
agricoles des ménages ruraux au Burkina Faso

Salimata TRAORE

Impacts de la microfinance verte sur le niveau de conservation  
des forêts et réduction de la pauvreté rurale : une évidence au Bénin

Honorat SATOQUINA

Les déterminants non monétaires des taux d'intérêt débiteurs  
dans l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine

Jean SANON & Noël THIOMBIANO

Croissance économique et chômage :  
évidence empirique de la loi d'Okun dans les pays de l'UEMOA

Ayira KOREM

Influence du pouvoir de marché sur l'efficience des banques dans l'UEMOA  
Influence of market power on the efficiency of banks in WAEMU

C. Toussaint CLABESSI & Magloire LANHA

La REVUE CEDRES-ETUDES « séries économiques » publie, semestriellement, en français et en anglais après évaluation, les résultats de différents travaux de recherche sous forme d'articles en économie appliquée proposés par des auteurs appartenant ou non au CEDRES.

Avant toute soumission d'articles à la REVUE CEDRES-ETUDES, les auteurs sont invités à prendre connaissance des « recommandations aux auteurs » (téléchargeable sur [www.cedres.bf](http://www.cedres.bf)).

Les articles de cette revue sont publiés sous la responsabilité de la direction du CEDRES. Toutefois, les opinions qui y sont exprimées sont celles des auteurs.

En règle générale, le choix définitif des articles publiables dans la REVUE CEDRES-ETUDES est approuvé par le CEDRES après des commentaires favorables d'au moins deux (sur trois en générale) instructeurs et approbation du Comité Scientifique.

La plupart des numéros précédents (71 numéros) sont disponibles en version électronique sur le site web du CEDRES [www.cedres.bf](http://www.cedres.bf)

La REVUE CEDRES-ETUDES est disponible au siège du CEDRES à l'Université Thomas SANKARA et dans toutes les grandes librairies du Burkina Faso et aussi à travers le site web : [www.cedres.bf](http://www.cedres.bf)

## **DIRECTEUR DE PUBLICATION**

Pr Pam ZAHONOGO, Université Thomas SANKARA (UTS)

## **COMITE EDITORIAL**

Pr Pam ZAHONOGO, UTS Editeur en Chef

Pr Noel THIOMBIANO, UTS

Pr Denis ACCLASATO, Université d'Abomey Calavi

Pr Akoété AGBODJI, Université de Lomé

Pr Chérif Sidy KANE, Université Cheikh Anta Diop

Pr Eugénie MAIGA, Université Norbert ZONGO Burkina Faso

Pr Mathias Marie Adrien NDINGA, Université Marien N'Gouabi

Pr Omer COMBARY, UTS

Pr Abdoulaye SECK, Université Cheikh Anta DIOP

Pr Charlemagne IGUE, Université d'Abomey Calavi

## **SECRETARIAT D'EDITION**

Dr Samuel Tambi KABORE, UTS

Dr Théodore Jean Oscar KABORE, UTS

Dr Jean Pierre SAWADOGO, UTS

Dr Kassoum ZERBO, UTS

## **COMITE SCIENTIFIQUE DE LA REVUE**

Pr Abdoulaye DIAGNE, UCAD (Sénégal)

Pr Adama DIAW, Université Gaston Berger de Saint Louis

Pr Gilbert Marie Aké N'GBO, Université Félix Houphouët Boigny (Côte d'Ivoire)

Pr Albert ONDO OSSA, Université Omar Bongo (Gabon)

Pr Mama OUATTARA, Université Félix Houphouët Boigny (Côte d'Ivoire)

Pr Youmanli OUOBA, UTS

Pr Kimséyinga SAVADOGO, UTS

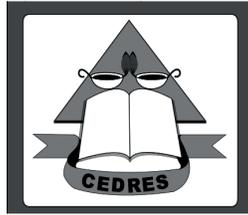
Pr Nasser Ary TANIMOUNE, Université d'Ottawa (Canada)

Pr Noel THIOMBIANO, UTS

Pr Gervasio SEMEDO, Université de Tours

Pr Pam ZAHONOGO, UTS

Centre d'Etudes, de Documentation et de Recherche Economiques et Sociales (CEDRES)



[www.cedres.bf](http://www.cedres.bf)

# **REVUE CEDRES-ETUDES**

Revue Economique et Sociale Africaine

**REVUE CEDRES-ETUDES N°72**

**Séries économie**

**2<sup>ie</sup> Semestre 2021**

# SOMMAIRE

<b>Interdépendance entre politique monétaire et politique budgétaire au sein de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA).....</b>	<b>07</b>
Thierno THIOUNE	
<b>Sources de crédit, investissements productifs et revenus agricoles des ménages ruraux au Burkina Faso.....</b>	<b>41</b>
Salimata TRAORE	
<b>Impacts de la microfinance verte sur le niveau de conservation des forêts et réduction de la pauvreté rurale : une évidence au Bénin .....</b>	<b>69</b>
Honorat SATOGUINA	
<b>Les déterminants non monétaires des taux d'intérêt débiteurs dans l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine.....</b>	<b>97</b>
Jean SANON & Noël THIOMBIANO	
<b>Croissance économique et chômage : évidence empirique de la loi d'Okun dans les pays de l'UEMOA .....</b>	<b>126</b>
Ayira KOREM	
<b>Influence du pouvoir de marché sur l'efficacité des banques dans l'UEMOA.....</b>	<b>163</b>
<b>Influence of market power on the efficiency of banks in WAEMU</b>	
C. Toussaint CLABESSI & Magloire LANHA	

**Influence du pouvoir de marché sur l'efficacité  
des banques dans l'UEMOA**

**Influence of market power on the efficiency of banks in WAEMU**

**C. Toussaint CLABESSI**

Laboratoire de Microéconomie de Développement (LAMIDEV),  
Université d'Abomey-Calavi, Bénin, Email : clatous2@yahoo.fr

**Magloire LANHA**

Laboratoire de Microéconomie de Développement (LAMIDEV),  
Université d'Abomey-Calavi, Bénin, Email : Magloire.Lanha@uac.bj

## Résumé

L'objectif de cet article est d'analyser l'influence du pouvoir de marché sur l'efficacité des banques dans les pays de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA). En utilisant les données sur la période de 2008-2018, une méthodologie en deux étapes a été adoptée. Dans une première étape, les scores d'efficacité-coût sont estimés grâce à l'approche des frontières stochastiques, et l'indicateur du pouvoir de marché est mesuré par l'indice de Lerner. En deuxième étape, à l'aide du modèle Tobit, l'indice de Lerner est régressé sur les scores d'efficacité-coût en introduisant certaines variables spécifiques aux banques en plus des variables environnementales. Les résultats révèlent une influence positive du pouvoir de marché sur l'efficacité-coût confirmant ainsi l'hypothèse des spécificités bancaires dans l'UEMOA.

**Mots clés :** Banques, efficacité coût, pouvoir de marché, concurrence.

**Code JEL :** G21, D43, L13, F63

## **Abstract**

*The objective of this article is to analyze the influence of market power on the efficiency of banks in the countries of the West African Economic Monetary Union (WAEMU). Using data over the period of 2008-2018, a two-step methodology was adopted. In a first step, the cost efficiency scores are estimated using the stochastic frontier approach, and the market power indicators is measured by the Lerner index. In the second step, using the Tobit model, the Lerner index is regressed on cost efficiency scores by introducing certain bank-specific variables in addition to environmental variables. The results reveal a positive influence of market power on cost efficiency, thus confirming the hypothesis of banking specificities in the West African Economic Monetary Union.*

**Key words:** *Banks, cost efficiency, market power, competition.*

**JEL Classification :** *G21, D43, L13, F63*

## Introduction

La question du lien entre l'efficacité et le pouvoir de marché est au cœur des études sur l'industrie bancaire dans une perspective de réglementation. L'intérêt de ces recherches découle du fait que le pouvoir de marché peut conduire à une inefficacité bancaire. En effet, le pouvoir de marché accroît l'inefficacité par une hausse des prix des services bancaires, entraînant par la suite une diminution de l'apport des banques à l'économie sous forme de prêts (Mela et al. , 2020). La promotion de l'efficacité demeure un défi à relever dans certains pays en voie de développement, notamment ceux de l'espace UEMOA.

Dans la littérature bancaire, le lien entre pouvoir de marché et efficacité est souvent appréhendé sous trois hypothèses. La première connue sous le nom d'hypothèse de vie tranquille [*Quiet Life Hypothesis (QLH)*], proposée par Hicks (1935) stipule que le pouvoir de marché nuit à l'efficacité des banques puisque le pouvoir de marché permet aux banques de jouir d'une « vie tranquille ». Selon la *QLH*, les dirigeants, vivent dans un environnement détendu et, déploient ainsi donc moins d'efforts pour maximiser leur efficacité. Sur la base de l'étude de Hicks (1935), Berger & Hannan (1998) suggèrent que les dirigeants des banques peuvent exercer un pouvoir de marché afin de réaliser des profits sans faire des efforts dans la maîtrise des coûts. Par conséquent, un pouvoir monopolistique accru, conduit à une inefficacité tandis que la concurrence conduit à une efficacité accrue.

Mais les partisans de l'hypothèse de structure efficacité [*HSE*], par exemple Demsetz (1973) et Smirlock (1985) ont montré que la concentration du marché n'est pas un événement aléatoire, mais le résultat

de l'efficacité accrue des banques ayant gagné une part importante de marché. Cette part importante de marché de ces banques s'explique par l'innovation et/ou la livraison des produits plus rentables. Par contre, l'hypothèse des spécificités bancaires [*Information Generating Hypothesis (IGH)*] développée par Marquez (2002), propose une relation positive entre pouvoir de marché et efficacité des banques. L'*IGH* suggère qu'en cas de concurrence intense, les dirigeants des banques sont susceptibles d'être plus intéressés par les quantités que par les qualités afin d'obtenir une plus grande part de marché par rapport à leurs concurrents, en haussant leur portefeuille d'actifs même si ce portefeuille compromet la qualité des actifs.

Selon les partisans de l'*IGH*, les banques sont des intermédiaires spéciaux car elles ont accès aux informations sur les emprunteurs. Ainsi elles sont capables de réduire les risques d'antisélection des emprunteurs à un niveau minimum (Koetter, Kolari, & Spierdijk, 2008). Dans un environnement où beaucoup de banques opèrent avec un ensemble de produits et services financiers similaires, la concurrence occasionne une différence de prix au niveau des banques, ce qui permet aux clients de passer d'une banque à une autre. Pour cela, les banques ne sont pas incitées à demander plus d'informations aux clients avant d'octroyer des prêts.

Conscient des effets potentiellement néfastes du pouvoir de marché sur l'efficacité et par ricochet sur la croissance économique, les autorités monétaires de l'UEMOA ont entamé des réformes visant à réduire le pouvoir de marché dans l'industrie bancaire afin de renforcer la concurrence (Dannon et al. , 2019). La libéralisation des industries bancaires dans les années 1980-1990, dans l'optique de la libéralisation

financière au sens de McKinnon (1973) et Shaw (1973), figurent parmi les réformes (Tanimoune, 2003).

La théorie de la répression financière stipule que les banques doivent tarifier librement leurs services dans la perspective de dégager des marges suffisantes, nécessaires aux financements des emplois. L'objectif de cette déréglementation était d'encourager la concurrence entre les banques afin de promouvoir l'efficacité et la qualité des services. L'un des arguments avancés pour expliquer la faible efficacité accompagnée d'une forte rentabilité est l'absence de la concurrence. En effet, malgré, l'arrivée de nouveaux acteurs et le développement de groupes de dimension régionale et internationale, le secteur bancaire de l'UEMOA reste toujours concentré (N'diaye, 2018). Par exemple, les cinq plus grands groupes bancaires concentrent à eux seuls, 49,7% du total des bilans en 2018 contre 50,7% en 2007 (*Commission bancaire de l'UEMOA, 2007 et 2018*). Dans la littérature relative au lien entre pouvoir de marché et efficacité, les études aboutissent souvent à des résultats controversés. Ces contradictions théoriques s'observent également dans les travaux empiriques.

Dans l'espace UEMOA les recherches de Florian (2012) , N'diaye (2018) et Eggoh et al. (2021) portent notamment sur l'appréciation du rôle joué par la concurrence sur l'efficacité. En se basant sur la méthodologie en deux étapes développée par Koetter et al. (2012), Florian (2012) utilise un échantillon composé de l'ensemble des banques des pays de l'UEMOA (à l'exception des banques bissau-guinéennes) sur la période 2002-2007. Après avoir estimé les scores d'efficacité-coût et d'efficacité-profit, le principal résultat est l'effet négatif et robuste de la concurrence sur l'efficacité-coût alors que son effet sur l'efficacité-profit est nul. La dimension temporelle relativement réduite des données ne permet pas la

prise en compte de la dynamique du pouvoir de marché dans l'UEMOA. N'diaye (2018), analyse la relation entre le pouvoir de marché et l'efficacité-coût sur un échantillon de 49 banques dans sept (07) pays de l'UEMOA sur la période 2003-2014 en se servant de cette même méthodologie. Il montre que le pouvoir de marché réduit l'efficacité-coût des banques de l'UEMOA à travers une hausse des coûts opératoires. Quant à Eggoh et al. (2021), ils étudient la relation entre le pouvoir de marché et l'efficacité-coût sur un échantillon de 63 banques de l'UEMOA provenant de sept pays sur la période 2004-2016. Ils concluent en faveur de l'hypothèse de la vie tranquille (QLH). Ainsi, ces études sur des banques de l'UEMOA, malgré l'emploi de la même méthodologie, aboutissent à des résultats contradictoires.

Cette étude propose une nouvelle investigation basée sur les données de panel de soixante-seize (76) banques de l'UEMOA sur la période 2008-2018. L'objectif est d'analyser l'influence du pouvoir de marché sur l'efficacité des banques de l'UEMOA et d'examiner si les plus grandes banques sont les plus efficaces.

Le reste de cet article est organisé comme suit : la première section expose en revue la littérature sur le lien entre pouvoir de marché et efficacité. La deuxième section traite de la méthodologie et données. La troisième section présente une discussion approfondie des résultats. La dernière section conclut.

## 1. Aperçu de la littérature sur le lien entre pouvoir de marché et efficience

Dans la littérature théorique, le lien entre pouvoir de marché et efficience se focalise sur deux approches contradictoires à savoir : le paradigme Structure-Comportement-Performance (*SCP*) et l'hypothèse de la structure efficience (*HSE*).

En effet, le modèle *SCP*, développé par Mason (1939) et Bain (1956), stipule que la concentration du secteur bancaire conduit à des comportements de concurrence limitée, et ainsi améliore la profitabilité des banques. Le modèle *SCP* prédit des comportements des firmes, déterminés par la structure de l'industrie dont les facteurs clés sont le nombre, la taille et la concentration des offreurs (Dietsch, 1992). Ainsi les quantités et les prix des produits bancaires sont déterminés par le degré de concurrence et de concentration du secteur.

La concentration exprime une situation de non-concurrence (ou de concurrence limitée) traduisant les mêmes comportements et résultats attendus des marchés de monopole ou d'oligopole. En situation de concurrence limitée (forte concentration), certaines banques sont en mesure d'extraire des rentes de monopole tout en gardant des niveaux de production et de tarification socialement sous-optimaux mais compatibles avec des niveaux maxima de profitabilité (N'diaye, 2018). La vérification empirique de cette approche, permet de mettre en évidence une relation positive entre concurrence et efficience. L'hypothèse qualifiée de « *Quiet Life* » (*QLH*) proposé par Hicks (1935) est en réalité un cas particulier de l'approche *SCP* (Lapteacru & Nys, 2011).

Hicks (1935) montre que le pouvoir de marché permet aux dirigeants de saisir une part des rentes du monopole grâce à des dépenses discrétionnaires ou à une réduction de leurs efforts. Néanmoins, l'existence d'une rente de monopole n'explique pas son appropriation par les dirigeants. Les propriétaires d'entreprises monopolistiques peuvent exercer le même contrôle de l'effort dans la gestion que ceux des entreprises compétitives, et par suite, ils pourraient empêcher cette appropriation. Leibenstein (1966) renforce l'argument de Hicks (1935) en expliquant pourquoi les inefficiences au sein des entreprises existent et pourquoi elles sont réduites par le degré de la concurrence. Les inefficiences proviennent des imperfections dans l'organisation interne des entreprises, créent ainsi des asymétries d'information entre les propriétaires et les dirigeants. La concurrence réduit ces inefficiences de deux façons. Premièrement, elle incite les dirigeants à faire plus d'efforts pour éviter une faillite nécessitant des coûts personnels. Deuxièmement, un degré de concurrence élevé, permet aux propriétaires d'avoir de meilleures connaissances dans l'évaluation de la performance de l'entreprise et de ses dirigeants par rapport aux entreprises concurrentes. Hart (1983) et Scharfstein (1988) ont proposé une formalisation des idées de Leibenstein (1966),

L'hypothèse de la structure efficiente (*HSE*), proposée par Demsetz (1973) et Peltzman (1977) est une explication alternative selon laquelle, plus une banque est efficiente, plus son profit et sa part de marché s'accroissent. C'est un ensemble d'outils d'analyse théorique où la concurrence n'est plus envisagée comme un mécanisme statique mais comme un processus de sélection dynamique des firmes les plus efficaces. Ainsi, c'est parce qu'une firme est efficace qu'elle améliore sa

performance et accroît ses parts de marché. Cela contredit l'hypothèse dite « *Quiet Life* » à la fois en termes de signe et de direction de causalité. En effet, les entreprises mieux gérées ont les coûts les plus bas et ainsi les plus grandes parts de marché, ce qui conduit donc à un niveau de pouvoir de marché plus élevé. Le pouvoir de marché étant considéré comme une mesure inverse de la concurrence, on s'attend à un lien négatif entre concurrence et efficacité.

La concurrence imparfaite sur les marchés bancaires peut exacerber les asymétries d'information entre banque et emprunteur dans l'activité de crédit (Fungacova et al., 2013). Ces asymétries incitent les banques et les régulateurs à mettre en œuvre des mécanismes pour résoudre les problèmes qui en résultent tels que l'aléa moral. L'une des solutions est la mise en place par la banque d'une relation client de long terme, pour obtenir de meilleures informations sur l'emprunteur et réduire ces asymétries d'information (Mela et al., 2020). Diamond (1984) montre que les banques, contrairement aux investisseurs, disposent d'un avantage comparatif dans le suivi *ex post* des emprunteurs grâce aux économies d'échelle résultant de leur rôle de moniteur délégué. Or, une concurrence accrue peut augmenter les coûts pour la banque qui cherche à maintenir des économies d'échelle face à des relations clients de plus courte durée.

En conséquence, la concurrence augmente les coûts de surveillance en raison de l'existence d'économies d'échelle et d'une réduction de la durée des relations client, diminuant ainsi l'efficacité des banques. L'IGH soutient que la concurrence impacte négativement l'efficacité des banques. Cette hypothèse peut être d'actualité dans les économies en développement comme celles de l'UEMOA. Les systèmes bancaires de

ces économies se distinguent par une opacité informationnelle comme en témoigne le faible accès aux données comptables (Florian, 2012).

En somme, l'opposition au plan théorique nous amène à structurer la littérature empirique selon que les études conduisent à un effet positif ou négatif du pouvoir de marché sur l'efficacité.

En se basant sur un échantillon de près de 5000 banques américaines sur la période 1980-1989, Berger & Hannan (1998) ont utilisé l'Indice d'Herfindahl Hirschman (IHH) et la méthode des moindres carrés ordinaires pour étudier de façon empirique le lien entre concurrence et efficacité. En remarquant qu'une faible concurrence caractérisée par des marchés concentrés, occasionne une inefficacité-coût élevée pour les banques à cause d'un management laxiste, ces auteurs concluent à une liaison négative du pouvoir de marché à l'efficacité-coût des banques, soutenant ainsi l'hypothèse « *Quiet Life* ». Dans la même logique, Delis & Tsionas (2009) analysent la relation entre pouvoir de marché et efficacité en utilisant la technique du maximum de vraisemblance. Cette analyse empirique est effectuée sur les banques de l'Union Européenne et des banques américaines sur la période 2000-2007. Les résultats présentent une relation négative entre pouvoir de marché et l'efficacité vérifiant ainsi donc l'hypothèse « *Quiet Life* ». En prolongeant les idées de Delis & Tsionas (2009), Turk Ariss (2010) aboutit à une relation négative et significative entre le pouvoir de marché et l'efficacité. Eggoh et al. (2021) soulignent que la concurrence dans le secteur bancaire de l'UEMOA, améliore l'efficacité coût, ce qui confirme l'hypothèse « *Quiet Life* ».

En revanche, Koetter et al. (2012) étudient le lien entre le pouvoir de marché et l'efficacité en exploitant les données d'environ 350.000

banques commerciales des Etats-Unis sur la période 1976-2007 correspondant à celle de déréglementation géographique, Ces auteurs proposent l'indice de Lerner ajusté pour mesurer le pouvoir de marché à cause des inefficiences qui tendent à induire une sous-estimation du pouvoir de marché. Contrairement aux études précédentes, les auteurs estiment simultanément les mesures de concurrence et d'efficacité. Les résultats montrent que le pouvoir de marché affecte significativement de façon positive l'efficacité-coût des banques et de façon négative leur efficacité-profit. Abondant dans la même logique, Florian (2012) étudie l'effet de la concurrence sur l'efficacité bancaire en Afrique en l'occurrence sur sept (07) pays de l'UEMOA. En utilisant la méthodologie en deux étapes proposée par Koetter et al. (2012), les résultats soulignent un effet négatif de la concurrence sur l'efficacité coût bien que son effet sur l'efficacité profit soit nul. Ainsi, il serait intéressant d'utiliser une méthodologie en une seule étape et d'autres indicateurs de mesure du pouvoir de marché afin de voir si la relation demeure la même dans ce contexte.

Enfin, Mela et al. (2020) évaluent l'influence de la concurrence sur l'efficacité bancaire dans les pays en développement, en l'occurrence quelques pays de la CEMAC au cours de la période 2000-2013. Ces auteurs ont adopté une démarche méthodologique en deux étapes, en calculant dans un premier temps, les niveaux d'efficacité bancaire grâce à la méthode non paramétrique *Data Envelopment Analysis* (DEA) orientée input avec rendements d'échelles variables et dans un second temps, ils évaluent l'effet de la concurrence mesurée par le ratio de concentration CR3 sur les niveaux d'efficacité à l'aide d'un modèle Tobit. Les résultats révèlent un effet négatif de la concurrence sur l'efficacité bancaire.

## 2. Aspects méthodologiques du pouvoir de marché et efficacité dans le secteur bancaire

Nous adoptons la méthodologie en deux étapes pour analyser l'influence du pouvoir de marché sur l'efficacité des banques. D'abord, nous estimons les scores d'efficacité bancaire en utilisant l'approche paramétrique. Ensuite, nous estimons le pouvoir de marché mesuré par l'indice de Lerner. L'IHH, en tant qu'indicateur du pouvoir de marché servira de test de robustesse.

### 2.1. Mesure de l'efficacité bancaire

L'efficacité prise en compte dans le cadre de cette étude est l'efficacité-coût. L'efficacité-coût évalue comment les frais d'une banque se rapprochent de celles de la meilleure pratique ou les banques de moindre coût (Diop & Ka, 2020). Pour estimer l'efficacité-coût, on peut recourir à l'approche paramétrique ou à l'approche non paramétrique. Ce qui les différencie, c'est la façon dont la frontière est construite. L'approche non paramétrique utilise la programmation linéaire alors que 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 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, Lovell, & Schmidt (1977), Meeusen & Van den Broeck (1977) et

améliorées par la suite par Jondrow et al. (1982). Cette approche permet de consolider et de relativiser la conformité des résultats issus de l'approche non paramétrique (Fouopi & Song, 2016). La méthode SFA est la plus utilisée, car c'est la méthode la plus fiable pour estimer les fonctions de coût (Burkart et al. , 1999).

Dans le cadre de cette étude, l'approche paramétrique a été appliquée 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'efficacité au-delà du cadre statique en considérant l'évolution de l'environnement tout en évitant les erreurs susceptibles d'être causées par le 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).

La présente recherche adopte l'approche d'intermédiation avec trois inputs : les dépôts bancaires, le travail et le capital physique. Les banques comme des intermédiaires financiers, collectent les dépôts et les transforment en prêts et autres actifs productifs (Sealey & Lindley, 1977). L'output est représenté par l'actif total. Ce choix se justifie d'autant plus que la principale activité des banques Ouest-africaines demeure l'intermédiation. Les crédits et les dépôts représentent près de 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. En s'inspirant des travaux de Liu et al. (2020), la spécification de la fonction translogarithmique du coût total se présente comme suit :

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

**Tableau 1 : Définitions des variables pour estimer l'efficacité bancaire**

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

**Source :** Réalisé par les auteurs, 2020

L'approche de frontière stochastique suggérée par Aigner et al. (1977) et Meeusen & Van den Broeck (1977) suppose que le terme d'erreur ( $\varepsilon$ ) 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'efficacité variant dans le temps. Dans ce modèle, les composantes des termes d'erreur sont distribuées indépendamment ;  $v_{it}$  est supposé être indépendant et distribué de façon identique avec la moyenne 0 et la variance  $\sigma_v^2$  en tant que distribution normale,  $\mathcal{N}(0; \sigma_v^2)$  ;  $u_i$  est supposé indépendant et distribué de façon identique avec la moyenne  $\mu$  et la variance  $\sigma_u^2$  en tant que distribution normale tronquée à 0,  $\mathcal{N}(\mu; \sigma_u^2)$ . Le terme d'erreur ( $\varepsilon$ ) 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 dans Battese & Coelli (1992) :  $u_{it} = u_i(\exp[-\vartheta(t - Ti)])$  où  $t = 1, \dots, Ti$ ;  $Ti$  est la dernière période pour la banque  $i$ , et  $\vartheta$  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 frontière est estimée par la méthode du maximum de vraisemblance pour déterminer les scores d'inefficience. Les conditions d'homogénéité que doit respecter cette fonction de coût sont :  $\sum_{k=1}^3 \lambda_k = 1$  ;  $\sum_{k=1}^3 \gamma_k = 0$  et  $\sum_{k=1}^3 \varphi_k = 0$ . La condition de symétrie imposée 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. La fonction de coût translog se

réécrit comme suit :

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

Selon Berger & Mester (1997), l'efficacité de coût mesure à quel point les coûts d'une banque sont proches des coûts 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 spécifique à la banque  $i$  est mesurée comme suit :

$$\text{efficacité} = \frac{\hat{c}_{\min}}{\hat{c}_i} = \frac{\exp[\hat{f}(Q_i, w_i, \text{Trend})] \times \exp(\ln \hat{u}_{\min})}{\exp[\hat{f}(Q_i, w_i, \text{Trend})] \times \exp(\ln \hat{u}_i)} = \frac{\hat{u}_{\min}}{\hat{u}_i} \quad (3)$$

L'efficacité-coût est comprise entre 0 et 1 et est égale à 1 pour la banque la plus efficiente (la banque de meilleures pratiques) de l'échantillon. L'efficacité coût 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.

## 2.2. Mesure du pouvoir de marché

Deux approches permettent d'estimer le pouvoir de marché à savoir l'approche structurelle et l'approche non structurelle. Pour prendre en compte le débat relatif aux indicateurs de mesure du pouvoir de marché, deux indicateurs sont utilisés : une mesure structurelle approximée par l'indice de Lerner proposé par Koetter et al. (2012) et une mesure non structurelle approximée par l'IHH. A cet effet, l'indice de Lerner est utilisé comme indicateur du pouvoir de marché.

### ➤ *Indice de Lerner*

L'indice de Lerner présente divers avantages par rapport à d'autres indicateurs comme l'indicateur H-statistique de Panzar & Rosse (1987). En effet, l'indice de Lerner permet de mesurer la variation du pouvoir de marché au niveau des banques (Minh et al. , 2020). Il est une mesure couramment utilisée afin d'approcher la concurrence. Il exprime la capacité dont dispose les banques à conduire leur prix au-delà de leur coût marginal.

$$\text{Lerner}_{it} = \frac{p_{it} - Cm_{it}}{p_{it}} = -\frac{1}{e} \quad (4)$$

où  $p_{it}$  est le prix de l'output représenté par 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 ratio prend des valeurs comprises entre 0 et 1. L'indice vaut 0 en concurrence pure et parfaite (élasticité de la demande très grande ou infinie), le prix étant égal au coût marginal. Au contraire, dans les marchés concentrés, le pouvoir de marché accru des banques entraîne une augmentation de l'indice de Lerner vers 1, du fait de la capacité à conduire le prix au-dessus du coût marginal.

L'inconvénient majeur de l'indice est qu'il oblige à une estimation du prix et du coût marginal de la banque considérée, exercice pouvant être difficile mais l'approche conventionnelle règle ce problème. Elle consiste à approcher le prix de l'actif total par le ratio des revenus totaux (revenus d'intérêts et revenus hors intérêts) sur le total des actifs et d'estimer le coût marginal à partir d'une fonction de coût de type translog (Leroy, 2013).

Les coûts marginaux sont ensuite directement obtenus à partir des paramètres estimés de la fonction translog de coût de l'équation (1), en calculant la dérivée par rapport à  $Q$ , le total des actifs. Le coût marginal est obtenu comme suit :

$$\begin{aligned} Cm_{it} &= \frac{\partial CT_{it}}{\partial Q_{it}} = \frac{CT_{it}}{Q_{it}} \frac{\partial \ln CT_{it}}{\partial \ln Q_{it}} \\ &= \frac{CT_{it}}{Q_{it}} \left[ \alpha_1 + \alpha_2 \ln Q_{it} + \sum_{k=1}^3 \gamma_k (\ln W_{it}^k) + \gamma_6 \text{Trend} \right] \end{aligned} \quad (5)$$

La distance entre le prix et le coût marginal pourrait en effet être altérée car les banques ayant du pouvoir de marché adopteraient une *quiet life* (Hicks, 1935 ; Maudos & De Guevara, 2007), ou le contraire, car l'efficacité conduirait à structurer le marché, autour des banques les plus efficaces (Demsetz, 1973 ; Peltzman, 1977). Koetter et al. (2012) relèvent toutefois que les inefficiences de passif sont relativement limitées. Ainsi, leurs travaux proposent d'améliorer l'indice de Lerner en estimant à l'image du coût marginal, le prix corrigé des inefficiences d'actif. Ne pouvant estimer ce prix, les auteurs le font de manière indirecte, en rappelant que le prix moyen, n'est autre que la somme des coûts et des profits moyens.

$$\widehat{P}_{it} = \frac{\widehat{CT}_{it}}{Q_{it}} + \frac{\widehat{b}_{it}}{Q_{it}} \quad (6)$$

Le premier terme  $\frac{\widehat{CT}_{it}}{Q_{it}}$ , est obtenu à partir de la fonction de coût translog, le second  $\frac{\widehat{b}_{it}}{Q_{it}}$  peut l'être à partir d'une fonction de profit alternatif translog. La fonction de profit alternatif translog est semblable à celle de coût. Un seul élément diffère dans la spécification initiale : les coûts totaux étant remplacés par les profits dans la spécification de la fonction. A cette distinction près, la méthode d'estimation et les restrictions sont identiques, ce qui permet d'estimer facilement  $b$  selon une frontière stochastique. Ainsi, l'indice de Lerner ajusté des inefficiences d'actif et de passif est sous la forme :

$$\text{Lerner}_{it}^{\text{adj}} = \frac{(\widehat{CT}_{it}/Q_{it} + \widehat{b}_{it}/Q_{it}) - Cm_{it}}{\widehat{CT}_{it}/Q_{it} + \widehat{b}_{it}/Q_{it}} \quad (7)$$

Nous déterminons ce dernier pour les banques de notre échantillon sur la période retenue.

### ➤ *Indice de Herfindahl Hirschman*

L'Indice de Herfindahl-Hirschman permet de prendre en compte l'ensemble des firmes présentes sur le marché. Il est obtenu par la formule suivante :

$$IHH = \sum_{i=1}^n Si^2 \quad (8)$$

Où  $Si$  = la part de marché de la banque  $i$  et  $n$  = le nombre de firmes bancaires présentes sur le marché. L'indicateur IHH est souvent utilisé dans la perspective du modèle SCP. Il pondère davantage les grandes banques et permet d'éviter le problème du choix arbitraire de  $k$ . S'il est

par conséquent plus approprié pour mesurer la concentration de l'industrie, il requiert par contre une information complète sur les parts de marché de l'ensemble des banques du secteur. L'indice est utilisé par plusieurs autorités de régulation dans le cadre des politiques de concurrence. Trois zones sont habituellement distinguées pour juger le niveau de concentration des marchés. Dans l'UEMOA, la Commission bancaire considère les bornes 0,1 et 0,2.

- Pour  $IHH < 0,1$  : secteur peu concentré. Dans ce cas, l'Autorité en charge de la concurrence du secteur pourrait autoriser toute opération de fusion ou apport partiel d'actifs puisqu'elle ne présenterait pas de risque lié à un éventuel abus de pouvoir de marché ;
- Pour  $0,1 < IHH < 0,2$  : zone intermédiaire (secteur moyennement concentré). L'autorité en charge de la concurrence devrait vérifier que l'IHH, après concentration, n'augmente pas plus de 0,025 points, auquel cas la fusion (apport partiel d'actif envisagé) ne serait pas admise ;

Pour  $IHH > 0,2$  : le secteur est concentré et correspond à une zone de risques importants. L'autorité en charge de la concurrence devrait vérifier que l'IHH, après concentration, n'augmente pas plus de 0,015 points, auquel cas la fusion (apport partiel d'actif envisagé) ne serait pas admise.

### **3. Evidences empiriques**

Nous présentons successivement les données et les statistiques descriptives, le modèle et la technique d'estimation, et, la présentation et discussion des résultats.

#### **3.1 Données et statistiques descriptives**

Les données spécifiques aux banques utilisées pour cette étude proviennent des bilans, comptes de résultats et rapports annuels de la commission bancaire de la BCEAO. Pour les variables de contrôle, elles ont été récupérées à partir du site de la BCEAO et du WDI de la Banque mondiale. Ces données sont des séries temporelles couvrant la période de 2008 à 2018. Ce choix est imposé par la disponibilité des données. L'échantillon est un panel cylindré composé de 76 banques de l'UEMOA soit 836 observations.

**Tableau 2 : Statistique descriptive des variables d'intérêt et de contrôle**

Variables	Moyenne	Ecart type	Minimum	Maximum
Efficience (eff)	0,7586	0,0323	0,7379	0,8932
Lerner <sup>ajiv</sup>	0,3854	0,0160	0,3422	0,4999
IHH	0,1287	0,0261	0,0854	0,1952
Capitalisation (Cap)	0,0710	0,1890	-3,1820	0,9110
Actif total (q)	265,4860	263,4150	5,1840	1902,5830
Prêt sur actif total (PrA)	0,5570	0,1410	0,0090	0,9280
Guichet	22,6770	20,2920	1,0000	137,0000
Part du capital étranger (PCE)	0,5730	0,3750	0,0000	1,0000
Part du capital public (PCP)	0,1410	0,2540	0,0000	1,0000
Crédit_PIB	0,2640	0,2530	0,0000	1,3670
PIB	667,7530	485,4790	155,6300	2360,0800
Taux d'investissement (tin <sub>v</sub> )	14,0990	5,5340	3,5590	27,2060
Inflation (Infla)	1,9000	2,5690	-2,2000	11,3000
<b>Nbre d'obs.</b>	<b>836</b>			

Source : Auteurs à partir des données de la BCEAO, 2020

Efficience, IHH et Lerner<sup>ajiv</sup> sont compris entre 0 et 1 ; PCE, PCP, Crédit\_PIB et Cap sont des ratios ; PIB est en millions de francs CFA et q en milliards de francs de CFA ; Infla est en %, Guichet est en nombre d'agence.

Le tableau 2 donne la statistique descriptive des variables efficacité, inefficacité, pouvoir de marché et certaines variables de contrôle. Sur la période d'étude, l'indice de Lerner s'est établi 0,39, ce qui implique un caractère monopolistique de la concurrence bancaire, mettant ainsi en évidence une concentration du secteur bancaire. Les scores d'efficacité sont compris entre 0 et 1. Les banques de l'UEMOA sur la période de 2008-2018, présentent un score d'efficacité-coût moyen de 0,76. Ce score signifie que les banques de l'UEMOA auraient pu épargner en moyenne 24% de leurs ressources en produisant la même quantité d'output.

En ce qui concerne les variables de contrôle, nous avons les variables spécifiques aux banques et les variables environnementales. Les variables spécifiques aux banques sont constituées de la variable taille mesurée par le logarithme de l'actif de la banque qui prend en compte l'émergence des grandes banques (banques panafricaines) ; le ratio des crédits sur le PIB, la part du capital étranger, la part du capital détenue par l'Etat, la capitalisation et l'extension géographique mesurée par le nombre d'agence (Guichet). En plus des variables spécifiques bancaires, les variables environnementales capables d'expliquer les scores d'efficacité, ont été utilisées. L'importance de ces variables est la prise en compte de l'environnement dans lequel la production bancaire s'opère.

Ainsi, le PIB tenant en compte l'influence des fluctuations du cycle économique sur l'efficacité, l'inflation (Infla) qui théoriquement devrait accroître les inefficacités en raison des risques associés à l'incertitude ont été utilisées.

### 3.2 Modèle et technique d'estimation

Après une analyse des indicateurs du pouvoir de marché, la régression de l'influence de ces derniers sur l'efficacité en utilisant aussi un ensemble de variables de contrôle. La variable dépendante efficacité prend des valeurs dans l'intervalle ]0; 1], ce qui ne permet pas d'appliquer la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). Ainsi, les modèles censurés à savoir le modèle Tobit censuré ou le modèle de poisson généralisé et censuré sont plus adaptés (Kobou et al. , 2009 ; Mela et al., 2020).

En ce qui concerne notre étude, la variable dépendante (score d'efficacité coût) est continue dans l'intervalle ]0; 1]. La variable efficacité sera donc censurée à gauche. Si  $Y_{it}$  représente le score d'efficacité d'une banque  $i$  à un temps  $t$ , le modèle peut donc s'écrire :

$$\begin{cases} Y_{it} = X_{it}b + \mu_{it} \\ \text{Avec } \begin{cases} Y_{it} = Y_{it}^* \text{ si } Y_{it}^* > 0 \\ Y_{it} = 0 \text{ si non} \end{cases} \end{cases} \quad (9)$$

$X_{it}$  est un vecteur des variables explicatives comme les indicateurs de pouvoir de marché et d'autres variables de contrôle ;  $b$  le vecteur des paramètres à estimer et  $Y_{it}^*$  une variable prise comme le seuil à partir duquel les variables exogènes affectent l'efficacité d'une banque (Mela et al., 2020). En supposant que les variables sont normalement distribuées, et en se référant à Kobou et al. (2009), l'estimation du modèle Tobit ci-dessus passe par la maximisation du logarithme de la vraisemblance suivant :

$$\text{LogL} = \sum_{i=1}^N \text{Log} \left[ 1 - \Phi \left( X_{it} b / \delta \right) \right] + \sum_{i=1}^N \text{Log} \left( \frac{1}{\sqrt{2\pi}\delta} \right) - \frac{\sum_{i=1}^N (Y_i X_i b)^2}{2\delta^2} \quad (10)$$

où  $N$  représente le nombre d'observations,  $\delta$  l'écart type.

En s'inspirant des travaux de Coccorese & Pellecchia (2010); Eggoh et al. (2021) et Mela et al. (2020), notre modèle explicite à estimer se spécifie comme suit :

$$Eff_{it} = b_0 + b_1 PM_{it} + \sum_{j=2}^{12} b_j Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

avec  $Eff_{it}$ , les scores d'efficience-coût et  $PM_{it}$ , les indicateurs du pouvoir de marché ( $IHH_t, Lerner_{it}^{aju}$ ) ;  $Z$  est un vecteur de variables de contrôle comprenant la taille de la banque mesurée par le total actif en forme logarithme  $lnQ_{it}$  ; la capitalisation PrA mesurée par le ratio capital sur actif total ; l'extension géographique mesurée par le nombre de guichet  $guichet_{it}$  sous sa forme logarithmique ; la part du capital étranger  $PCE_{it}$ , la part du capital publique  $PCP_{it}$  ; le PIB mesuré par le PIB en forme logarithme  $lnPIB_t$  ; le crédit du secteur bancaire par rapport au PIB pour capturer la profondeur financière, le taux d'investissement  $tinu$  et enfin l'inflation  $Infla_t$ .

### 3.3 Présentation et discussion des résultats

Le tableau 3 résume les résultats de la régression des indicateurs du pouvoir de marché et de certaines variables de contrôle sur les scores d'efficience à partir de la méthode *Tobit*. Les résultats montrent que le modèle est globalement significatif ( $Prob > chi2 = 0,0000$ ). Le pouvoir de marché mesuré par l'indice de Lerner affecte positivement l'efficience coût des banques. Ainsi, un pouvoir de marché élevé implique une diminution des coûts d'exploitation bancaire. Ces résultats montrent que les industries bancaires de l'UEMOA avec un pouvoir de marché plus

élevé sont aptes à fixer des prix favorables en réponse à des coûts plus élevés en raison de l'inefficacité du coût.

Une hausse du pouvoir de marché contribue à l'amélioration de l'efficacité des banques de l'UEMOA. Ceci est conforme à l'hypothèse des spécificités bancaires (rejet du QLH) qui stipule que le pouvoir de marché influence positivement l'efficacité. Le pouvoir de marché est ainsi vu donc comme étant une source d'efficacité bancaire. Florian (2012) souligne que cet effet positif sur l'efficacité coût pourrait se traduire par la capacité de produire l'information pour les banques ayant un pouvoir de marché. En effet, un pouvoir de marché plus élevé des banques rend plus facile la mise en place et le maintien de la relation de long terme entre elles et leurs clients. Cette relation de long terme bénéfique aux banques, leur permet de disposer d'une information sur leur clientèle et de réduire les problèmes d'aléa moral.

Les banques de l'UEMOA ayant un pouvoir de marché plus élevé ont également un score d'efficacité plus élevé. Ceci peut s'expliquer à la valeur de l'indice de Lerner qui est strictement supérieur à 0. Nos résultats sont conformes à ceux de Huang et al. (2017) ; Koetter et al. (2012) et Maudos & Fernández De Guevara (2007). A l'inverse, Berger & Hannan (1998) ; Delis & Tsionas (2009) ; Huang et al. (2018) ; Turk Ariss (2010) ; Mela et al. (2020) et Eggoh et al. (2021) ont trouvé une relation négative entre le pouvoir de marché et l'efficacité confirmant ainsi donc l'hypothèse QLH.

**Tableau 3 : Résultat de l'estimation de l'influence du pouvoir de marché sur l'efficience**

	Variable dépendante : Eff	
	Coefficient	Ecart type
Constante	0,7100***	0,0007
Lerner <sup>ajū</sup>	0,0900***	0,0200
LnQ	0,0700***	0,0050
PrA	0,1500***	0,0200
Guichet	0,0400***	0,0040
PCE	-0,0040***	0,0010
PCP	-0,0200**	0,0100
LnPIB	0,0020***	0,0001
Crédit_PIB	0,0020***	0,0002
Tinv	0,0060	0,0080
Infla	0,0010	0,0010
Prob > Chi2	0,0000	
Ratio de vraisemblance	4553,0800	
Wald chi2(12)	2842,0300	
LR test of sigma_u=0	chibar2(01) = 5521,8600 Prob >= chibar2 = 0,0000	
Nbre d'Obs.	836	

Source : Auteurs à partir des données de la BCEAO, 2020

Note \*\*\* $p < 0,01$ , \*\* $p < 0,05$  et \* $p < 0,1$ .

Les variables de contrôle exercent une influence sur l'efficience de coût. Le taux d'investissement et l'inflation ne semblent pas jouer un rôle central dans l'explication de l'efficience de coût. La variable taille de la banque présente un signe positif. Cela stipule qu'un accroissement de la taille de la banque réduit l'inefficience coût, donc source d'économie d'échelle pour les grandes banques. Ainsi, les banques de l'UEMOA peuvent augmenter leur taille (par des fusions et acquisitions) afin d'améliorer leur score d'efficience coût. Ce résultat est conforme aux travaux de Hauner & Peiris (2008) et Mela et al. (2020). Hauner & Peiris (2008) montre que

l'effet positif de la taille sur l'efficacité coût des banques est analysé dans le contexte où les grandes banques bénéficient des rendements d'échelle croissants par la répartition des coûts fixes sur un grand nombre de services. En ce qui concerne le ratio *Prêts* sur total actif (PrA), les résultats montrent un signe positif sur l'efficacité coût. Les banques, qui disposent de plus de prêts dans leurs actifs sont aussi plus efficaces dans la gestion des coûts. Ainsi, les banques ayant une activité de prêts très développée font plus d'effort pour une meilleure connaissance du marché. Le ratio crédit bancaire sur le PIB a un effet positif et significatif sur les scores d'efficacité coût. En effet, l'augmentation du niveau global du crédit stimule l'activité des banques individuelles, accroît leur profit et par conséquent améliore les scores d'efficacité coût. Le taux de croissance économique mesurée par le PIB en logarithme est positivement corrélé avec l'efficacité. Ainsi, une forte croissance économique améliore l'efficacité coût puisqu'elle encourage plus de dépôts et la demande des prêts utilisés dans divers investissements. La part du capital étranger et celle détenue par l'Etat influencent négativement l'efficacité-coût bancaire.

En résumé, le pouvoir de marché contribue à l'amélioration des efficacités des banques de l'UEMOA. De plus, les grandes banques disposant d'un plus fort pouvoir de marché sont les plus efficaces. Cela peut s'expliquer par l'émergence des banques transfrontalières dans l'UEMOA.

### 3.4 Analyse de robustesse des résultats

Pour prendre en compte le débat portant sur le choix des indicateurs de mesure du pouvoir de marché, une mesure structurelle a été utilisée, à savoir l'Indice de Herfindahl Hirschman, pour faire un test de robustesse. Les résultats obtenus dans le Tableau 4, sont convergents vers ceux trouvés précédemment. Le coefficient associé à l'IHH est positif et significatif.

**Tableau 4 : Contrôle de robustesse de l'influence du pouvoir de marché sur l'efficience**

	Variable dépendante : Eff	
	Coefficient	Ecart type
Constante	0,7540***	0,0013
IHH	0,0530***	0,0028
LnQ	0,0900***	0,0100
PrA	-0,0080***	0,0003
Guichet	-0,0300***	0,0080
PCE	-0,0200	0,0140
PCP	-0,0800***	0,0200
LnPIB	0,0024***	0,0002
Crédit_PIB	0,0090***	0,0003
Tinv	0,0060***	0,0013
Infla	-0,0030	0,0200
Prob > Chi2	0,0000	
Ratio de vraisemblance	4179,2000	
Wald chi2(12)	1784	
LR test of sigma_u=0	chibar2(01) = 4888,7200 Prob >= chibar2 = 0,0000	
Nbre d'Obs.	836	

*Source : Auteurs à partir des données de la BCEAO, 2020*

*Note \*\*\*p<0,01, \*\*p<0,05 et \*p<0,1*

## Conclusion

Dans cet article, nous avons analysé empiriquement l'influence du pouvoir de marché sur l'efficacité des banques dans les pays de l'UEMOA sur la période 2008 à 2018. Le premier modèle se compose d'une frontière de coût, d'une frontière de revenu et d'une frontière de bénéfice. En utilisant, l'approche d'intermédiation, ces frontières ont permis d'estimer les scores d'efficacité-coût par la méthode des frontières stochastiques et l'indice de Lerner spécifique pour chaque banque de l'échantillon. Cette approche réside dans la détermination de l'indice de Lerner, utilisant la fonction du coût marginal issue de l'estimation de la frontière des coûts. La méthode de calcul de l'indice de Lerner ajusté de Koetter et al. (2012) est utilisée dans le cadre de cet article. En outre, l'indice de Lerner trouvé garantit la non-négativité et est strictement positif.

En utilisant le modèle Tobit, les résultats soulignent une influence positive du pouvoir de marché sur l'efficacité-coût des banques des pays de l'UEMOA, ce qui implique l'existence d'une dépendance entre les coûts et le prix de l'output. Une banque avec des coûts plus élevés découlant de l'inefficacité opérationnelle peut transmettre une partie du coût aux consommateurs, selon la compétitivité du marché. Une intensification de la concurrence baisse l'efficacité des banques de l'UEMOA. Ainsi, à travers le pouvoir de marché, les banques produisent d'information et à moindre coût. Les résultats rejettent l'hypothèse de « QLH » en faveur de l'hypothèse des spécificités bancaires. Le rejet de QLH peut s'expliquer par le fait que les banques se font une concurrence dans la conquête des parts de marché afin d'attirer de nouveaux clients, augmentant ainsi leurs coûts, réduisant ainsi leur efficacité-coût.

## Références bibliographiques

- Aigner, D., Lovell, C. A. K., & Schmidt, P. (1977). Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*, 6, 21–37.
- Bain, J. S. (1956). Barriers to New Competition. *Cambridge: Harvard Press*.
- 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.
- Berger, A. N., & Hannan, T. H. (1998). The efficiency cost of market in the banking industry: a test of the “Quiet Life” and related hypotheses. *Reviews of Economics and Statistics*, 8, 454–465.
- 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.
- 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.
- Coccorese, P., & Pellicchia, A. (2010). Testing the ‘ Quiet Life ’ Hypothesis in the. *Economic Notes by Banca Monte Dei Paschi Di Siena SpA*, 39(3), 173–202.
- Dannon, H., Bangaké, C., & Eggoh, J. (2019). Structure de marché et performance économique des institutions de microfinance dans l’UEMOA : Cas du Bénin et du Togo. *Mondes En Développement*, n° 185(1), 29–44.

Delis, M. D., & Tsionas, E. (2009). The joint estimation of bank-level market power and efficiency. *Journal of Banking and Finance*, 33, 1842–1850.

Demsetz, H. (1973). Industry Structure, Market Rivalry and Public Policy. *Journal of Law and Economics*, 16(1), 1–9.

Diamond, D. W. (1984). Financial Intermediation and Delegated Monitoring. *The Review of Economic Studies*, 51(3), 393.

Dietsch, M. (1992). Quel modèle de concurrence dans l'industrie bancaire? *Revue Économique*, 43(2), 229–260.

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.

Eggoh, J., Dannon, P. H., & N'diaye, A. (2021). Analysis of the Quiet Life Hypothesis Implications in the WAEMU Banking Sector. *African Development Review*, 1–16.

Florian, L. (2012). Effet de la concurrence sur l'efficacité bancaire en Afrique : Le cas de l'UEMOA. *Etudes et Documents ,N°2,CERDI*.

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.

Fungacova, Z., Pessarossi, P., & Weill, L. (2013). Is bank competition detrimental to efficiency? Evidence from China. *China Economic Review*, 27, 121–134.

Hart, O. D. (1983). The market mechanism as an incentive scheme. *Bell*

*Journal of Economics*, 14, 366–382.

Hauner, D., & Peiris, S. (2008). Banking efficiency and competition in low income countries: The case of Uganda. *Applied Economics*, 40(21), 2703–2720.

Hicks, J. R. (1935). Annual Survey of Economic Theory: The Theory of Monopoly. *Econometrica*, 3(1), 1–20.

Huang, T.-H., Hu, C. N., & Chang, B. G. (2018). Competition, efficiency, and innovation in Taiwan's banking industry — An application of copula methods. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 67, 362–375.

Huang, T.-H., Liu, N.-H., & Kumbhakar, S. C. (2017). Joint estimation of the Lerner index and cost efficiency using copula methods. *Empirical Economics*, 54(2), 799–822.

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.

Kobou, G., Ngoa-Tabi, H., & Mougou, S. (2009). L'efficacité du financement des micro et petites entreprises dans la lutte contre la pauvreté au Cameroun. « *Colloque International, La Vulnérabilité Des TPE et Des PME Dans Un Environnement Mondialisé* », 11es Journées Scientifiques Du Réseau Entrepreneuriat, 27, 28 et 29 Mai 2009, INRPME, Trois-Rivières, Canada.

Koetter, M., Kolari, J., & Spierdijk, L. (2008). Efficient competition? Testing the quiet life of US banks with adjusted Lerner indices. *Proceedings 44th Bank Structure and Competition Conference, Federal Reserve Bank of Chicago*, (January), 234–252.

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.

Lapteacru, I., & Nys, E. (2011). L'impact de la concurrence sur l'efficacité des banques. *Revue Economique*, 62(2), 313–330.

Leibenstein, H. (1966). Allocative efficiency vs. X-efficiency. *American Economic Review*, 56(3), 392–415.

Leroy, A. (2013). *Pouvoir de marché, risque individuel et risque systémique : des relations contradictoires dans l'industrie bancaire européenne*.

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.

Marquez, R. (2002). Competition, Adverse Selection, and Information Dispersion in the Banking Industry. *Review of Financial Studies*, 15(3), 901–926.

Mason, E. S. (1939). Price and Production Policies of Large-Scale Enterprise. *The American Economic Review*, 29, 61–74.

Maudos, J., & Fernández De Guevara, J. (2007). The cost of market power in banking : Social welfare loss vs . cost inefficiency. *Journal of Banking & Finance*, 31, 2103–2125.

McKinnon, R. I. (1973). *Money and Capital in Economic Development*, The Brookings Institution, Washington, DC.

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., Bitu, C.-A., & Abessolo, Y. A. (2020). Influence de la concurrence sur l'efficacité bancaire dans les pays en développement. In *Global Journal of Management and Business Research* (Vol. 20).

Minh, N. S., Hong, V. N. T., Hoang, L. Le, & Thuy, T. N. T. (2020). Does banking market power matter on financial stability? *Management Science Letters*, 10, 343–350.

N'diaye, A. (2018). Pouvoir de marché et efficacité: Cas du secteur bancaire de l'UEMOA. *Revue Internationale Des Économistes de Langue Française*, 8(1), 130–154.

Panzar, J. C., & Rosse, J. N. (1987). Testing For “Monopoly” Equilibrium. *The Journal of Industrial Economics*, 35(4), 443–456.

Peltzman, S. (1977). The gains and losses from industrial concentration. *Journal of Law and Economics*, 20(2), 229–263.

Rapport de la Commission bancaire de l'UEMOA. (2007-2018). Bilans et comptes de résultats des banques et établissements financiers de l'UMOA. *De 2007 à 2018*.

Scharfstein, D. (1988). Product-market competition and managerial slack. *The Rand Journal of Economics*, 19(1), 147–155.

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.

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

Smirlock, M. (1985). Evidence on the (non) relationship between concentration and profitability in banking. *Journal of Monetary Economics*, 9, 375–385.

Tanimoune, N. A. (2003). Les déterminants de la rentabilité des banques dans l'UEMOA: Une analyse sur données de panel. *Notes d'information et Statistiques-N° 539-Août/Septembre 2003-Etude et Recherche*.

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.