

ABDOULAYE NDIAYE

Université Gaston Berger de Saint-Louis, Sénégal

layebaye2@yahoo.fr

POUVOIR DE MARCHÉ ET EFFICIENCE : CAS DU SECTEUR BANCAIRE DE L'UEMOA.

Résumé :

Dans cet article nous analysons la relation entre le pouvoir de marché et l'efficacité de coût sur un échantillon de 49 banques formé à partir de sept pays de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) sur la période 2003-2014. Notre méthodologie empirique repose sur l'analyse des données de panel et sur l'estimateur *2SLS IV*. Nos résultats montrent que le pouvoir de marché réduit l'efficacité de coût des banques des pays de l'UEMOA à travers une hausse des coûts opératoires. Cela conforte le *Quiet Life Hypothesis* qui stipule qu'un marché concentré incite à des comportements sous optimaux nuisibles à la profitabilité bancaire. Ces résultats ont d'importantes implications de politiques de régulation bancaire dans l'UEMOA.

Mots Clé : Efficacité bancaire ; pouvoir de marché ; concentration ; concurrence

Classification JEL : G14 ; G 21 ; D4 ; L16.

Abstract : In this article, we investigate the relationship between market power and cost efficiency using a sample of 49 banks drawing from seven West African Economic and Monetary Union (WAEMU) countries for the period 2003-2014. We used a panel data analysis and *2SLS IV* estimation for our empirical investigation. We find that market power reduces the cost banking efficiency in WAEMU's countries through an increase of banking operating costs. This is consistent with the *Quiet Life Hypothesis*, which established that concentrated markets incites to an under optimal behaviors harmful to the banking profitability. The results have important regulation banking policy implications for WAEMU.

Keywords : Banking efficiency ; market power ; concentration, ; competition.

JEL classification : G14 ; G21 ; D4 ; L16

1. Introduction

Les politiques de libéralisation financières des années 1980-1990 ont engendré de profondes mutations dans le paysage des systèmes financiers des pays d'Afrique Sub-saharienne (ASS). Au sein de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA), ces changements ont pris des formes diverses : notamment i) l'assainissement progressif du secteur financier, ii) le rétablissement de la liquidité et de la rentabilité des banques et iii) la détention d'important stock de réserves excédentaires auprès de la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO). Ces changements ont également touché la structure du secteur bancaire de l'UEMOA. Nonobstant, l'arrivée de nouveaux acteurs et le développement de groupes de dimension internationale et régionale, le secteur bancaire reste toujours concentré. En effet, en 2014, les cinq plus grands groupes bancaires ont concentré à eux-seuls 53,7% du total des bilans contre 50,7% en 2007 (*rapports CB-UMOA, 2007 et 2014*). Une analyse portant sur l'indice de concentration IHH révèle également cette forte concentration ($IHH > 2000$ sur la période 2003-2014, Tableau 2 annexe). Aussi, l'analyse par pays montre que les places bancaires du Benin, du Burkina Faso, du Niger, du Sénégal et du Togo sont fortement concentrées ($IHH > 2000$) alors que celles de la Côte d'Ivoire et du Mali sont modérément concentrées ($1000 < IHH < 2000$). Cette situation est analysée comme étant une conséquence non seulement de la crise, mais surtout une réponse à l'évolution réglementaire mise en place dans l'UEMOA pour sécuriser le système bancaire dans le cadre du processus de restructuration (Avom et Eyeffa-Ekomo, 2007). En effet, avec la norme minimale de capital social pour l'exercice d'une activité bancaire, fixée à 10 milliards de FCFA, il existe une barrière artificielle à l'entrée dans le système bancaire de l'UEMOA.

Une attention particulière mérite d'être portée sur ces mutations surtout que l'économie industrielle a déjà penché sur les enjeux essentiels et complexes liés aux structures des marchés. En particulier, le pouvoir de marché peut agir sur les comportements bancaires et affecter leur efficacité. La politique économique contemporaine place les structures de marchés bancaires notamment le pouvoir de marché au cœur de la politique de régulation bancaire. L'économie industrielle bancaire exacerbe les divergences relatives à la relation entre le pouvoir de marché et l'efficacité.

Ces divergences relèvent de deux confrontations théoriques : la théorie *Structure-Comportement-Performance* (SCP) et la théorie du *Quiet Life Hypothesis* (QLH). La première stipule que la concentration du secteur bancaire conduit à des comportements de concurrence limitée et améliore par conséquent la profitabilité des banques, tandis que la seconde postule qu'un secteur bancaire faiblement concurrentiel incite à des comportements sous optimaux nuisibles à la profitabilité bancaire. La littérature empirique étudiant la relation entre le pouvoir de marché et l'efficacité bancaire aboutissement à des résultats controversés. Par exemple, le QLH est confirmée par Boyd et De Nicolo (2005), Delis et Tsionas (2009) et de Turk Ariss (2010), tandis que Maudos et de Guevara (2007), Williams (2012), Koetter et al. (2012) le rejettent.

A l'heure actuelle la littérature empirique dédiée aux industries bancaire de l'UEMOA apporte des résultats intéressants sur l'efficacité du secteur (Ary Tanimoune, 2003 et 2010 ; Kablan, 2007 et 2009a, b ; Ouédraogo, 2012 ; etc.). Toutefois, les changements en cours dans le secteur bancaire comportent plusieurs problématiques de recherche non encore suffisamment étudiées. En particulier, les investigations empiriques n'ont pas testé de façon directe et satisfaisante le *Quiet life hypothesis*. Cet article offre cet intérêt en évaluant l'incidence directe du pouvoir de marché sur l'efficacité bancaire.

Les rares études spécifiques au pays en développement avancent souvent le rôle de l'environnement oligopolistique dans l'explication de la faible performance des secteurs bancaires africains et particulièrement ceux de l'UEMOA (Nubukpo ; 2002 et 2007b et Joseph ; 2002). Cependant, peu de tests empiriques soutiennent ces hypothèses pour les économies de l'UEMOA. Ouédraogo (2012) vérifie l'hypothèse SCP dans le contexte de l'UEMOA en montrant que la concentration bancaire augmente la rentabilité financière (ROE) ainsi que le rendement économique (ROA) bancaire. Cet article est le premier, à notre connaissance, ayant testé empiriquement le *Quiet life hypothesis* dans un contexte africain et particulièrement dans une Union monétaire. Il analyse l'incidence directe du pouvoir de marché sur l'efficacité des banques suivant une approche qui va au-delà des rentabilités financière et économique en considérant plutôt l'efficacité de coût des banques. En plus, la période d'étude est plus récente et inclut les événements des grandes réformes bancaires des années 2000. Nous avons utilisé alternativement deux indicateurs de structure de marché : l'indice de concentration d'Herfindahl-Hirschmann (IHH) et l'indice de

Lerner (1934), ce qui est une autre contribution de ce travail. A l'instar de Grigorian et Manole (2002), Fries et Taci (2005) et Lapteacru et Nys (2011), nous déterminons le niveau d'efficacité de coût en recourant à la méthode des frontières stochastiques. L'analyse est basée sur un panel de 49 banques formées sur sept (7) pays de l'UEMOA sur la période 2003-2014. Parallèlement, nous évaluons la liaison entre le pouvoir de marché et l'efficacité en utilisant successivement la régression en panel à effets fixes et aléatoires et l'estimateur 2SLS IV.

L'article apporte des résultats robustes. Le pouvoir de marché – mesuré alternativement par l'indice de Lerner et l'indice IHH – influencent négativement l'efficacité de coût des banques de l'UEMOA, ce qui conforte la théorie du *Quiet Life Hypothesis*.

La suite de l'article est organisée comme suit. La revue de la littérature théorique et empirique est présentée dans la section 2. La méthodologie et l'analyse des données sont exposées à la section 3 ; et les résultats empiriques à la section 4. La conclusion fera l'objet de la section 5.

2. Pouvoir de marché et efficacité bancaire : une brève revue de la littérature

Au plan théorique, deux modèles concurrents empruntés aux travaux de l'économie industrielle tentent d'expliquer les effets de la structure des marchés bancaires sur les performances du secteur : la modèle SCP et la théorie dite de l'*Efficacité de la Structure* (ES). D'une part, 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). Selon ce modèle, développé originellement par Bain (1956), les quantités et les prix des produits bancaires sont déterminés par le degré de concurrence et de concentration du secteur. La concentration traduit une situation de non concurrence (ou de concurrence limitée) qui induit 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. D'autre part, l'hypothèse de l'ES, attribuée à Demsetz (1973) et Peltzman (1977), associe la concentration du marché à une plus forte efficacité des grandes banques plutôt qu'à l'exercice de pouvoir de marché. C'est plutôt la

gestion efficace de certaines banques qui leur procure une part de marché et une rentabilité plus importante et engendre une plus grande concentration (une faible concurrence). Sans négliger cette liaison, cet article se concentre sur la causalité allant d'une structure de marché non concurrentielle (ou concentrée) à l'efficacité dans le secteur bancaire de l'UEMOA. Une relation positive entre la concentration et la performance est attendue par les deux paradigmes, mais ils divergent quant à l'interprétation causale de cette relation. Le lien entre la structure des marchés bancaires et l'efficacité peut être également analysé selon la théorie du QLH. La théorie du QLH, développé par Hicks (1935), suppose que les managers ne vont pas avoir un comportement de maximisation du profit en situation de concurrence limitée. Sans pression concurrentielle, les managers sont incités à réduire leurs efforts (Selten, 1986) et/ou à dévier une partie des ressources à d'autres objectifs (Hermalin, 1992). Donc, suivant le QLH, un marché concentré procure un pouvoir de monopole aux banques, ce qui incite à des comportements sous optimaux nuisibles à leur rentabilité.

Les premiers travaux empiriques analysant le rôle de la structure des marchés sur l'efficacité bancaire ont été développés aux États-Unis pour donner un soutien au modèle SCP (Gilbert, 1984 ; Hannan, 1991 ; Gilbert et Zaretsky, 2003). Ces premiers travaux ont montré que les banques peuvent améliorer leurs performances lorsque le secteur est concentré.

D'autres études qui ont tenté de caractériser les déterminants de l'efficacité bancaire dans certains pays développés ont introduit simplement dans leur modèle une mesure de la concentration. Les conclusions issues de ces travaux sont très contrastées. Certaines études concluent une relation positive entre la concentration et l'efficacité de coût des banques (par exemple, Grigorian et Manole, 2002 ; Fries et Taci, 2005, etc.), tandis que pour d'autres la liaison est plutôt négative (par exemple, Dietsch et Lozano-Vivas, 2000 ; Lapteacru et Nys, 2011, etc.).

Les études empiriques du paradigme SCP dans le cas des pays en développement sont rares et les résultats très peu concluants. L'analyse empirique de la relation entre la rentabilité et la part des actifs contrôlés par les trois plus grandes, proposée par Demirguç-Kunt et Huizinga (1999) est certainement la plus importante. Elle porte sur un échantillon de 80 pays développés et en développement, sur la période 1989 à 1995. Ils montrent que le ratio de concentration bancaire est lié positivement à la rentabilité des banques. OKeahalam (1998, 2002a, b) vérifie

également l'hypothèse SCP dans un sous-ensemble d'économies de l'Afrique australe. Chirwa (2003) aboutit à la même conclusion pour le Malawi, tandis qu'en Uganda, au Nigeria et au Kenya, les résultats ne sont pas favorables à l'hypothèse SCP. Par contre, Flamini et al. (2009) ne parviennent pas à valider l'hypothèse SCP dans une étude portant sur 41 systèmes bancaires de pays africains. Mais, dans une étude plus récente, Amidu (2011) trouve, sur un échantillon de 55 pays en développement, une relation positive entre le pouvoir de marché et la rentabilité des banques. En utilisant l'indice de Lerner comme proxy du pouvoir de marché, il confirme la causalité allant de la conduite à la performance, mais pas la causalité allant de la structure à la performance.

A l'instar des études portant sur l'hypothèse SCP, les travaux empiriques portant sur l'hypothèse du QLH sont aussi marqués par beaucoup de controverses. En effet, Berger et Hannan (1998) trouvent une liaison négative entre le pouvoir de marché et l'efficacité sur un échantillon de banques américaines de 1980-1989, confortant ainsi l'hypothèse du QLH. Delis et Tsionas (2009) aboutissent aux mêmes résultats sur un échantillon de banques européennes et américaines. Par contre, Maudos et De Guevara (2007) montrent, sur un échantillon de banques de 15 pays de l'Union Européenne de 1993-2002, une liaison positive entre le pouvoir de marché et l'efficacité de coût, rejetant ainsi l'hypothèse du QLH. Koetter et al. (2012) confirment les résultats de Maudos et De Guevara (2007) sur un échantillon de 4000 banques américaines de 1986-2006.

Certaines études empiriques réalisées dans les pays en développement ne sont pas favorables à l'hypothèse du QLH. Par exemple, Williams (2012) trouve une liaison positive entre le pouvoir de marché et l'efficacité sur un échantillon de 419 banques d'Amérique Latine sur la période 1985-2010. Aussi, Turk Ariss (2010) rejette l'hypothèse du QLH sur un échantillon de 821 banques de 60 pays en développement¹.

1 L'échantillon inclut des pays africains, d'Asie du Sud-Est et du Pacifique, d'Europe de l'Est et d'Asie centrale, d'Amérique Latine et des Caraïbes et du Moyen-Orient.

Globalement, les résultats contradictoires sur le lien entre le pouvoir de marché et l'efficacité pourraient être expliqués selon les spécificités des zones d'étude souvent caractérisées par des structures bancaires différentes, mais aussi, selon les différences dans le choix des indicateurs de pouvoir de marché (indicateurs structurels ou non structurels).

En Afrique Sub-saharienne, très peu d'études, à notre connaissance, ont essayé d'analyser le lien entre le pouvoir de marché et l'efficacité suivant le paradigme du *Quiet life hypothesis*. Les rares travaux portant sur les déterminants de l'efficacité bancaire ont introduit simplement une mesure de la concentration dans leur modèle (par exemple, Kirkpatrick et al., 2008 ; Kablan, 2009a, b ; McDonald et Schumacher, 2007, etc.) pour capter l'effet du pouvoir de marché, mais pas une analyse directe de la relation entre le pouvoir de marché et l'efficacité. Seuls Chen (2009) et Zhao et Murind (2011) ont pris en compte un indicateur non structurel de pouvoir de marché dans l'explication de l'efficacité bancaire en Afrique. Ils confortent l'hypothèse du QLH. Dans le contexte de l'UEMOA, Ouédraogo (2012) a étudié, suivant le paradigme SCP, l'incidence de la concentration bancaire sur la rentabilité bancaire d'une part, et sur l'approfondissement financier d'autre part. A l'aide de quatre mesures différentes de concentration bancaire (le nombre de banques, les ratios CR3 et CR2 ainsi que l'indice IHH), il montre que la concentration bancaire affecte positivement la rentabilité financière (ROE) et le rendement économique (ROA) bancaires, et qu'elle limite le développement financier bancaire dans l'Union. Cet article contribue à la littérature ayant testé empiriquement le *Quiet life hypothesis* dans un contexte africain. Il analyse l'incidence directe du pouvoir de marché sur l'efficacité des banques suivant une approche qui va au-delà des rentabilités financière et économique en considérant plutôt l'efficacité de coût des banques.

3. Méthodologie et données

Dans cette section, nous définissons les indicateurs de pouvoir de marché utilisés (3.1), ensuite nous présentons la mesure d'efficacité du secteur bancaire (3.2), et enfin nous décrivons le modèle empirique (3.3) et les données (3.4).

3.1 Mesures du pouvoir de marché

De nombreux travaux associent le niveau de pouvoir de marché au niveau de concentration du marché, exprimé par le ratio Herfindahl-Hirschmann (IHH). Il est calculé comme la somme des carrés des parts de marché (ms) des banques du pays i à la date t selon la formule suivante :

$$IHH_{it} = \sum_{i=1}^m ms_{it}^2 \quad (1)$$

L'indice IHH représente une mesure plus globale et plus précise de la concentration. Une valeur élevée traduit un marché très concentré et un niveau de concurrence plus faible, car les banques sont censées avoir plus de pouvoir de marché. Aussi, si la concurrence est parfaite, IHH tend vers 0, tandis qu'une structure de monopole ou d'oligopole se traduit par un IHH supérieur à 1000. Cependant, l'indice IHH présente beaucoup d'insuffisances : par exemple, il ne tient pas compte de la taille moyenne des banques, de la complexité du secteur bancaire en termes de variétés de produits et d'activités, de l'élasticité de la demande, entre autres (Ryan et al., 2014). Par conséquent, nous utilisons une mesure alternative du pouvoir de marché, l'indice de Lerner, dans le but de vérifier la robustesse des résultats. L'indice de Lerner (1934) tient compte directement de l'environnement bancaire concurrentiel. Il a l'avantage de capter le pouvoir de marché de chaque firme. Conventionnellement, l'indicateur de pouvoir de marché de Lerner est la différence entre le prix fixé par la banque i à la date t (p_{it}) et le coût marginal pour produire ce bien Cm_{it} rapporté au prix :

$$L_{it} = \frac{p_{it} - cm_{it}}{p_{it}} \quad (2)$$

Le prix p_{it} est construit en utilisant l'approximation donnée par le revenu moyen c'est-à-dire en rapportant les revenus annuels (R_{it}) à l'actif total (AT) : $p_{it} = RM_{it} = R_{it}/AT_{it}$. L'indice ainsi formulé prend des valeurs entre 1 et 0. Il vaut 0 en concurrence pure et parfaite puisque les prix des produits et services bancaires sont égaux au coût marginal. À l'inverse, l'existence d'un pouvoir de marché des banques le fait tendre vers 1. Au final, l'indice de Lerner diminue avec l'augmentation du degré de la concurrence bancaire.

Estimer le prix et le coût marginal de la banque considérée représente la difficulté majeure liée à l'utilisation de cet indicateur de pouvoir de marché. A cet effet, nous adoptons l'approche conventionnelle proposée par la littérature (Turk Ariss, 2010, Lapteacru et Nys, 2011.). Ainsi, en supposant que le flux des produits et services bancaires est proportionnel à la taille de l'actif total (AT) des banques, nous considérons l'actif total comme le seul indicateur de l'activité bancaire.

Suivant Turk Ariss (2010), Lapteacru et Nys (2011) et Lapteacru et Lahet (2014), nous estimons la fonction de coût à partir d'une fonction translog prenant la forme suivante :

$$\ln C_{it} = c_i + \mu_t + \sum_{j=1}^3 \theta_j \ln w_{j,it} + \theta_4 \ln AT_{it} + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^3 \sum_{l=1}^3 \varphi_{kl} \ln w_{k,it} \ln w_{l,it} + \frac{1}{2} \rho_1 (\ln AT_{it})^2 + \sum_{k=1}^3 \tau_k \ln w_{k,it} \ln AT_{it} + \ln u_{it} + \ln v_{it}, \quad (3)$$

où le prix des ressources attirées, W_1 est mesuré comme le rapport des dépenses d'intérêt (intérêts versés) aux déposants sur le montant des dépôts, le prix du travail, W_2 est obtenu en rapportant les dépenses salariales au nombre d'employés ; le prix du capital, W_3 , est estimé comme la somme des dotations aux amortissements et aux provisions immobilisées et les charges sur crédit-bail et opérations assimilées le tout rapporté aux immobilisations totales ; et enfin, le coût total est obtenu en faisant la somme de ces différents coûts (Intérêts versés aux déposants + charge de personnel + dotation aux amortissements et aux provisions immobilisées + les charge sur crédit-bail et opération assimilées).

Après avoir régressé cette fonction avec les conditions de symétrie et d'homogénéité pour les coefficients² des prix qui lui sont imposées ; le coût marginal est obtenu en dérivant les coûts totaux par rapport à l'actif total (AT). Soit comme suit :

$$cm_{it} = \frac{\partial C_{it}}{\partial AT_{it}} = \left[\theta_4 + \rho_1 \ln AT_{it} + \sum_{k=1}^3 \tau_k \ln w_{k,it} \right] \frac{C_{it}}{AT_{it}} \quad (4)$$

Dans la fonction de coût, le terme d'erreur a été divisé en deux parties : ε_{it} qui suit une loi normale $N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ et u_{it} qui prend uniquement des valeurs non négatives suivant

29 En imposant $\sum \theta_j = 1 ; \sum \varphi_{kl} = 0$. Cette condition permet d'assurer que seul un changement affectant les ratios des prix des intrants peut avoir une incidence sur l'allocation des facteurs de production durant le processus de minimisation des coûts.

une loi normale tronquée en-dessous de zéro, $N(\mu, \sigma_u^2)$, $\mu > 0$. Cette deuxième partie sert dans le calcul du niveau d'efficacité, car elle désigne l'écart entre le coût de la banque et sa valeur optimale.

3.2. Mesure de l'efficacité

Conceptuellement, les méthodes paramétrique et non paramétrique se ressemblent. Il faut déterminer une frontière d'efficacité de coût suite à une fonction de coût sur laquelle se trouve la banque la plus efficace et l'efficacité des autres banques se détermine par rapport à celle-ci. Nous utilisons dans cette étude, l'approche paramétrique pour deux raisons. D'une part, cette approche permet de distinguer les effets des bruits (erreurs de mesure) des effets de l'inefficacité et prend ainsi en compte la présence de chocs exogènes. Pour cela, l'erreur est décomposée en deux termes : une composante d'inefficacité et une composante aléatoire qui combine les erreurs de mesure et les chocs exogènes. D'autre part, elle est moins sensible aux valeurs aberrantes. Toutefois, la méthode paramétrique présente deux désavantages principaux par rapport à celle non paramétrique. Premièrement, elle demande un choix à la forme précise de la fonction de coût. Deuxièmement, elle n'est pas adaptée dans le cas d'études de petits échantillons.

Dans l'approche des frontières stochastiques, l'inefficacité de coût mesure l'écart qui existe entre le coût de la banque et le coût nécessaire pour la production de la même quantité de biens et dans les mêmes conditions. Elle est dérivée de l'estimation d'une fonction de coût total ayant comme argument le prix des facteurs de production (dépôts, travail et capital physique) le niveau d'output produit (actif total), le terme d'erreur et de l'inefficacité.

A l'instar de l'équation (3), nous définissons C_{it} comme étant le coût de la banque i à la date t , u_t exprime le facteur d'inefficacité qui peut augmenter le coût au-dessus du coût minimal et v_{it} désigne le terme d'erreur. u_t incorpore l'inefficacité d'allocation et l'inefficacité technique. La première caractérise l'impossibilité de réagir de manière optimale à la modification de la structure relative des prix w ; et le deuxième exprime l'utilisation exagérée des facteurs de production pour la même quantité de bien (AT). L'efficacité de coût de la banque i à la date t (EC_{it}) est le coût nécessaire pour offrir la quantité de bien AT si elle avait appliqué une meilleure pratique pour les mêmes variables exogènes (W , AT) divisé par le coût actuel de la

banque i . Ce ratio est ajusté par le terme d'erreur :

$$EC_{it} = \frac{\hat{C}_{it, \min}}{\hat{C}_{it}} = \frac{\exp[\hat{f}(w_{it}, AT_{it})] \times \exp[\ln \hat{u}_{e, \min}]}{\exp[\hat{f}(w_{it}, AT_{it})] \times \exp[\ln \hat{u}_{e, it}]} = \frac{\hat{u}_{it, \min}}{\hat{u}_{it}} \quad (5)$$

où $\hat{u}_{it, \min}$ est la valeur minimale de \hat{u}_{it} pour toutes les banques et f représente la fonction translog.

D'après l'équation (5), le degré d'inefficience calculé prend des valeurs entre 0 et l'infini. L'efficience est contrainte artificiellement de varier entre 0 et 1. Pour la calculer, on utilise la formule de Jondrow et al (2012) soit :

$$EFF_{it} = \exp(-u_{it}) \quad (6)$$

Les valeurs proches de 1 caractérisent les banques les plus efficaces.

A l'instar d'Evan et Tirtiroglu (1998) et de Bonin et al (2005), nous utilisons l'approche d'intermédiation pour estimer la fonction de coût. Notre choix est justifié par le fait que, dans l'UEMOA, les banques utilisent les fonds mis à leur disposition pour se lancer dans une activité de prêts, de plus la fonction d'intermédiation est plus déterminante avec un ratio de crédit sur dépôts estimé à 81,1% en 2014 contre un taux de 77% en 2012 (*rapport de la commission bancaire UMOA*, 2014). Nous considérons également que la technologie bancaire est la même dans tous les pays l'UEMOA. En effet, la plupart des banques de la zone, sont des filiales de groupes bancaires français ou marocains ou libyens. De plus, ces banques opèrent dans la même sous-région d'Afrique occidentale administrée par la même Banque centrale et recrutent des cadres bancaires qui ont été formés selon les normes françaises.

3.3. Modèle empirique

Après avoir analysé le niveau de pouvoir de marché et de concentration des sept places bancaires de l'UEMOA, nous évaluons leurs impacts sur l'efficacité des banques. En plus de la variable d'intérêt (pouvoir de marché), nous retenons dans notre modèle plusieurs variables de contrôle fournies dans la littérature empirique (Dietsch et Lozano-vivas, 2000 ; Grigorian et Manole, 2000 ; Lapteacru et Nys, 2011 ; Ouédraogo, 2012 ; etc.). En adaptant certaines de ces variables dans le contexte du système bancaire de l'UEMOA, nous retenons les variables de contrôle ci-après : *Dep* et *Cred* qui représentent respectivement les ratios des dépôts bancaires de l'encours du crédit sur l'actif total ; la *Taille*, elle est mesurée par la part de marché de chaque banque *i* sur son marché national ; la capitalisation bancaire (*Cap*), le taux de croissance du PIB (*Growth*) et enfin l'inflation (*INF*). Ainsi le modèle d'estimation prend la forme suivante :

$$EC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Lerner_{it} + \alpha_2 liquid_{it} + \alpha_3 Cap_{it} + \alpha_4 Dep_{it} + \alpha_5 Cred_{it} + \alpha_6 Taille_{it} + \alpha_7 Growth_{it} + \alpha_8 INF_{it} + \varepsilon_{it} \rightarrow (7)$$

Pour l'estimation de l'Equation 7, nous procédons en deux étapes. En premier lieu, nous utilisons la méthode de régression en panel effets fixes et effets aléatoires. En dernier lieu, nous recourons aux techniques d'estimation des variables instrumentales (estimateur *2SLS IV*) pour vérifier la robustesse de nos résultats.

3.4. Les données

Les données annuelles utilisées proviennent des bilans et des comptes de résultats des banques publiés périodiquement par la BCEAO. Le PIB nous l'avons obtenu via les annuaires statistiques publiés périodiquement par la BCEAO. Notre échantillon porte sur 49 banques³ de la zone UEMOA sur les 108 banques en activité au 31 décembre 2014 et couvre la période de 2003 à 2014. Le tableau 1 (annexe) présente les statistiques descriptives des variables utilisées et le tableau 2 (annexe) résume l'évolution des scores d'efficacité de coût et du pouvoir de marché de chaque pays sur la période 2003-2014.

2 Ce nombre ne tient pas compte des banques qui ont été créées après 2003 et celles qui ont cessé d'exister après cette période. Les banques de la Guinée Bissau ont été exclues pour des raisons de disponibilité de données sur la période d'étude.

L'analyse des scores d'efficacité de coût issue de la méthode paramétrique (Tableaux 1 et 2 annexe), montre un degré d'efficacité de coût de 80% en moyenne dans l'ensemble de l'Union sur la période 2003-2014. Cela signifie qu'en moyenne, les banques de l'UEMOA pourraient produire la même quantité d'actifs en réduisant leurs coûts de 20%. Ce score est inférieur à celui trouvé précédemment par Kablan (2007) sur un échantillon de 43 banques de l'UEMOA (0,85) sur la période 1996-2004, mais également à celui trouvé par Léon (2012) sur un échantillon de 93 banques de l'Union (0,84) sur la période 2002-2007. D'autre part, une certaine disparité est observée sur les niveaux moyens d'efficacité de coût selon les pays. En effet, les banques ivoiriennes, maliennes et nigérienne enregistrent les scores d'efficacité de coût les plus élevés (près de 84% en moyenne), par contre la plus faible performance est enregistrée dans la place bancaire du Sénégal (75%). Le faible score d'efficacité enregistré dans ce dernier pays serait dû à la forte hausse du niveau des crédits non performant sur la période d'étude qui aurait compromis l'efficacité du système financier : par exemple, le niveau des crédits en souffrance au Sénégal s'élève à 18,5% du total crédit en 2014, contre 6,7% en 2003 (BCEAO, 2014). Comparé avec les scores obtenus dans d'autres pays, le niveau d'efficacité de coût du secteur bancaire de l'UEMOA est élevé : par exemple, les scores d'efficacité de coût sont de 75% dans les pays d'Europe Centrale et Orientale (Lapteacru and Nys, 2011) et de 78% dans les banques d'Amérique Latine (Williams, 2012). Le niveau élevé des scores d'efficacité de coût est certainement lié à la baisse des coûts opératoires dans les pays de l'UEMOA. En effet, le secteur bancaire n'a pas tardé à introduire dans son réseau informatique les changements liés aux nouvelles technologies de l'information et de la communication (NTIC) qui ont marqué l'environnement financier international. La qualité des services financiers offerts s'améliore de plus en plus avec le développement des services e-banque (Internet, Téléphone) et de Terminaux de Paiement Electronique (TPE) modernes pour relayer directement certaines transactions bancaires. La baisse des charges de personnel qui en résulte augmente la performance des banques dans la gestion de leurs coûts. Aussi, la baisse du niveau des crédits en souffrance améliore l'efficacité du système financier : par exemple le taux brut de crédits en souffrance s'élève à 15,2% en 2013 contre 20,5% en 2006 (BCEAO, 2013).

L'analyse des niveaux moyens de pouvoir de marché (Tableaux 1 et 2, annexe) sur la période d'étude révèle que le secteur bancaire de l'ensemble de l'UEMOA est proche d'une structure de marché non concurrentielle (oligopolistique) avec un

indice de Lerner estimé en moyenne à 0,533. Une analyse par pays révèle que les sept (7) places bancaires considérées dans notre échantillon sont également proches d'une structure de marché non concurrentielle avec des scores qui varient en moyenne de 0,439 à 0,619. Toutefois, les degrés de pouvoir de marché varient entre les différents pays. Les secteurs bancaires béninois et togolais sont en moyenne les marchés les plus concurrentiels dans notre échantillon (indices 0,439 et 0,45 respectivement). Par contre, les secteurs bancaires nigérien et sénégalais sont en moyenne les marchés où la concurrence est la plus faible (indices 0,619 et 0,582 respectivement). Les résultats se révèlent très similaires lorsqu'on utilise l'indice de concentration d'Herfindahl-Hirschmann (I.H.H) sur la même période d'étude (Tableau 2, annexe). En effet, en multipliant par 10 000 chaque valeur du tableau IHH, on constate que dans l'UEMOA, le secteur bancaire est fortement concentré ($IHH > 2000$) sur la période 2003-2014. L'analyse par pays montre que l'indice IHH est aussi strictement supérieur à 2000 pour toutes les places bancaires à l'exception de celles de la Côte d'Ivoire et du Mali où cet indice est entre 1000 et 2000. En termes claires, ces résultats nous renseignent que les places bancaires du Bénin, du Burkina Faso, du Niger, du Sénégal et du Togo sont fortement concentrées alors que celles de la Côte d'Ivoire et du Mali sont modérément concentrées. Notre indice IHH est proche de celui trouvé par Léon (2016) sur la période 2000-2009, tandis que notre indice de Lerner est légèrement différent. Comparativement à d'autres pays, les banques de l'UEMOA ont un niveau de pouvoir de marché très élevé. Par exemple, Fungáčová et al. (2014) ont trouvé un indice de Lerner moyen de 11,3% sur un échantillon de 12 pays de la zone Euro de 2002 à 2010. Dans une étude plus récente, Yang et Shao (2016) ont trouvé un indice de Lerner moyen de 0,41 en Chine.

Globalement, nos résultats rejoignent l'opinion souvent avancée relativement à la nature oligopolistique des places bancaires de l'Union (Nubukpo, 2002 ; Joseph, 2002 et Ouédraogo, 2012). Ces résultats montrent que les banques de l'UEMOA se livrent très faiblement à la concurrence. Cette faible concurrence est liée à la structure oligopolistique du secteur bancaire avec la présence de 26 groupes bancaires provenant principalement de 6 zones géographiques⁴ et qui détiennent 85,7% des actifs et représentent 85,6% du résultat net global (*rapport Commission Bancaire-UEMOA, 2014*).

3 Les 26 groupes bancaires présents dans le secteur bancaire de l'UEMOA proviennent principalement de 6 zones géographiques : Maroc, UMOA, France, Nigéria, Lybie et CEMAC.

L'analyse de nos variables micro-bancaires révèle que la moyenne du ratio des dépôts sur l'actif total bancaire s'élève à 73,4% contre 58,1% pour l'encours du crédit (Tableau 1, annexe). Les banques de l'UEMOA détiennent donc plus de dépôts qu'elles ne financent l'activité économique. En moyenne, la taille de l'actif de chaque banque de l'UEMOA sur son marché national s'établit à 14,3%. Cette variable est caractérisée par une forte variabilité (entre 0,4% et 46,3%), ce qui montre la distribution inégale des actifs dans le secteur bancaire de l'UEMOA. Cette inégalité est confirmée par la distribution de la liquidité (ratio de liquidité nette bancaire sur crédits) qui varie entre -3,93 et 2,26 ; la valeur moyenne se fixe à 20,8%. En moyenne, la capitalisation (capitaux propres sur actif) des banques de l'Union est faible (0,089), parfois même négative, mais la valeur la plus élevée s'établit à 2,26. En ce qui concerne les variables macroéconomiques, la moyenne du taux de croissance réelle (Growth) et celle de la variation de l'inflation (INF) ressortent respectivement à 3,8% et 2,3%. Ces deux variables sont caractérisées par une forte variabilité (entre -19,4% et 11,8% et entre -3,1% et 11,3% respectivement), ce qui montre l'hétérogénéité de la distribution de la croissance et de l'inflation dans les pays de l'UEMOA.

4. Résultats empiriques

Dans cette partie, nous procédons en deux étapes. Premièrement, nous évaluons la relation entre le pouvoir de marché et l'efficacité bancaire par la méthode de panel simple. En dernier lieu, nous vérifions la robustesse de nos résultats en recourant à la technique d'estimation des variables instrumentales (2SLS IV) pour tenir en compte le problème d'endogénéité qui pourrait provenir de la relation entre nos deux variables d'intérêt.

4.1. Relation pouvoir de marché et efficacité bancaire

Le tableau 3 (en annexe) rapporte les résultats de base issus des estimations en panel à effets fixes et aléatoires (colonnes 1 à 4) de l'impact du pouvoir de marché sur l'efficacité bancaire. Nous avons utilisé aussi l'indice de concentration (IHH) comme indicateur de pouvoir de marché à titre de comparaison des résultats. Le test de spécification d'Hausman nous a permis de favoriser les résultats issus de la méthode des effets aléatoires.

En ce qui concerne la relation entre le pouvoir de marché et l'efficacité bancaire, le coefficient ressort négatif et statistiquement significatif pour tous les

modèles. En effet, une augmentation du pouvoir de marché, c'est-à-dire, une baisse de la concurrence (hausse de l'indice de Lerner ou de l'indice IHH) entraîne une diminution de l'efficacité de coût. Nos résultats confortent la théorie du *Quiet Life Hypothesis* (Hicks, 1935) et rejoignent ceux de Delis et Tsionas (2009), Boyd et De Nicolo (2005) et de Turk Ariss (2010) pour les pays en développement.

D'autre part, il est intéressant d'observer l'action des variables de contrôle sur l'efficacité de coût. Le taux de croissance du PIB, l'inflation et la capitalisation ne semblent pas jouer un rôle central dans l'explication de l'efficacité de coût. Les seules variables de contrôle ayant un effet significatif sur l'efficacité de coût sont les dépôts, les crédits, la taille et la liquidité. Ces variables sont, en outre, négativement liées à l'efficacité de coût. En effet, les banques détenant plus de dépôts, de crédits et de liquidité semblent présenter de faibles scores d'efficacité dans la gestion de leurs coûts. Aussi, les banques détenant une part d'actif (Taille) importante sur leur marché national sont moins efficaces dans la gestion de leurs coûts.

4.2. Analyse de robustesse : Estimation 2SLS IV

L'estimation de la relation entre le pouvoir de marché et l'efficacité peut impliquer un biais d'endogénéité du fait de la causalité inverse qui pourrait exister entre ces deux variables. En effet, l'efficacité dépend du pouvoir de marché et *vice versa*. Comme on l'a documenté plus haut, deux courants théoriques ont confirmé l'existence de cette causalité inverse : la théorie SCP et la théorie ES. La première suggère que l'efficacité dépend de la structure du marché, tandis que la seconde prétend que la structure du marché dépend de l'efficacité des acteurs. Pour prendre en compte cette forte endogénéité, nous utilisons la technique d'estimation des variables instrumentales (2SLS IV), où nous avons retenu deux instruments : la variable retardée d'une période de l'indicateur du pouvoir de marché et le carré de cette variable. Cette méthode a été utilisée récemment par Chong et al. (2013). Le tableau 3 (en annexe) résume les résultats des estimations (colonnes 5 à 8).

Globalement, nos résultats sont convergents vers ceux trouvés précédemment. D'abord, le coefficient associé à l'indicateur du pouvoir de marché est négatif et significatif dans tous les modèles estimés. Les effets négatifs des dépôts, des crédits, de la taille et de la liquidité bancaire sont toujours maintenus. Toutefois, l'inflation est ressortie négative et significative ; mais l'impact des autres variables demeurent toujours non significatif. Ainsi, nos résultats ne souffrent pas de biais d'endogénéité puisque nos coefficients sont stables selon les différentes approches. De plus les probabilités associées aux statistiques de Fisher de la première et de la seconde étape sont toutes strictement supérieures à zéro.

En somme, les résultats de base sont robustes à une spécification par la méthode des variables instrumentales : un grand pouvoir de marché réduit l'efficacité des banques de l'UEMOA à travers une augmentation des coûts opératoires.

5. Conclusion

L'objectif de cet article était d'analyser empiriquement l'incidence du pouvoir de marché sur l'efficacité de 49 banques de l'UEMOA sur la période 2003-2014. Pour atteindre un tel objectif, nous avons utilisé l'approche en « deux étapes » qui consiste à évaluer d'abord, les scores d'efficacité de coût et les niveaux de concurrence bancaire, et suivi d'une analyse de régression. Dans la première étape, nous avons utilisé l'approche des frontières stochastiques (SFA) pour calculer, via la fonction de coût, les scores d'efficacité et les niveaux de pouvoir de marché des banques (indice de Lerner). Dans la deuxième étape, les scores d'efficacité de coût ont été régressés sur les niveaux de pouvoir de marché estimés. Nous avons adopté une démarche en deux étapes dans nos estimations. D'une part, nous avons utilisé la méthode de régression en panel des effets fixes et aléatoires. D'autre part, nous avons recouru à la méthode d'estimation des variables instrumentales (*2SLS IV estimateur*) pour une analyse de robustesse. Des résultats obtenus, il ressort que le pouvoir de marché – mesuré alternativement par l'indice de Lerner et l'indice IHH – est négativement corrélé avec l'efficacité de coût dans l'UEMOA. Ce résultat conforte la théorie du *Quiet Life Hypothesis* qui sous-tend qu'en situation de concurrence limitée, les managers adoptent des comportements sous optimaux nuisibles à leur rentabilité.

Cet article a des implications de politiques de régulation bancaire. Les autorités monétaires doivent d'abord régler la question de la situation oligopolistique du secteur bancaire afin d'inciter les banques à l'innovation financière. Cet objectif pourrait être atteint en faisant la promotion d'une concurrence entre groupes bancaires de différentes zones géographiques. La deuxième implication porte sur le contrôle des coûts opératoires qui pourraient peser sur l'efficacité de coût des banques. Pour cela, les banques de l'UEMOA pourraient développer davantage des services e-banque (Internet, Téléphone) et des Terminaux de Paiement Electronique (TPE) modernes afin de relayer directement plusieurs transactions bancaires. Donc, le développement du mobile banking et sa mise en application dans les banques des pays de l'UEMOA devraient être considérés comme une opportunité notoire permettant de réduire les coûts opératoires qui pèsent sur l'efficacité des banques.

Annexe

Tableau 1 : Statistiques descriptives des variables

Variable	Obs	Mean	Ecartstypes	Min	Max
EC_SFA	588	0,806	0,075	0,548	0,988
Lerner	588	0,539	0,227	0	0,882
Liquid	588	0,208	0,376	-3,933	2,255
Cap	588	0,089	0,097	-0,506	0,692
D	588	0,734	0,116	0,267	1,16
Cred	588	0,581	0,144	0,0479	1,887
Taille	588	0,143	0,1	0,004	0,463
Growth	588	0,038	0,037	-0,194	0,118
INF	588	0,023	0,028	-0,031	0,113

Tableau 2 : Évolution des scores d'efficacité de coût et du pouvoir de marché de chaque pays sur la période 2003-2014.

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
	Efficiéce coût											
Benin	0,772	0,774	0,776	0,779	0,78	0,783	0,785	0,787	0,789	0,791	0,793	0,795
Burkina	0,767	0,769	0,772	0,774	0,776	0,779	0,781	0,783	0,785	0,787	0,79	0,792
Côte d'Ivoire	0,828	0,83	0,831	0,833	0,835	0,837	0,838	0,84	0,842	0,843	0,845	0,847
Mali	0,828	0,829	0,831	0,833	0,835	0,836	0,838	0,84	0,841	0,843	0,845	0,846
Niger	0,828	0,829	0,831	0,833	0,835	0,836	0,838	0,84	0,841	0,843	0,845	0,847
Sénégal	0,733	0,736	0,738	0,741	0,744	0,746	0,748	0,751	0,754	0,756	0,759	0,761
Togo	0,763	0,766	0,768	0,771	0,773	0,775	0,777	0,78	0,782	0,784	0,786	0,789
	Indice Lerner											
Benin	0,47	0,479	0,456	0,475	0,479	0,46	0,485	0,474	0,396	0,359	0,321	0,415
Burkina	0,575	0,574	0,57	0,502	0,49	0,546	0,565	0,511	0,509	0,546	0,531	0,569
Côte d'Ivoire	0,497	0,533	0,533	0,535	0,556	0,598	0,581	0,567	0,512	0,572	0,56	0,598
Mali	0,634	0,629	0,586	0,584	0,568	0,555	0,436	0,382	0,44	0,565	0,574	0,596
Niger	0,589	0,635	0,628	0,669	0,607	0,652	0,688	0,684	0,647	0,576	0,614	0,437
Sénégal	0,536	0,629	0,538	0,528	0,557	0,585	0,599	0,598	0,679	0,567	0,583	0,584
Togo	0,337	0,514	0,519	0,431	0,491	0,345	0,49	0,337	0,407	0,505	0,486	0,532
	Indice Herfindahl-Hirschmann (IHH)											
Benin	0,229	0,213	0,202	0,268	0,25	0,262	0,265	0,247	0,252	0,247	0,235	0,236
Burkina	0,225	0,218	0,216	0,212	0,207	0,202	0,226	0,23	0,25	0,242	0,246	0,252
Côte d'Ivoire	0,136	0,134	0,134	0,134	0,129	0,125	0,130	0,126	0,125	0,125	0,123	0,125
Mali	0,192	0,184	0,188	0,178	0,17	0,16	0,152	0,149	0,147	0,149	0,143	0,147
Niger	0,218	0,22	0,22	0,217	0,226	0,226	0,227	0,229	0,227	0,226	0,227	0,231
Sénégal	0,262	0,258	0,249	0,252	0,24	0,248	0,238	0,22	0,204	0,201	0,202	0,191
Togo	0,247	0,252	0,254	0,253	0,256	0,269	0,268	0,266	0,278	0,29	0,321	0,326

Tableau 3 : Relation entre pouvoir de marché et efficacité dans l'UEMOA.

Variables	(1) Panel FE	(2) Panel RE	(3) Panel FE	(4) Panel RE	(5) 2SLS IV FE	(6) 2SLS IV FE	(7) 2SLS IV RE	(8) 2SLS IV RE
Lerner	-0,004 (2,04)*	-0,004 (1,98)*	-	-	-0,015 (2,65)**	-	-0,015 (2,59)**	-
IHH	-	-	-0,063 (3,69)**	-0,066 (3,87)**	-	-0,063 (3,05)**	-	-0,068 (3,25)**
Cap	0,003 (-0,55)	0,003 (-0,54)	0 (-0,08)	0 (-0,06)	0,004 (0,81)	0,000 (0,06)	0,004 (0,79)	0,000 (0,08)
D	-0,014 (2,74)**	-0,014 (2,76)**	-0,013 (2,64)**	-0,013 (2,63)**	-0,017 (3,37)**	-0,016 (3,28)**	-0,017 (3,39)**	-0,016 (3,26)**
Cred	-0,014 (5,63)**	-0,014 (5,63)**	-0,014 (5,96)**	-0,014 (5,94)**	-0,014 (5,29)**	-0,015 (6,05)**	-0,014 (5,29)**	-0,015 (6,02)**
liquid	-0,006 (5,34)**	-0,006 (5,29)**	-0,006 (5,33)**	-0,006 (5,27)**	-0,005 (4,47)**	-0,005 (4,23)**	-0,005 (4,41)**	-0,005 (4,17)**
Taille	-0,026 (3,03)**	-0,026 (3,01)**	-0,03 (3,62)**	-0,03 (3,57)**	-0,017 (1,64)	-0,03 (3,54)**	-0,017 (1,65)	-0,03 (3,48)**
Growth	0,012 (-1,38)	0,012 (-1,38)	0,013 (-1,54)	0,013 (-1,53)	0,000 (0,04)	0,004 (0,48)	0,000 (0,03)	0,004 (0,5)
INF	-0,016 (-1,46)	-0,016 (-1,45)	-0,018 (-1,73)	-0,019 (-1,73)	-0,037 (3,59)**	-0,041 (4,13)**	-0,037 (3,57)**	-0,041 (4,09)**
Constant	0,832 (180,90)**	0,832 (73,14)**	0,841 (152,75)**	0,842 (74,09)**	0,844 (145,08)**	0,846 (145,57)**	0,844 (71,41)**	0,846 (74,43)**
R ²	0,16	0,11	0,18	0,10	-	-	-	-
Test Hausman (P-value)	-	0,392	-	0,202	-	-	-	-
P-value>Fisher (1 st stape)	-	-	-	-	0,000**	0,000**	0,000**	0,000**
P-value>Fisher (2 nd stape)	-	-	-	-	0,000**	0,000**	0,000**	0,000**
Obs.	588	588	588	588	539	539	539	539

* p<0,05 et ** p<0,01 indiquent la significativité respectivement à 5% et 1% ; les valeurs entre parenthèses représentent les T-statistiques.

Bibliographie

Amidu, M. (2011). “*Banking market structure and bank intermediation strategies in emerging markets: Three essays*”. PHD thesis, Faculty of business and law School of Management University of Southampton.

Ary Tanimoune, N. (2010). Performances bancaires dans l’union économique et monétaire ouest africaine : les effets « taille » et « structure actionnariale » sont-ils pertinents ? *Revue économique et monétaire* N° - JUIN 2009, BCEAO, Dakar.

Ary Tanimoune, N. (2003). Les déterminants de la profitabilité des banques dans l’UEMOA : une analyse sur données de Panel. *Notes d’information et Statistiques*-N°539-Août/Septembre 2003 - Études et Recherche, BCEAO.

Avom, D. et Eyeffa Ekomo, S. M. L. (2007). Quinze ans de restructuration bancaire dans la CEMAC : qu’avons-nous appris ? *Revue d’économie financière*, n° 189.

Bain, J.S. 1956. Barriers to New Competition. *Cambridge: Harvard Press*.

BCEAO, Annuaire statistiques, divers numéros.

Berger, A. et Hannan, T. (1998). The efficiency cost of market power in the banking industry: A test of the “quiet life” and related hypotheses. *Review of Economics and Statistics*, 80(3): pp. 454-465.

Bonin J.P., I. Hasan, P. Wachtel (2005). Bank Performance, Efficiency and Ownership in Transition Countries. *Journal of Banking & Finance*, 2005, vol (29), pp. 31-53.

Boyd, J.H., De Nicolo, G. (2005). The Theory of Bank Risk Taking and Competition Revisited. *Journal of Finance* 60 (3): pp. 1329-1343.

Chen, C. (2009). Bank efficiency in Sub-Saharan African middle-income countries. IMF Working Paper, WP/09/14. *International Monetary Fund (IMF)*.

Chirwa, E. W. (2003). Determinants of commercial bank’s profitability in Malawi: A co-integration approach. *Applied Financial Economics*, 13: pp. 565-571.

Delis, M., Tsionas, E., 2009. The joint estimation of bank-level market power and efficiency. *Journal of Banking and Finance* 33: pp. 1842-1850.

Demirguc-Kunt, A. et Huizinga, H. (1999). Market discipline and financial safety net design. *Policy Research Working Paper Series 2183*, The World Bank.

Demsetz, H. (1973). Industry Structure, Market Rivalry, and Public Policy. *Journal of Law & Economics*, University of Chicago Press, vol. 16(1): pp. 1-9, April.

Dietsch Michel and Lozano-Vivas Ana, (2000). How the environment determines banking efficiency: A comparison between French and Spanish industries. *Journal of banking and Finance* n°24.

Dietsch, M. (1992). Quel modèle de concurrence dans l'industrie bancaire ? *Revue Économique*, Programme National Persée, vol. 43(2) : pp. 229-260.

Evan Kraft and Dogan Tirtiroglu (1998). Bank Efficiency in Croatia: A Stochastic-Frontier Analysis. *Journal of Comparative Economics*, 1998, vol. 26, issue 2: pp. 282-300.

Flamini, V., McDonald, C. A., and Schumacher, L. B. (2009). The Determinants of Commercial Bank Profitability in Sub-Saharan Africa. *IMF Working Papers*: pp. 1-30.

Fries S., Taci A. (2005). *Cost efficiency of banks in transition: Evidence from 289 banks in 15 post-communist countries*. *Journal of Banking and Finance* 29: pp. 55-81.

Fungáčová, Z., Solanko, L., and Weill, L. (2014). Does competition influence the bank lending channel in the Euro area? *Journal of Banking and Finance*, 31: pp. 296-314.

Gilbert, R. A. and Zaretsky, A. M. (2003). Banking antitrust: Are the assumptions still valid? *Federal Reserve Bank of Saint Louis Review*, 85 (6): pp. 29-52.

Gilbert, R. A. (1984). Bank market structure and competition: A survey. *Journal of Money, Credit and Banking* 16: pp. 617-644.

Grigorian and Manole (2002). Determinants of commercial bank performance in transition: an application of data Envelopment analysis. *IMF Working paper* WP/02/146

Hannan, T. H. (1991). Foundations of the structure-conduct-performance

paradigm in banking. *Journal of Money, Credit and Banking*, 23 (1): pp. 68-84.

Hermalin, B. (1992). The effects of competition on executive behavior. *The RAND Journal of Economics*, pp. 350-365.

Hicks, J. (1935). Annual survey of economic theory: The theory of monopoly. *Econometrica*, 3: pp. 1-20.

Jondrow, J., Lovell, C.A.K, Materov, I.S. and Schmidt, P (1982). On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model. *Journal of Econometrics* 19: pp. 233-238. North-Holland Publishing Company.

Joseph, A. (2002). La réforme du secteur financier en Afrique. *Document technique du Centre de développement de l'OCDE*, OCDE, Paris.

Kablan, S., (2009b). Mesure de la performance des banques dans les pays en voie de développement : le cas de l'UEMOA. *African Development Review*, Vol. 21, No. 2 : pp. 367-399.

Kablan, S. (2009a). Banking efficiency and financial development in sub-saharanafrica. *The African Finance Journal*, 21 (2) : pp.1-26.

Kablan S. (2007), « Mesure de la Performance des Banques dans les Pays en Développement : le Cas de l'UEMOA. *Communication à la Conférence économique africaine*, 15-17 novembre 2007, Addis-Abeba.

Kirkpatrick, C., V. Murinde, and M. Tefula (2008). The Measurement and Determinants of X-efficiency in Commercial banks in Sub-Saharan Africa. *The European Journal of Finance*, Vol. 14 Issue 7: pp. 625-39.

Klein, M. (1971). A theory of the banking firm. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 3: pp. 205-218.

Koetter, M., Kolari, J. et Spierdijk, L. (2012). Enjoying the quiet life under deregulation? evidence from adjusted lerner indices for us banks. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 94, No. 2 (May 2012), pp. 462-480.

Lapteacru, I. et Lahet, D. (2014). Efficience et pouvoir de marché des banques en Thaïlande suite aux crises financières. *Revue Économique*, 5 (vol. 65) : pp. 675-698.

Lapteacru, I. et Nys, E. (2011). L'impact de la concurrence sur l'efficacité des banques : Le cas des PECO. *Revue Économique*, 62 (2) : pp. 313-330.

Leon F. (2012). Effet de la concurrence sur l'efficacité bancaire en Afrique: Le cas de l'UEMOA. Études et Document de Travail E2012.2. CERDI.

Lerner, A. (1934). The concept of monopoly and the measurement of monopoly power. *The Review of Economic Studies*, 1 (3) : pp. 157-175.

Maudos, J. et De Guevara, J. (2007). The cost of market power in banking: Social welfare loss vs. cost inefficiency. *Journal of Banking & Finance*, 31(7) : pp. 2103-2125.

McDonald, C. A. and Schumacher, L. (2007). Financial deepening in Sub-Saharan Africa: Empirical evidence on the role of creditor rights protection and information sharing. IMF Working Papers, 07/203: pp. 1-25.

Monti, M. (1972). "Deposit, credit, and interest rate determination under alternative bank objectives", in *Mathematical Methods in Investment and Finance*, G.P. Szego and K. Shell (eds.), Amsterdam, North-Holland.

Nubukpo, K (2007b). Politique monétaire et servitude volontaire : la gestion du Franc CFA par la BCEAO. *Politique africaine N°105*, Karthala, Paris, mars 2007.

Nubukpo K. (2002). L'Impact de la variation des Taux d'intérêt directeurs de la BCEAO sur l'Inflation et la Croissance dans l'UEMOA. *Etudes et Recherches, Notes d'Information et Statistiques de la BCEAO (NIS) n° 526 juin*.

Okeahalam, C. C. (2002b). Concentration in the banking sector of the common monetary area of Southern Africa. In *Conference on Development Issues in the New Economy. University of Cape Town, Cape Town*.

Okeahalam, C. (2002a). *Structure and conduct in the commercial banking sector of South Africa*. Trade and Industrial Policy Strategies.

Okeahalam, C. (1998). An analysis of the price-concentration relationship in the Botswana commercial banking industry. *Journal of African Finance and Economic Development*, 3: pp. 65-84.

Ouédraogo, S. (2012). Concentration bancaire, rentabilité et développement

financier bancaires dans l'UEMOA. *Revue Economique et Monétaire BCEAO*, N° 12 - Décembre 2012.

Peltzman S. (1977). The Gains and Losses from Industrial Concentration. *Journal of Law and Economics*, 20, pp. 392-415.

Commission bancaire de l'UEMOA. Bilans et comptes de résultats des banques et établissements financiers de l'UMOA, divers numéros de 2000 à 2014.

Ryan, R., M., O'Toole, C., M., McCann, F., (2014). Does bank market power affect SME financing constraints? *Journal of Banking & Finance* 49 : pp. 495-505.

Selten, R. (1986). Elementary theory of slack-ridden imperfect competition. In New developments in the analysis of market structure: proceedings of a conference held by the International Economic Association in Ottawa, Canada, page 126. *The MIT Press*.

Solis, L. and Maudos J. (2008). Les coûts sociaux du pouvoir du marché bancaire : les preuves du Mexique. *Journal of Comparative Economics*, 36 (3), pp. 467-488.

Tirtiroglu, D., Daniels, K.N., Tirtigoglu, E. (2005). Deregulation, Intensity of Competition, Industry Evolution, and the Productivity Growth of U.S. Commercial Banks. *Journal of Money, Credit and Banking* 37 (2): pp. 339-360.

Turk Ariss, R. (2010). On the implications of market power in banking: Evidence from developing countries. *Journal of Banking & Finance*, 34(4): pp. 765-775.

Williams, J. 2012. Efficiency and market power in Latin American banking. *Journal of Financial Stability* 8: pp. 263-273.

Yang, J., Shao, S. (2016). Impact of bank competition on the bank lending channel of monetary transmission: Evidence from China. *International Review of Economics and Finance*, 43 (2016): pp. 468-481.

Zhao, T. and Murinde, V. (2011). Bank deregulation and performance in Nigeria. *African Development Review*, 26 (1): pp. 30-43.