



CENTRE D'ETUDES
ET DE RECHERCHES
SUR LE DEVELOPPEMENT
INTERNATIONAL

CERDI, Etudes et Documents 2012.02

DOCUMENT DE TRAVAIL DE LA SÉRIE

Etudes et Documents

E 2012.2

EFFET DE LA CONCURRENCE SUR L'EFFICIENCE BANCAIRE EN
AFRIQUE : LE CAS DE L'UEMOA

FLORIAN LÉON

JANVIER, 2012

CERDI
65 BD. F. MITTERRAND
63000 CLERMONT FERRAND - FRANCE
TEL. 04 73 71 74 20
FAX 04 73 17 74 28
www.cerdi.org

L'auteur

Florian Léon

Doctorant / PhD Student

Clermont Université, Université d'Auvergne, CNRS, UMR 6587, CERDI, F-63009
Clermont Fd.

Email : florian.leon@gmail.com

La série des Etudes et Documents du CERDI est consultable sur le site :

<http://www.cerdi.org/ed>

Directeur de la publication : Patrick Plane

Directeur de la rédaction : Catherine Araujo Bonjean

Responsable d'édition : Annie Cohade

ISSN : 2114 7957

Avertissement :

Les commentaires et analyses développés n'engagent que leurs auteurs qui restent seuls responsables des erreurs et insuffisances.

Résumé / abstract

Cet article étudie dans quelle mesure la concurrence entre les banques peut affecter leur efficacité au sein de l'UEMOA. Théoriquement, l'effet net de la concurrence bancaire sur l'efficacité est indéterminé en particulier dans le cas des pays en développement. D'une part, la concurrence oblige les banques à rationaliser leurs méthodes et à améliorer l'allocation des ressources. D'autre part, le pouvoir de marché permet d'améliorer l'information disponible et d'atténuer les problèmes de sélection adverse et d'aléa moral. Cette ambivalence est exacerbée dans le cadre de systèmes financiers opaques tels que ceux des pays d'Afrique Sub-Saharienne. Cet article apporte une réponse empirique à cette indétermination théorique en utilisant les données bancaires de 7 pays de l'UEMOA sur la période 2002-2007. Le principal résultat est l'effet négatif et robuste de la concurrence sur l'efficacité-coût des banques alors que son effet sur l'efficacité-profit est nul.

Mots clés /Key words : Concurrence, Pouvoir de Marché, Efficacité, Indice de Lerner, Banque

Codes JEL / JEL codes : G21, L22, O55

Remerciements

Je remercie S. Guérineau et V. Dequiedt ainsi que les participants au séminaire des doctorants du CERDI (Décembre 2011) en particulier M. Chaffai, Y. Kien-drebeogo, P. Plane et M. Sow pour leurs commentaires constructifs.

Résumé / abstract

This paper investigates the causal link between competition and its effects on efficiency in the African banking sector. Theoretically, the net effect is undetermined. According to the *Quiet Life Hypothesis*, banks with market power make profit against efficiency. But the recent *Information Generating Hypothesis* proposes that more competition can decrease bank efficiency. This article is the first one which points out the link between competition and efficiency in the African banking sector. This one is based on banking data from all banks of 7 WAEMU members over the period 2002-2007. The two-step robust methodology proposed by Koetter *et al.* (2011) is used. To tackle the endogeneity issue, the instrumentation procedure is implemented. The main result is the negative and significant effect of market power on cost efficiency that confirms the *Information Generating Hypothesis*. However, the effect on profit efficiency is not significant. The existing theory literature is unable to explain why the negative effect of market power vanishes. Therefore an explanation based on bank credit allocation is proposed.

Mots clés /Key words : Bank competition, Market Power, Efficiency

Codes JEL / JEL codes : G21, L22, O55

Title : Competition and efficiency in African banking sector : The case of WAEMU

1 Introduction

Au cours des deux dernières décennies, le paysage des systèmes financiers des pays d’Afrique Sub-Saharienne (ASS par la suite) a connu de profondes mutations en raison notamment des politiques de libéralisation des années 1980-1990. Au sein de l’Union Economique et Monétaire Ouest-Africaine (UEMOA par la suite), ces changements ont pris des formes diverses¹. Ce processus engendre des bouleversements sur les marchés bancaires concernés notamment en termes de concurrence. Les autorités chargées de superviser ces marchés ont besoin de connaître les enjeux de tels changements. Or, la littérature étudiant l’organisation industrielle des systèmes bancaires africains demeure congrue. Cet article propose d’informer ce débat en traitant de la relation pouvant exister entre la concurrence bancaire et l’efficience des banques. L’efficience est définie comme la capacité de produire un maximum (efficience technique) ou d’optimiser l’allocation des ressources (efficience allocative) pour une technologie, un niveau d’inputs et des prix donnés.

L’objectif de l’article est d’analyser l’effet de la concurrence bancaire sur l’efficience des banques au sein de pays de l’ASS. A notre connaissance, aucune recherche sur le système bancaire en ASS n’a tenté d’apprécier spécifiquement le rôle joué par la concurrence sur l’efficience². En utilisant la méthodologie en deux étapes développée par [Koetter *et al.* \(2011\)](#), cette recherche comble ce vide. L’échantillon se compose de l’ensemble des banques de 7 pays de l’UEMOA (à l’exception des banques bissau-guinéennes) sur la période 2002-2007. Après avoir estimé les scores d’efficience-coût et d’efficience-profit, l’effet causal de la concurrence sur l’efficience est étudié.

Le principal résultat est le suivant : Une intensification de la concurrence engendre une dégradation de l’efficience-coût alors que son effet sur l’efficience-profit est non significatif. Néanmoins, aucune théorie ne permet d’expliquer pourquoi cet effet positif du pouvoir de marché disparaît lors de l’analyse du profit. Afin de combler cette lacune, une explication est avancée dans le cas du système bancaire africain. L’intuition est la suivante : les banques peuvent choisir d’allouer leur fonds entre deux secteurs : un secteur sûr et un

1. Par exemple l’arrivée de nouveaux acteurs et le développement de groupes pan-africains.

2. Seule [Turk Ariss \(2010\)](#) a traité spécifiquement cette question dans le cadre des pays en développement. Les études sur l’efficience des banques en Afrique introduisent souvent une variable de concentration ou de concurrence sans y prêter une réelle attention ([Kablan \(2010\)](#) ou [Chen \(2009\)](#)).

secteur risqué (avec des rendements importants mais incertains). Se focaliser sur les clients peu risqués permet de réduire les coûts mais ne permet pas de maximiser le revenu (productivité marginale plus faible de ces clients). Les banques disposant d'un certain pouvoir de marché ne sont guère incitées à allouer leur crédit à des clients risqués. Dès lors, bien qu'ayant des coûts plus faibles, ces banques ne maximisent pas leur revenu. En revanche, les "nouvelles" banques sont obligées de se démarquer en ciblant les clients non servis. Ces banques maximisent donc leur revenu au prix d'un coût plus élevé en allant chercher les clients risqués. L'effet global sur le profit entre ces deux types de stratégies (coût faible-revenu faible Vs. coût élevé-profit élevé) est identique.

Le reste de l'article suit la structure suivante : La section 2 présente le cadre théorique pouvant expliquer l'effet de la concurrence sur l'efficacité. Les sections 3 et 4 s'intéressent à la méthodologie et aux données utilisées. La section 5 établit les principaux résultats et la section 6 confirme ces conclusions par le biais de tests de robustesse. La section 7 propose une explication possible des résultats obtenus. Enfin la dernière section conclut et présente des recommandations de politiques économiques.

2 Revue de la littérature

Les relations entre la concurrence et l'efficacité ont été largement étudiées par la littérature depuis les travaux de [Hicks \(1935\)](#). Si les premières recherches sur les relations entre l'efficacité et la concurrence se sont focalisées sur la causalité allant de la structure de marché à l'efficacité³, [Demsetz \(1973\)](#) and [Peltzman \(1977\)](#) ont montré que la causalité pouvait être inverse (théorie dite de la structure efficace). En effet, les firmes les plus efficaces devraient accroître leur parts de marché ce qui concentre le marché (et peut réduire la concurrence). Sans négliger cette liaison possible, cette étude se concentre sur la causalité allant de la concurrence à l'efficacité dans le secteur bancaire ouest-africain. Après avoir présenté le corpus théorique, les résultats des divers travaux empiriques seront exposés.

3. Voir les travaux de [Hicks \(1935\)](#) et le paradigme *Structure-Conduct-Performance* développé par [Mason \(1939\)](#) et [Bain \(1956\)](#).

2.1 "Quiet Life Hypothesis" versus "Information Generating Hypothesis"

Les premiers travaux analysant le rôle de la concurrence sur l'efficacité sont le fruit de Hicks (1935) et du paradigme *Structure-Conduct-Performance* développé par Mason (1939) et Bain (1956). Sans traiter spécifiquement du secteur bancaire, ces auteurs mettent en exergue les effets bénéfiques induits par une concurrence accrue. Cette théorie, connue sous le nom de "*Quiet Life Hypothesis*" (QLH par la suite), postule 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).

Si ces arguments conviennent parfaitement pour la plupart des entreprises, les spécificités propres au secteur bancaire ont engendré une remise en cause de la QLH. Contrairement aux autres secteurs, l'information joue un rôle central dans l'activité bancaire. La gestion des problèmes d'aléa moral et de sélection adverse est au coeur du métier de banquier. Une intensification de la concurrence rend plus difficile la mise en place et le maintien de relations de long terme. Or, ces relations privilégiées permettent aux banques de disposer d'une information sur leur clientèle et de réduire les problèmes d'aléa moral (Freixas et Rochet, 2008). Dans une optique légèrement différente, Hauswald et Marquez (2006) montrent qu'une concurrence exacerbée réduit l'investissement en recherche d'information des banques⁴. Toutes ces approches mettent en exergue le fait que le pouvoir de marché en facilitant l'accès à l'information peut améliorer l'efficacité bancaire. Cette théorie est regroupée sous le nom de *Information Generating Hypothesis* (IGH).

Les systèmes bancaires africains sont caractérisés par une opacité informationnelle forte comme en témoigne le poids du secteur informel ou le faible accès aux données comptables ce qui devrait renforcer les arguments de la théorie IGH.

4. Marquez (2002) montre, pour sa part, que si le marché est concentré, les banques existantes ont une meilleure connaissance du marché dans sa totalité ce qui réduit les problèmes de sélection adverse.

2.2 Etudes empiriques du lien entre la concurrence et l'efficience

En raison des conclusions théoriques contrastées, la question de l'effet bénéfique ou non de la concurrence sur l'efficience bancaire est empirique. Or, si de nombreuses études ont tenté de caractériser les déterminants de l'efficience⁵, peu ont analysé la relation entre la concurrence et l'efficience.

Berger et Hannan (1998) furent les premiers à traiter empiriquement ce problème. En utilisant un indicateur de concentration sur un échantillon de plus de 5000 banques américaines dans les années 1980, ils soulignent les effets bénéfiques de la concentration sur l'efficience-coût. La principale critique tient à l'approximation de la concurrence par un indicateur de concentration. Cette mesure n'est qu'imparfaitement reliée à la concurrence (Angelini et Ceteroli, 2003; Claessens et Laeven, 2004) et ne reflète que moyennement le pouvoir de marché individuel (Boone, 2008). Plusieurs études récentes ont tenté de contourner cette faiblesse en utilisant une mesure du pouvoir de marché individuel des banques grâce à l'indice de Lerner (cf. Tableau 1). Koetter *et al.* (2011) soulignent les problèmes induits par les mesures de l'indice de Lerner et de l'efficience selon deux modèles indépendants. En effet, la présence d'inefficience tend à induire une sous-estimation du pouvoir de marché. Afin de contourner ce problème, Koetter *et al.* (2011) proposent une mesure ajustée de l'indice de Lerner. Cette méthode a été peu utilisée à l'exception du travail de Turk Ariss (2010). Cette recherche est également la seule à avoir étudiée la relation concurrence-efficience dans le cas des pays en développement (PED). L'échantillon retenu est de 821 banques dans 60 PED sur la période 1999-2005 (soit presque 5000 points d'observations). Conformément à l'hypothèse de QLH, le pouvoir de marché est lié négativement à l'efficience-coût. Néanmoins, ce résultat n'est pas robuste à la substitution de l'efficience-coût par l'efficience-profit. Cette étude instructive souffre cependant de quelques limites. L'échantillon retenu est hétérogène puisqu'il comprend des pays de plusieurs continents et ayant des niveaux de développement très différents. Si cette hétérogénéité permet de produire de la variabilité, elle induit des différences pro-

5. Voir les revues de littérature fournies par Berger et Humphrey (1997) et Berger (2007).

TABLE 1 – Revue de la littérature empirique

Auteurs	Pays	Période	Indicateur(s) de concurrence	Efficienc [Méthode d'estimation] ^a	Principaux Résultats ^b [Méthode d'estimation]
Berger et Hannan (1998)	Etats-Unis	1980-1989	HHI	Coût [DFA]	QLH [DMC] ^c
Maudos et De Guevara (2007)	UE-15	1993-2002	HHI et Lerner	Coût [SFA]	IGH [Logit]
Schaeck et Čihák (2008)	14 pays UE + Etats-Unis	1995-2005	Boone (2008) Indicator	Coût et Profit [SFA]	Incertain pour le coût QLH pour le profit [Causalité à la Granger]
Delis et Tsionas (2009)	11 pays UE + Etats-Unis	2000-2007	Lerner	Coût [SFA]	QLH [Estimation conjointe] ^d
Casu et Girardone (2009)	5 pays européens ^e	2000-2005	Lerner	Coût [DEA et SFA]	IGH [Causalité à la Granger]
Coccorese et Pellicchia (2010)	Italie	1992-2007	Lerner	Coût [SFA]	QLH [Tobit & Logistique]
Turk Ariss (2010)	60 PED	1999-2005	Lerner et Lerner ajusté ^f	Coût et Profit [SFA]	QLH pour le coût incertain pour le profit [Tobit]
Färe et al. (2011)	Espagne	1992-2003	Lerner	Coût [DEA]	Non linéaire [smoothing splines]
Koetter et al. (2011)	Etats Unis	1986-2006	Lerner ajusté ^f	Coût et Profit [SFA]	IGH pour le coût QLH pour le profit [DMC] ^c

^aDFA : Distribution Free Analysis, DEA : Data Envelopment analysis et SFA : Stochastic frontier Analysis. Pour plus de détails voir : [Greene \(2008\)](#)

^bQLH : Quiet Life Hypothesis; IGH : Information Generating Hypothesis, voir Section 2.1

^cDMC : Doubles moindres carrés

^dLa méthode suivie est celle de [Uchida et Tsutsui \(2005\)](#)

^eFrance, Allemagne, Italie, Espagne et Royaume-Uni.

^fL'indice de Lerner ajusté est issu de [Koetter et al. \(2011\)](#) et est présenté dans la suite de l'article

fondes entre les pays qui sont peu prises en considération⁶. Rien n'assure que la relation entre concurrence et efficacité soit commune pour l'ensemble des PED. D'une part, les systèmes bancaires diffèrent profondément entre ces pays (part des banques, présence des banques étrangères, services fournis, clientèle servies, etc.). D'autre part, l'environnement économique, social et institutionnel dans lequel évolue les banques africaines n'a que peu de rapport avec ceux auxquels sont confrontés les banques sud-américaines, européennes ou asiatiques. Par exemple, les problèmes liés à l'accès à l'information ou à la possibilité de diversifier la clientèle sont plus prononcés en ASS⁷.

Compte tenu de la difficulté pour prendre en compte cette hétérogénéité, il est intéressant de concentrer l'analyse sur un groupe de PED homogènes. Cet article propose de tester la relation pouvant exister entre la concurrence et l'efficacité bancaire sur un échantillon de pays africains. Les pays retenus sont ceux de l'UEMOA⁸ qui non seulement partagent un environnement économique proche mais également un cadre réglementaire bancaire commun. La méthodologie retenue est celle développée par [Koetter *et al.* \(2011\)](#). L'objectif n'est pas d'apporter des conclusions générales pour l'ensemble des PED mais plutôt d'éclairer le débat des bénéfices et les coûts engendrés par une intensification de la concurrence bancaire en ASS. Cette question est cruciale en raison de la faible inclusion financière qui pénalise le développement économique africain.

3 Méthodologie

La méthodologie suivie dans cet article est la méthode en deux étapes développée par [Koetter *et al.* \(2011\)](#). La première étape consiste à estimer conjointement le niveau d'efficacité et de pouvoir de marché de chaque banque à l'instant t . La seconde étape vise

6. Les différences entre les pays sont uniquement contrôlés par le biais de l'introduction du PIB par tête et une mesure de la protection des créanciers. Or, de nombreux autres facteurs comme la réglementation financière peuvent impacter à la fois le pouvoir de marché et l'efficacité.

7. En outre, d'un point de vue méthodologique, les mesures de l'efficacité et de l'indice de Lerner posent un problème économétrique. Pour un certain nombre de pays (africains notamment), les estimations sont réalisées avec peu d'observations ce qui pose des problèmes de convergence des estimations. Certes un test de robustesse présente les résultats avec une frontière globale mais il eut été plus logique d'introduire des frontières régionales en raison des disparités fortes entre les pays de l'échantillon.

8. La Guinée-Bissau est exclue en raison d'un manque de données.

à analyser l'effet causal du pouvoir de marché sur l'efficacité.

3.1 La mesure de l'efficacité

Depuis les travaux précurseurs de Farrell (1957), les approches économétriques de la mesure de l'efficacité se sont largement développées⁹. Afin d'estimer l'efficacité, l'approche des frontières stochastiques est adoptée pour deux raisons : d'une part, cette approche permet de prendre en considération les chocs exogènes ; et, d'autre part, elle est moins sensible aux points aberrants. Cette recherche se concentre sur l'estimation des scores d'efficacité-coût et d'efficacité-profit¹⁰.

L'efficacité-coût permet d'évaluer dans quelle mesure une banque est capable de produire un niveau donné d'output(s) à un moindre coût. Le niveau d'efficacité-coût est dérivée de l'estimation d'une fonction coût total (C_{it}) ayant comme arguments le niveau d'output(s) produits (y_{it}), le prix des inputs (w_{it}), un terme d'erreur (v_{it}) et l'inefficacité (u_i). La fonction de coût total est donc la suivante : $C_{it} = C(y_{it}, w_{it}, u_i, v_{it})$, avec i et t , la banque i et l'année t respectivement. La mesure de l'(in)efficacité obtenue (u_i) peut être interprétée comme un surcoût. Un score de 0.80 signifie que la banque pourrait produire la même quantité en réduisant ses coûts de 20%.

La mesure traditionnelle de l'efficacité-profit se fonde sur une fonction de profit ayant pour arguments le prix de l'output, des inputs et l'inefficacité. Néanmoins, en raison de la violation de l'hypothèse de concurrence parfaite, il est difficile de considérer le prix de l'output comme exogène. Afin de contourner ce problème, l'efficacité-profit est estimée grâce à l'approche développée par Humphrey et Pulley (1997)¹¹. Cette approche suppose que le profit est, comme le coût, expliqué par le niveau d'output(s), le prix des inputs, l'inefficacité et un terme d'erreur. Le profit estimé est donc de la forme suivante :

9. Les deux grandes approches existantes sont les approches dites non-paramétriques principalement d'enveloppe (DEA) et les approches paramétriques principalement les méthodes de frontières stochastiques (SFA) (pour plus de détails, voir Greene (2008)).

10. L'utilisation d'une fonction de production pour les banques pose des problèmes d'endogénéité non résolus de manière satisfaisante par la théorie économétrique.

11. Berger et Mester (1997) soulignent que d'autres arguments peuvent expliquer le choix de la méthode de Humphrey et Pulley (1997) comme la difficulté de mesurer la qualité des produits et le prix des outputs. Ces raisons expliquent aussi le choix effectué.

TABLE 2 – Efficience-coût, efficience-revenu et efficience-profit

Concepts théoriques	Définition	Mesures empiriques	
		Efficience-coût	Efficience-profit
Efficience-coût	Capacité à minimiser les coûts	✓	✓
Efficience-revenu	Capacité à maximiser les revenus		✓

$\pi_{it} = \pi(y_{it}, w_{it}, u_i, v_{it})$ Un score d'efficience-profit de 0.80 signifie que la banque aurait pu faire un profit supérieur de 20% sans modifier les quantités d'inputs utilisés, les quantités d'outputs produits et la technologie.

Contrairement à l'efficience-coût, qui se concentre uniquement sur le processus productif, l'efficience-profit considère également le côté revenu. [Berger et Mester \(1997\)](#) soulignent que l'efficience-profit mesure non seulement la capacité à minimiser les coûts, mais également l'aptitude des firmes à maximiser leur revenu (efficience-revenu). Le tableau 2 résume ces relations.

Dans le cadre de cette étude, l'approche de l'intermédiation¹² est adoptée avec trois inputs (w_{it}^l) : les dépôts bancaires (D), le travail (L) et le capital physique (K). L'output est représenté par l'actif total (y_{it}). Ce choix se justifie pour deux raisons : D'une part, cela permet de comparer les résultats obtenus avec ceux de la littérature existante qui utilise cette approximation ([Turk Ariss, 2010](#); [Koetter et al., 2011](#)). D'autre part, la principale activité des banques ouest-africaines demeure l'intermédiation. Les crédits et les dépôts représentent près de 80% du total de l'actif et du passif des banques¹³. Les autres formes d'activités (crédit-bail, affacturage) restent très marginales. La frontière est représentée par une fonction translogarithmique commune à l'ensemble des banques de la zone. Une tendance (t) est incluse afin de prendre en considération les changements technologiques

12. L'autre approche utilisée dans les études bancaires est celle de la production. Cette dernière suppose que la banque utilise du capital physique et du travail pour produire des services. Cette approche ignore la fonction d'intermédiation des banques et ne considère pas les dépôts comme un input dans le processus de production bancaire.

13. Les coefficients de corrélation entre ces trois variables sont compris entre 0.98 et 1. L'utilisation du crédit en lieu et place de l'actif total n'induit que des changements marginaux dans les résultats obtenus (résultats non reportés).

dans le temps. Les fonctions estimées sont donc modélisées de la manière suivante¹⁴ :

$$\begin{aligned} \ln(X_{it}) = & \beta_0 + \beta_1(\ln y_{it}) + \frac{\beta_2}{2}(\ln y_{it})^2 + \sum_{l=1}^3 b_l(\ln w_{it}^l) + \sum_{l=1}^3 \beta_{2+l}(\ln y_{it})(\ln w_{it}^l) + \frac{1}{2} \sum_{l=1}^3 b_{3+l}(\ln w_{it}^l)^2 \\ & + \sum_{l \neq n} b_{6+l}(\ln w_{it}^l)(\ln w_{it}^n) + \gamma_1 t + \gamma_2 t^2 + \gamma_3 y_{it} t + \sum_{l=1}^3 \gamma_{3+l} w_{it}^l t + v_{it} - u_{it} \quad (1) \end{aligned}$$

avec $X_{it} = \begin{cases} C_{it} & \text{pour l'efficience coût} \\ \pi_{it} + \theta & \text{pour l'efficience profit, } \theta > 0 \end{cases}$

L'inefficience est représentée par une loi semi-normale. Les scores d'efficience sont calculés à partir de la méthode développée par [Jondrow et al. \(1982\)](#).

3.2 La mesure de la concurrence

Deux approximations de la concurrence ont été utilisées dans la littérature : le niveau de concentration d'une part, et l'indice de Lerner d'autre part. De nombreuses critiques ont remis en cause l'évaluation de la concurrence par les mesures de concentration¹⁵. Face à ce constat, l'utilisation de l'indice de Lerner est devenue plus systématique. Cette mesure a l'avantage de capter le pouvoir de marché de chaque firme. Il est supposé qu'une firme soumise à une forte pression concurrentielle sera incapable d'extraire une rente¹⁶. Cet indice mesure la différence entre le prix fixé par la firme (p_{it}) et le coût marginal pour produire ce bien (Cm_{it}) rapportée au prix : $L_{it} = \frac{p_{it} - Cm_{it}}{p_{it}}$. Le prix est construit en utilisant l'approximation donnée par le revenu moyen c'est-à-dire en rapportant les revenus annuels à l'actif total de la banque au cours de l'année ($\hat{p}_{it} = RM_{it} = R_{it}/y_{it}$). Le coût marginal est obtenu à partir de l'estimation d'une fonction de coût similaire à

14. Les hypothèses usuelles de symétrie sont imposées. En outre, l'hypothèse d'homogénéité est imposée dans le cas de la fonction de coût. L'ajout d'une constante (θ) dans le cas de la frontière profit permet de prendre en compte l'ensemble des données, le profit pouvant être négatif.

15. Voir section 2.2. et [Berger et al. \(2004\)](#).

16. Cette relation entre pouvoir de marché et comportement concurrentiel n'est pas automatique. L'approche des variations conjecturales enseigne que d'autres variables comme la part de marché et l'élasticité de la demande peuvent impacter l'indice de Lerner. Néanmoins, cette analyse contrôle pour la part de marché et suppose que l'élasticité prix de la demande est proche pour l'ensemble des banques présentes.

l'équation 1 sans inefficience (u). Le coût marginal est obtenu comme suit :

$$\hat{C}m_{it} = \frac{\partial C_{it}}{\partial y_{it}} = \frac{C_{it}}{y_{it}} \frac{\partial \ln(C_{it})}{\partial \ln(y_{it})} = \frac{C_{it}}{y_{it}} \left[\beta_1 + \beta_2 y_{it} + \sum_{l=1}^3 \beta_{2+l} (\ln w_{it}^l) + \gamma_3 \right] \quad (2)$$

Koetter *et al.* (2011) remettent en cause les études utilisant l'indice de Lerner. Ils soulignent les problèmes qu'impliquent de ne pas mesurer l'efficience et le pouvoir de marché selon un même modèle structurel¹⁷. Afin de combler cette lacune, Koetter *et al.* (2011) ont développé une mesure ajustée de l'indice de Lerner. Partant de la définition microéconomique du profit et de l'approximation du prix par le revenu moyen, Koetter *et al.* (2011) montrent qu'une évaluation non biaisée de l'indice de Lerner peut être obtenue avec la formule suivante¹⁸ :

$$L_{it}^A = \frac{\frac{\hat{R}_{it}}{y_{it}} - \hat{C}m_{it}}{\frac{\hat{R}_{it}}{y_{it}}} = \frac{\frac{\hat{\pi}_{it} + \hat{C}_{it}}{y_{it}} - \hat{C}m_{it}}{\frac{\hat{\pi}_{it} + \hat{C}_{it}}{y_{it}}} \quad (3)$$

avec \hat{R}_{it} le revenu total construit à partir des prévisions (purgées de l'inefficience) du coût total (\hat{C}_{it}) et du profit ($\hat{\pi}_{it}$). Afin d'obtenir les estimations du coût total et du profit hors inefficience, les auteurs proposent d'estimer les frontières de coût et de profit selon une méthode SFA. A partir des coefficients obtenus, le coût et le profit (hors inefficience) sont prédits. Le coût marginal ($\hat{C}m_{it}$) est obtenu de la même manière que précédemment à l'exception du fait que la fonction de coût est estimée par une méthode SFA¹⁹.

Cette recherche propose d'estimer l'effet de la concurrence sur l'efficience en utilisant l'indice de Lerner ajusté. La présentation de l'indice de Herfindahl-Hirschman (HHI_j) et de l'indice de Lerner (L_{it}) est également proposée afin de permettre la comparaison avec les résultats obtenus.

17. La non-prise en compte de l'inefficience dans la mesure de l'indice de Lerner implique une sous-estimation de ce dernier. Dès lors, la relation estimée entre indice de Lerner et efficience est fallacieuse.

18. En partant du principe que le profit (π_{it}) est la différence entre le revenu total (R_{it}) et le coût total (C_{it}), alors le revenu total peut s'écrire : $R_{it} = \pi_{it} + C_{it}$

19. Il est utile de noter que le recours à la méthodologie développée par Koetter *et al.* (2011) ne permet pas d'utiliser une approche en une étape (Battese et Coelli, 1995). Cette question est abordée dans la section 6.

3.3 Modélisation du lien entre concurrence et efficience

Afin d’apprécier l’effet de la concurrence sur l’efficience, plusieurs régressions sont utilisées en suivant le modèle ci-dessous :

$$Eff_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Conc_{it} + \sum_{i=1}^n \delta_i Z_{it} + \mu_t + \nu_j + \omega_{it} \quad (4)$$

avec Eff_{it} les deux scores d’efficience (Coût et profit), $Conc_{it}$ l’approximation de la concurrence, Z_{it} un vecteur de variables de contrôle propre à la banque i l’année t , et des effets-fixes années (μ_t) et pays (ν_j). Les indices i , j et t se réfèrent à la banque i , dans le pays j , l’année t et ω_{it} sont les bruits blancs. En raison de la censure des scores d’efficience à gauche (avec 0) et à droite (1), [Kumbhakar et Lovell \(2003\)](#) proposent d’utiliser un modèle Tobit avec double censure (cf : Tableau 1). [McDonald \(2009\)](#) montre que l’utilisation d’un modèle Tobit donne des résultats similaires à l’estimation d’un modèle linéaire s’il n’existe aucune observation pour lesquelles l’efficience est nulle ou parfaite. Cette propriété étant vérifiée l’approche linéaire est privilégiée²⁰.

L’utilisation d’une variable générée comme variable expliquée de la seconde étape impose l’ajustement des écarts-aléatoires ([Pagan, 1984](#)). Pour cette raison, les écarts aléatoires sont générés par une méthode de ”bootstrapping” (avec 100 tirages aléatoires).

Enfin [Demsetz \(1973\)](#) et [Peltzman \(1977\)](#) ont souligné la possibilité d’une causalité inverse. En outre, l’estimation selon un même modèle de la variable dépendante et de la variable d’intérêt est une autre source potentielle d’endogénéité. Par conséquent, le modèle est estimé par les Doubles Moindres Carrés (DMC) en utilisant la mesure de la concurrence retardée d’une période sous forme quadratique comme instruments. Des tests de Durbin-Wu-Hausman permettent de juger de l’exogénéité de la variable d’intérêt et de la nécessité éventuelle de recourir à l’instrumentation.

4 Données

Les données sont issues des bilans et comptes de résultats de chaque banque sur la période 2002-2007 ainsi que de l’annuaire des banques produits par la Banque Centrale

20. Les résultats du modèle Tobit sont présentés en Annexes. Ces résultats ne sont pas significativement différents des résultats de la modélisation linéaire.

des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO)²¹. L'échantillon se compose de l'ensemble des banques de 7 pays de la zone (la Guinée-Bissau est exclue). En outre, les observations pour lesquelles le montant de l'actif total ou du prix des inputs est négatif sont exclues. L'échantillon final est composé de 93 banques soit 439 points d'observations (panel non cylindré). Toutes les données monétaires ont été corrigées de l'inflation en utilisant l'indice des prix à la consommation.

Les mesures de l'efficacité sont établies à l'aide de la méthode précédemment explicitée (cf : Section 2.1) à partir des données d'output et du prix des inputs. L'output retenu est l'actif total de la banque. Les inputs sont de trois types : travail (L), dépôts (D) et capital physique (K). Le coût du travail (w_{it}^L) est approximé en rapportant les dépenses de personnels sur le nombre d'employés. Le prix des dépôts (w_{it}^F) est mesuré en utilisant le ratio des intérêts versés aux déposants par la banque sur les dépôts. Enfin, le coût du capital (w_{it}^K) est construit en rapportant les charges opérationnelles aux immobilisations totales.

La relation entre la concurrence et l'efficacité est appréciée à l'aide de l'équation 4. La concurrence et l'efficacité sont établies à l'aide des méthodes précédemment explicitées. Une certain nombre de variables de contrôle pouvant affecter à la fois la concurrence et l'efficacité sont introduites (cf : Maudos et De Guevara (2007); Turk Ariss (2010); Coccorese et Pellecchia (2010) et Koetter *et al.* (2011)) :

- *Taille* : La taille est mesurée par la part de marché de chaque banque i l'année t sur son marché national j . Les banques les plus grandes peuvent à la fois disposer d'un pouvoir de marché important tout en étant plus efficaces (Berger et Humphrey, 1997).
- *Propriété* : La propriété des banques (publique ou étrangère) est souvent avancée pour expliquer les divergences d'efficacité (Berger, 2007). Afin de prendre en considération cette éventualité, la part du capital détenu par l'Etat et la part du capital détenu par des intérêts étrangers sont introduites comme variables de contrôle.
- *Diversification de l'activité* : La diversification des banques peut affecter les deux variables d'intérêts (Koetter *et al.*, 2011). Une mesure de la diversification des produits fournis par la banque est établie à partir de la mesure proposée par Laeven

21. Toutes ces données sont disponibles en libre accès sur le site de la BCEAO : www.bceao.int.

et Levine (2007). Cette mesure est construite selon la formule suivante :

$$Diversification_{it} = 1 - \left| \frac{R_{it}^i - R_{it}^{hi}}{R_{it}} \right| \quad (5)$$

avec R_{it} le revenu total, R_{it}^i le revenu des intérêts et R_{it}^{hi} les revenus hors intérêts de la banque i à l'instant t . Cet indice est croissant avec le niveau de diversification.

- *Extension géographique* : Hirtle (2007) a montré l'action jouée par l'étendue du réseau bancaire sur les performances bancaires dans le cas américain. Or, il est probable que la densité du réseau bancaire ait un rôle important dans l'explication de l'efficacité dans les pays en développement. Un réseau étendu peut être le signe d'une firme efficace qui étend son offre. Néanmoins, un réseau diffus peut engendrer des problèmes d'organisation impactant négativement l'efficacité. L'extension géographique est mesurée à partir du ratio du nombre de guichets sur l'actif total (sous sa forme logarithmique).
- *Profil de risque* : Une des spécificités de l'activité bancaire est la gestion du risque. Cette caractéristique rend difficile la mesure de l'efficacité bancaire et l'étude de ces déterminants. Une plus grande prise de risque peut induire des coûts et des revenus plus élevés. En raison de la difficulté de sa mesure, le risque est pris en compte par trois approximations. Premièrement, le ratio des provisions pour risques sur l'actif total est utilisé. Ce ratio est la conjonction de deux variables en l'occurrence les procédures réglementaires et le portefeuille d'actifs de la banque. Le cadre réglementaire étant commun pour l'ensemble des banques de la zone UEMOA, cette mesure permet de capter en partie les choix d'investissements plus ou moins risqués fait par la banque. Deuxièmement, la capitalisation (ensemble des fonds propres rapportés à l'actif total) permet de saisir l'activité plus ou moins intense de la banque. Plus une banque aura une activité d'intermédiation importante, plus celle-ci sera exposée au risque de transformation et plus sa capitalisation sera faible. Néanmoins, la lecture des résultats concernant cette variable est complexe en raison des informations multiples captées par la capitalisation (Myers, 2001). Enfin, une mesure du risque de liquidité est incorporée avec la liquidité des banques (ratio des créances interbancaires sur l'ensemble des créances interbancaires et des créances à la clientèle).

Le tableau 3 présente les statistiques descriptives. Conformément aux prédictions théo-

TABLE 3 – Statistiques descriptives

Variable	Obs	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
<i>Variables utilisées pour l'estimation des frontières</i>					
Coût total	439	6250.602	6101.691	243	35688
Bénéfice avant impôts	439	1110.329	3151.409	-25672.24	15782.51
Actif total	439	86340.66	91212.16	2553.168	476739
Prix du travail	439	11.04217	6.324415	2.683411	60.8035
Prix des dépôts	439	.0221369	.0106219	.0004535	.0908228
Prix du capital physique	439	.9484396	.9436251	.0624083	8.553254
<i>Variables utilisées pour l'estimation de l'équation 4</i>					
HHI_j	439	1627.124	390.6482	1053.587	2748.575
L_{it}	439	.0366374	.7450882	-11.59973	.5985395
L_{it}^A	439	.374207	.2475955	-2.560368	.9189299
Part de marché	439	9.193407	8.323567	.2151699	42.75578
Part capital étranger	439	.5845395	.3421512	0	1
Part capital public	439	.1568618	.2340729	0	1
Diversification	439	.5332949	.2072788	0	.9924295
Guichets	439	-9.245165	.7982882	-11.95291	-6.390911
Provisions pour risques	439	0.0055509	0.0084771	0	0.066803
Capitalisation	439	8.70e-06	.0000265	-.0000439	.0002475
Liquidité	439	.2829591	.168326	.0152111	.9846485

riques de [Koetter *et al.* \(2011\)](#) l'indice de Lerner ajusté est plus élevé que l'indice de Lerner.

5 Résultats

5.1 Estimations de l'inefficience

Les résultats des estimations des fonctions de coût et de profit (avec et sans inefficience) sont présentés en Annexe (Tableau 8). Les paramètres σ_u , λ et σ^2 sont significativement différent de zéro à la fois pour les fonctions de coût et de profit. Ces résultats permettent de rejeter l'hypothèse selon laquelle l'inefficience serait inexistante au sein des banques de l'UEMOA ($u_i \neq 0$ pour les deux spécifications). Les différentes variables explicatives du coût et du profit ont le signe attendu et sont en général significatives.

Les valeurs estimées pour les fonctions de coût et de profit permettent de calculer

les scores d'efficacité (*CostEFF* et *ProfitEFF*) pour chaque point d'observations. Ces deux mesures s'avèrent assez peu corrélées : ($\rho = 0.18$). Cette faible corrélation s'explique par l'absence de lien automatique entre l'efficacité-coût et l'efficacité-revenu (Berger et Mester, 1997). En effet, rien n'assure que les banques qui minimisent les coûts soient également celles qui maximisent leurs revenus.

TABLE 4 – Les niveaux d'efficacité coût et profit des banques de l'UEMOA sur la période 2002-2007

Efficiency	Benin	Burkina	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo	UEMOA
- Coût	.8586835	.8298443	.8116876	.8570569	.828835	.8785872	.7924951	.8381724
- Profit	.7424278	.7889022	.7198952	.7596686	.7966006	.8180603	.7903678	.7701812

Le tableau 4 présente les valeurs moyennes sur l'ensemble de la période pour chaque pays et pour la zone UEMOA. Les valeurs moyennes pour l'ensemble des pays de l'UEMOA mettent en exergue une efficacité profit plus faible ce qui est commun dans la littérature. Le Sénégal regroupe les banques les plus efficaces. La Côte d'Ivoire semble en revanche réunir des banques moins efficaces. Ces résultats sont conformes aux conclusions de Kablan (2007) qui explique ces divergences par des différences d'environnement économique²².

5.2 Relation entre la concurrence et l'efficacité

Les coefficients de corrélation des variables deux à deux sont présentés en Annexes (cf : tableau 7). L'indice de concentration (HHI_j) est peu corrélé avec les scores d'efficacité. L'indice de Lerner non-ajusté (L_{it}) ne semble être relié significativement qu'à l'efficacité-coût contrairement à l'indice de Lerner ajusté (L_{it}^A) qui est très fortement corrélé à l'efficacité-coût et un peu moins à l'efficacité-profit.

22. L'introduction de variables macroéconomiques ou de muettes pays dans les équations de coût et profit inhibe en grande partie les divergences nationales. La situation ivoirienne peut également être expliquée par les troubles politiques récurrents que connaît ce pays depuis 2002.

5.2.1 Relation entre la concurrence et l'efficience-coût

Le tableau 5 présente les résultats des déterminants de l'efficience-coût. A côté des résultats des estimations en moindres carrés ordinaires (MCO), les estimations en Doubles Moindres Carrés (DMC) sont présentées accompagnées des tests permettant de juger de la validité de l'instrumentation et les résultats de l'estimation de première étape²³. Eu égard aux résultats des tests d'exogénéité, il est possible d'accepter l'hypothèse d'exogénéité des variables de concentration et de pouvoir de marché. Par conséquent, l'analyse se concentre sur les estimations en MCO (colonnes [1], [3] et [5]).

L'indice de Lerner ajusté a un effet positif et significatif sur l'efficience-coût. Outre la significativité statistique, l'effet économique s'avère important : une hausse d'un écart-type de l'indice de Lerner ajusté induit une augmentation de presque 5% de l'efficience-coût²⁴. L'ajustement s'avère utile puisque l'effet de l'indice de Lerner est certes significatif statistiquement mais plus faible économiquement (une variation d'un écart-type induit une augmentation de moins de 2% de l'efficience). En revanche, la concentration ne semble pas avoir de rôle sur l'efficience-coût contrairement aux résultats de [Berger et Hannan \(1998\)](#). L'absence de significativité de la mesure de concentration s'explique sans doute par la faible variabilité engendrée par l'utilisation d'une variable commune pour toutes les banques d'un même pays à la même période d'autant que des muettes pays et année sont introduites. Néanmoins, il est possible pour ces variables de rejeter l'hypothèse QLH et d'accepter l'hypothèse IGH ce qui rejoint les résultats de [Koetter et al. \(2011\)](#) pour les Etats-Unis mais remet en cause ceux de [Turk Ariss \(2010\)](#) pour les PED.

Il est intéressant d'observer l'action des variables de contrôle sur l'efficience-coût. La taille et la propriété ne semblent pas jouer un rôle central dans l'explication de l'efficience-coût. Ce résultat remet en question un certain nombre de travaux suggérant une action centrale de la propriété dans l'explication des performances bancaires ([Berger, 2007](#)). Les seules variables ayant un rôle robuste sur l'efficience-coût sont les stratégies de diversifi-

23. Les instruments sont la mesure de la variable suspectée d'endogénéité ($Conc_t$) retardée d'une période sous forme quadratique. Il est utile de noter que la stratégie d'instrumentation s'avère efficace puisque les instruments sont à la fois explicatifs (cf. Statistique de Cragg-McDonald) et exogènes (cf. le test de Sur-identification de Sargan).

24. Les effets sont calculés sur la base des valeurs moyennes.

TABLE 5 – La relation entre l'efficience coût et la concurrence

	MCO	DMC	MCO	DMC	MCO	DMC
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
HHI_j	0.0000222	0.0000346				
	(0.79)	(0.74)				
L_{it}			0.0227*	0.0654***		
			(1.80)	(3.85)		
L_{it}^A					0.193***	0.271***
					(3.33)	(6.99)
Part de Marché	0.000189	0.000515	0.000120	0.000231	0.00107***	0.00109***
	(0.55)	(1.26)	(0.31)	(0.51)	(2.79)	(3.38)
Part du Capital Etranger	-0.0107	0.0147	-0.00782	0.0194	-0.00410	0.00630
	(-1.09)	(1.31)	(-0.77)	(1.50)	(-0.52)	(0.60)
Part du Capital Public	0.00870	0.0279*	0.00840	0.0306	0.00577	0.0133
	(0.54)	(1.65)	(0.52)	(1.47)	(0.51)	(0.89)
Diversification	-0.0673***	-0.0689***	-0.0595***	-0.0708***	-0.0505***	-0.0631***
	(-3.38)	(-3.35)	(-3.33)	(-3.62)	(-3.71)	(-5.22)
Guichets	-0.0229***	-0.0196***	-0.0221***	-0.0184***	-0.0157***	-0.0109***
	(-4.68)	(-3.80)	(-4.49)	(-4.06)	(-4.43)	(-3.44)
Capitalisation	-109.5	42.19	130.8	73.79	-568.4**	-1219.1***
	(-0.47)	(0.10)	(0.54)	(0.15)	(-2.04)	(-3.18)
Liquidité	0.0469*	0.0451	0.0606**	0.0704***	0.0230	-0.0186
	(1.77)	(1.48)	(2.45)	(2.66)	(0.93)	(-0.75)
Provisions	-0.798*	-1.286***	-0.937**	-1.407***	-0.561	-0.580
	(-1.74)	(-2.73)	(-2.10)	(-2.61)	(-1.25)	(-1.52)
Constante	0.603***	0.626***	0.657***	0.701***	0.637***	0.691***
	(6.80)	(5.68)	(12.31)	(15.58)	(16.97)	(23.12)
Observations	439	355	439	344	439	344
R^2	0.274		0.311		0.565	
<i>Instrumentation</i>						
$Conc_{t-1}$		-0.16969		0.25760***		0.43570***
		(-1.19)		(5.19)		(7.55)
$(Conc_{t-1})^2$		0.00022***		-0.00379		0.15127***
		(8.03)		(-0.87)		(4.90)
Cragg-McDonald St.		317.8		212.9		67.79
Sargan Statistique (p-value)		0.246		0.531		0.799
Test Endogénéité (p-value)		0.7589		0.7156		0.2857

Notes : La variable dépendante est l'efficience-coût. Les instruments sont les endogènes retardées d'une période sous forme quadratique (les autres variables sont introduites dans l'équation d'instrumentation). Les équations incluent des effets-fixes pays et année (non reportés). Les écarts aléatoires sont "bootstrappés" et les t-statistiques sont indiquées entre parenthèses. *, ** et *** signalent les significativités à 10%, 5% et 1% respectivement.

cation des banques et d'extension géographique. Ces variables sont en outre économiquement significatives. Les banques proposant une gamme étendue de produits et ayant le réseau le plus dense semblent présenter des niveaux d'efficacité-coût plus réduits.

5.2.2 Relation entre la concurrence et l'efficacité-profit

La stratégie retenue pour expliquer l'effet de la concurrence sur l'efficacité-profit est similaire à la précédente. Il est utile de rappeler que contrairement à l'efficacité-coût, l'efficacité-profit prend en considération la capacité à maximiser les revenus. Les divergences entre ces deux mesures s'expliquent par cet effet. La section précédente a permis de mettre en exergue l'effet négatif de la concurrence sur l'efficacité-coût. Le tableau 6 souligne l'absence d'effet de la concurrence sur l'efficacité-profit pour les trois mesures utilisées.

Concernant les variables de contrôle, les conclusions sont proches de l'analyse précédente à deux exceptions près. D'une part, la capitalisation a un effet négatif sur l'efficacité-profit. Le changement de signe peut s'expliquer par la difficulté de comprendre ce que recouvre la variable de capitalisation. Si cette mesure approxime la prise de risque, elle peut être considérée comme une mesure des problèmes d'agence (Myers, 2001). Des recherches plus approfondies devront être entreprises afin de mieux comprendre cette indétermination empirique. D'autre part, la variable de diversification est non significative. En revanche, l'effet significatif et négatif de l'extension géographique sur l'efficacité s'avère robuste et stable. Une politique de densification du réseau pour une banque induit des coûts supplémentaires et des risques importants en raison des coûts fixes importants (installation d'agences, recherche d'informations sur la clientèle, ...) et des éventuels problèmes d'agence inhérents à la distance. Dès lors, il n'est guère surprenant de voir un effet négatif de la densité du réseau bancaire sur l'efficacité.

TABLE 6 – La relation entre la concurrence et l'efficience profit

	MCO	DMC	MCO	DMC	MCO	DMC
HHI_j	0.0000522 (0.86)	0.0000297 (0.28)				
L_{it}			0.0225 (1.14)	0.0213 (0.39)		
L_{it}^A					0.0292 (0.93)	0.0859 (0.67)
Part de Marché	-0.00121 (-1.42)	-0.000766 (-0.72)	-0.00123 (-1.51)	-0.000612 (-0.64)	-0.000999 (-1.15)	-0.000267 (-0.26)
Part du Capital Etranger	-0.0181 (-0.76)	-0.00595 (-0.23)	-0.0148 (-0.63)	-0.0000981 (-0.00)	-0.0165 (-0.68)	-0.00441 (-0.13)
Part du Capital Public	-0.0907** (-2.09)	-0.0895* (-1.82)	-0.0905** (-2.08)	-0.0900* (-1.68)	-0.0905** (-2.09)	-0.0947* (-1.70)
Diversification	0.0227 (0.78)	0.0277 (0.74)	0.0305 (1.06)	0.0334 (0.89)	0.0255 (0.85)	0.0405 (0.98)
Guichets	-0.0352*** (-4.21)	-0.0370*** (-3.66)	-0.0346*** (-3.93)	-0.0355*** (-3.21)	-0.0343*** (-4.06)	-0.0340*** (-2.87)
Capitalisation	612.0** (2.51)	1331.9** (2.55)	855.1*** (3.03)	1941.4*** (3.49)	551.5** (2.15)	1635.0* (1.66)
Liquidité	-0.0593* (-1.70)	-0.0961** (-2.28)	-0.0444 (-1.24)	-0.102** (-2.01)	-0.0611* (-1.70)	-0.132** (-2.39)
Provisions	-2.772** (-2.19)	-3.840*** (-2.69)	-2.910** (-2.32)	-3.971*** (-3.21)	-2.737** (-2.18)	-3.754*** (-3.02)
Constante	0.356** (2.00)	0.386* (1.65)	0.478*** (5.52)	0.450*** (4.24)	0.474*** (5.43)	0.436*** (3.69)
Observations	434	350	434	339	434	339
R^2	0.188	0.210	0.198	0.226	0.188	0.221
<i>Instrumentation</i>						
$Conc_{t-1}$		-0.18839 (-1.32)		0.26479*** (5.13)		0.42444*** (8.43)
$(Conc_{t-1})^2$		0.00022*** (7.42)		-0.00311 (-0.69)		0.15612*** (5.86)
Cragg-McDonald St.		315.4		220.2		75.15
Sargan Statistique (p-value)		0.581		0.0463		0.886
Test Endogénéité (p-value)		0.9652		0.0770		0.7624

Notes : La variable dépendante est l'efficience-profit. Les instruments sont les endogènes retardées d'une période sous forme quadratique (les autres variables sont introduites dans l'équation d'instrumentation). Les équations incluent des effets-fixes pays et année (non reportés). Les écarts aléatoires sont "bootstrappés" et les t-statistiques sont indiquées entre parenthèses. *, ** et *** signalent les significativités à 10%, 5% et 1% respectivement.

6 Tests de robustesse

Afin de tester la solidité des résultats une quatre séries de tests de robustesse a été utilisée dont les résultats sont reportés en Annexes²⁵. Tout d'abord, une série de tests a consisté à modifier les méthodes d'estimations utilisées pour établir la relation entre concurrence et efficience (cf. Eq 4). Ensuite, les résultats pouvant être guidée par des situations monopsoniques cette possibilité a été discutée. En outre, la sensibilité des résultats à la méthodologie employée pour évaluer l'efficience a été inspectée. Enfin, en raison des critiques inhérentes aux méthodologie en deux étapes, une approche en une étape à la Battese et Coelli (1995) a été utilisée. Les résultats s'avèrent très robustes tant pour les résultats principaux (effet de la concurrence) que pour les résultats secondaires (effet du réseau bancaire et absence d'effet de la propriété étrangère).

Une première source de critique peut provenir des méthodes d'estimations retenues. Tout d'abord, Turk Ariss (2010) et Färe *et al.* (2011) soulignent la possibilité de relations non-linéaires entre la concurrence et l'efficience. Afin de tester cette possibilité les mesures de concurrence sont introduites sous forme quadratique sans changements notoires (Tableau 9, colonnes [1]). Ensuite, les régressions linéaires peuvent être inadaptées en raison de la censure des scores d'efficience entre 0 et 1. Cependant, l'utilisation de méthodes Tobit ([2]) et de régressions logistiques ([3]) ne changent pas les résultats de manière significative. En outre, l'introduction d'effets-fixes banques afin de contrôler pour les facteurs fixes inobservables n'a aucune incidence sur les résultats obtenus ([4]). Enfin, les résultats peuvent être induits par l'existence de points aberrants. Afin de traiter ce problème potentiel, des régressions quantiles ont été utilisées sans changements notoires ([5]).

Une hypothèse fondamentale posée pour tester la relation entre le pouvoir de marché et l'efficience est l'exogénéité des prix des inputs. En situation de monopsonne sur l'un des inputs, les banques les plus puissantes peuvent réduire leurs coûts de production. Dans ce cas, la relation entre efficience et pouvoir de marché est guidée par l'exercice de ce

25. Seuls les résultats concernant la spécification avec l'indice de Lerner ajusté sont discutés. D'autres tests ont été mis en oeuvre sans être reportés en raison de la concordance avec les résultats (utilisation des prêts à la place des actifs totaux.).

monospone. Il convient par conséquent de contrôler pour la sensibilité des résultats à cette possibilité. Sur les trois inputs utilisés, le plus sensible au pouvoir de marché est sans doute les dépôts bancaires. En effet, la concurrence à laquelle font face les banques pour l'obtention des deux autres inputs dépasse le cadre purement bancaire et réduit les possibilités de situations monopsoniques. Afin de tester la robustesse des résultats à cette possibilité, la procédure proposée par [Maudos et De Guevara \(2007\)](#) est mise en oeuvre. Le pouvoir de marché est calculé en excluant les dépôts comme inputs et comme composante du coût total. Ce changement ne change pas les résultats (colonnes [6])²⁶.

Une série de tests de robustesse concerne la méthode de l'estimation de l'efficience. Dans ce cadre d'analyse, deux séries de tests sont mis en oeuvre. Tout d'abord, toujours en utilisant une méthode de frontières stochastiques à la [Aigner *et al.* \(1977\)](#) et [Meeusen et van Den Broeck \(1977\)](#), le modèle de base est aménagé. La loi de distribution représentant l'inefficience a été modifiée en utilisant une loi exponentielle et une loi semi-normale sans que cela ne change les résultats significativement (résultats non reportés).

Ensuite une autre critique possible tient à l'utilisation de l'actif total comme unique output²⁷. Pour prendre en considération cette possibilité, l'équation 1 a été aménagée en utilisant non plus un output mais quatre outputs : crédits interbancaires, crédits à la clientèle, autres actifs rémunérateurs et dépôts. Les résultats soulignent un effet toujours positif de la concurrence sur l'efficience-coût (cf. Tableau 10, colonnes [1]).

Enfin il est utile de voir si les résultats sont robustes à la prise en compte de la dimension panel de la base de données. Les méthodes estimées précédemment ont négligé cet aspect en raison de la faible profondeur temporelle. L'objectif de ces modèles de panel est de mieux prendre en considération l'hétérogénéité individuelle ([Greene, 2005, 2008](#)). Il existe de nombreuses méthodes possibles en fonction de la modélisation de l'hétérogénéité (Effets fixes Vs. Effets aléatoires; Prise en compte ou non de la variation dans le temps). La modélisation retenue est le "True fixed effect model" développée par [Greene \(2005\)](#)²⁸.

26. Le test a été effectué en utilisant les mesures de l'efficience avec les trois inputs. Sa substitution par une mesure de l'efficience-coût et de l'efficience-profit avec deux inputs donne des résultats très proches (non reportés).

27. L'actif total a été remplacé par les prêts sans changements notoires (résultats non reportés).

28. Les résultats du modèle de [Battese et Coelli \(1992\)](#) tendent à souligner l'absence d'évolution de

L'utilisation de ce modèle est sujette à caution en raison de la faible profondeur temporelle qui peut induire une non-convergence des estimations. Les résultats confirment néanmoins les résultats antérieurs.

Enfin le problème de la correction proposée par [Koetter *et al.* \(2011\)](#) est l'utilisation d'une approche en deux étapes, qui peut être potentiellement biaisée ([Wang et Schmidt, 2002](#)). Bien que ce biais est moins important que le problème soulevé par [Koetter *et al.* \(2011\)](#), il est utile de tester la robustesse des résultats en utilisant une méthode en une étape. La méthodologie développée par [Battese et Coelli \(1995\)](#) est utilisée. Cette méthode consiste à introduire directement les variables comme déterminants de la moyenne de l'inefficience (celle-ci étant représentée par un loi semi-normale)²⁹. Il ressort clairement de l'analyse le rôle positif du pouvoir de marché sur l'efficience-coût³⁰. Les résultats de la mise en oeuvre du modèle de [Battese et Coelli \(1995\)](#) soulignent un effet positif du pouvoir de marché sur l'efficience-coût et l'efficience-profit.

7 Discussion

A l'image des conclusions de [Koetter *et al.* \(2011\)](#), les résultats suggèrent un effet positif du pouvoir de marché sur l'efficience-coût alors que son effet sur l'efficience-profit est moins clair. La différence entre les deux approches tient à la prise en compte de l'objectif de maximisation du revenu dans la seconde approche (cf. Tableau 2). Le pouvoir de marché induit une plus faible maximisation du revenu ce qui explique l'inhibition de l'effet positif induit par une meilleure information. Ce constat peut sembler contre-intuitif en raison de la possibilité pour les banques ayant un pouvoir de marché de fixer des taux d'intérêt plus élevés. Néanmoins, une explication peut être avancée dans le cas des banques africaines.

l'efficience dans le temps.

29. Pour plus de détails, voir [Battese et Coelli \(1995\)](#); [Kumbhakar et Lovell \(2003\)](#). Pour réaliser ces estimations, la mesure de concurrence introduite est l'indice de Lerner ajusté calculée pour l'estimation du modèle de base.

30. Lors de la lecture des résultats, un signe positif signifie que la variable augmente l'inefficience.

Si la plupart des études reconnaissent que les banques africaines produisent essentiellement des prêts, ceux-ci peuvent prendre des formes multiples en fonction des clients, de la maturité ou des risques engagés. Il est possible de distinguer deux types de prêts en ASS. D'une part, la plus grande partie des capitaux est allouée à des secteurs et acteurs peu rentables et peu risqués. Il s'agit des prêts au secteur public, aux grandes entreprises (surtout étrangères), aux entreprises liées au commerce ou au tourisme³¹. Les taux d'intérêt chargés sont faibles en raison d'un risque limité mais également d'une productivité marginale du capital faible. D'autre part, la majorité des acteurs économiques ont un accès limité aux crédits bancaires. Il s'agit des petites et moyennes entreprises, des secteurs d'activités comme l'agriculture ou les activités industrielles (non extractives). Ces acteurs font face à des taux d'intérêts élevés en raison d'un risque de défaut plus important et d'une productivité marginale plus élevée. Même en contrôlant pour les risques³², le taux d'intérêt des prêts sûrs est plus faible que pour les prêts risqués en raison des différences de productivité marginale.

Les banques sont libres de choisir l'allocation entre ces deux secteurs. Or, les banques disposant d'un certain pouvoir de marché peuvent ne pas être incitées à atteindre la frange risquée de la clientèle. En raison de la taille limitée et du coût d'entrée sur ce marché, il peut être plus rationnel de concentrer uniquement les prêts sur les agents les plus sûrs. Or, ce choix d'allocation de portefeuille ne maximise pas le revenu si le revenu espéré sur les agents risqués est supérieur au revenu certain tiré des prêts aux agents non risqués. En revanche, les banques qui ne disposent pas de marge de manoeuvre aisée sont obligées de diversifier leur choix de clientèle. Cette stratégie, si elle induit des coûts plus élevés, permet également de tirer des revenus totaux plus importants. De plus amples recherches dans cette direction devront être entreprises afin de mieux comprendre les tenants et aboutissants de ces diverses stratégies.

31. Il s'agit également des prêts dont la maturité est courte.

32. Des approximations pour la prise de risque ont été introduites dans la spécification empirique afin de purger cet effet.

8 Conclusion

Le paysage bancaire africain connaît une profonde mutation comme l'atteste l'arrivée de nouveaux acteurs. Une meilleure compréhension des effets de ces changements s'avère indispensable afin de maîtriser et d'accompagner ces transitions (création de groupes financiers africains, intensification de la concurrence, ...). Une large littérature étudie les effets de la concurrence bancaire mais reste cantonnée aux pays développés ou émergents.

Cette étude propose d'étudier l'effet de la concurrence bancaire sur l'efficacité des banques en Afrique. La concurrence est souvent considérée comme bénéfique dans la plupart des secteurs d'activités. Néanmoins, la spécificité du secteur financier et le rôle central de l'information remettent en question cette relation. Le pouvoir de marché est un moyen de produire de l'information et d'en tirer des bénéfices. Ce problème est encore plus brûlant dans le cas des pays africains affectés par une opacité informationnelle importante. Cette recherche propose de tester l'effet de la concurrence sur l'efficacité bancaire dans le cas des pays africains en étudiant le cas des pays de l'UEMOA. Une base de données est construite à partir des données pour l'ensemble des banques de la zone sur la période 2002-2007. La méthodologie suivie est celle développée récemment par [Koetter *et al.* \(2011\)](#).

Les résultats soulignent l'effet positif du pouvoir de marché sur l'efficacité-coût alors que son effet sur l'efficacité-profit est non significatif. La théorie économique explique cet effet sur l'efficacité-coût par une capacité de produire de l'information pour les banques disposant d'un pouvoir de marché. Néanmoins, la dissipation de cet effet bénéfique n'est pas expliquée par la littérature. Cet article propose une voie pour comprendre cet effet dans le cas des systèmes bancaires africains. L'intuition est la suivante : les banques disposant d'un certain pouvoir de marché sont peu enclines à étendre leur offre de services à de nouveaux clients plus rentables pour diverses raisons (coût d'entrée, taille limitée, etc.). Dès lors, le revenu n'est pas maximisé ce qui réduit le profit. Cette voie de recherche mérite de plus amples développements notamment d'un point de vue théorique.

Un résultat secondaire mais néanmoins intéressant de cette recherche est l'effet négatif du réseau bancaire sur l'efficacité alors que la propriété ne semble avoir aucun effet.

En termes de politiques économiques, cette recherche souligne les effets potentielle-

ment néfastes de la concurrence bancaire. Une intensification de cette concurrence peut induire des coûts supplémentaires en réduisant l'accès et l'investissement dans la recherche d'information. Les politiques de concurrence doivent être couplées avec des actions qui permettent de favoriser la diffusion et la distribution de l'information.

Références

- AIGNER, D., LOVELL, C. et SCHMIDT, P. (1977). Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of econometrics*, 6(1):21–37.
- ANGELINI, P. et CETEROLLI, N. (2003). The effects of regulatory reform on competition in the banking industry. *Journal of Money, Credit and Banking*, 35(5):663–684.
- BAIN, J. (1956). *Barriers to New Competition*. Cambridge : Harvard Press.
- BATTESE, G. et COELLI, T. (1992). Frontier production functions, technical efficiency and panel data : with application to paddy farmers in india. *Journal of productivity analysis*, 3(1):153–169.
- BATTESE, G. et COELLI, T. (1995). A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. *Empirical economics*, 20(2):325–332.
- BERGER, A. (2007). International comparisons of banking efficiency. *Financial Markets, Institutions & Instruments*, 16(3):119–144.
- BERGER, A., DEMIRGÜÇ-KUNT, A., LEVINE, R. et HAUBRICH, J. (2004). Bank concentration and competition : An evolution in the making. *Journal of Money, Credit and Banking*, 36(3):433–451.
- 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):454–465.
- BERGER, A. et HUMPHREY, D. (1997). Efficiency of financial institutions : International survey and directions for future research. *European Journal of Operational Research*, 98(2):175–212.

- BERGER, A. et MESTER, L. (1997). Inside the black box : What explains differences in the efficiencies of financial institutions ? 1. *Journal of Banking & Finance*, 21(7):895–947.
- BOONE, J. (2008). A new way to measure competition. *The Economic Journal*, 118:1245–1261.
- CASU, B. et GIRARDONE, C. (2009). Testing the relationship between competition and efficiency in banking : A panel data analysis. *Economics Letters*, 105:134–137.
- CHEN, C. (2009). Bank efficiency in sub-saharan african middle-income countries. *IMF Working Paper*, 09/14:1–34.
- CLAESSENS, S. et LAEVEN, L. (2004). What drives bank competition ? some international evidence. *Journal of Money, Credit and Banking*, 36(3):563–583.
- COCCORESE, P. et PELLECCIA, A. (2010). Testing the 'quiet life' hypothesis in the italian banking industry. *Economic Notes*, 39(3):173–202.
- DELIS, M. et TSIONAS, E. (2009). The joint estimation of bank-level market power and efficiency. *Journal of Banking & Finance*, 33(10):1842–1850.
- DEMSETZ, H. (1973). Industry structure, market rivalry and public policy. *Journal of Law and Economics*, 16:1–10.
- FÄRE, R., GROSSKOPF, S., MAUDOS, J. et TORTOSA-AUSINA, E. (2011). Mixed evidence? revisiting the quiet life hypothesis in banking using nonparametric techniques.
- FARRELL, M. (1957). The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, 120(3):253–290.
- FREIXAS, X. et ROCHET, J. (2008). *Microeconomics of banking*. MIT press Cambridge.
- GREENE, W. (2005). Fixed and random effects in stochastic frontier models. *Journal of Productivity Analysis*, 23(1):7–32.
- GREENE, W. (2008). The econometric approach to efficiency analysis. *The measurement of productive efficiency and productivity growth*, pages 92–250.

- HAUSWALD, R. et MARQUEZ, R. (2006). Competition and strategic information acquisition in credit markets. *Review of Financial Studies*, 19(3):967–1000.
- HERMALIN, B. (1992). The effects of competition on executive behavior. *The RAND Journal of Economics*, pages 350–365.
- HICKS, J. (1935). Annual survey of economic theory : The theory of monopoly. *Econometrica*, 3:1–20.
- HIRTLE, B. (2007). The impact of network size on bank branch performance. *Journal of Banking & Finance*, 31(12):3782–3805.
- HUMPHREY, D. et PULLEY, L. (1997). Banks' responses to deregulation : Profits, technology, and efficiency. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29(1):73–93.
- JONDROW, C. *et al.* (1982). On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model. *Journal of econometrics*, 19(2-3):233–238.
- KABLAN, S. (2007). Measuring bank efficiency in developing countries : The case of waemu. *African Economic Research Consortium*.
- KABLAN, S. (2010). Banking efficiency and financial development in sub-saharan africa. *IMF Working Paper*, 10/136:1–26.
- KOETTER, M., KOLARI, J. et SPIERDIJK, L. (2011). Enjoying the quiet life under deregulation? evidence from adjusted lerner indices for us banks. *The Review of Economics and Statistics*, Forthcoming(0).
- KUMBHAKAR, S. et LOVELL, C. (2003). *Stochastic frontier analysis*. Cambridge Univ Pr.
- LAEVEN, L. et LEVINE, R. (2007). Is there a diversification discount in financial conglomerates? *Journal of Financial Economics*, 85(2):331–367.
- MARQUEZ, R. (2002). Competition, adverse selection, and information dispersion in the banking industry. *Review of Financial Studies*, 15(3):901.

- MASON, E. (1939). Price and production policies of large-scale enterprise. *The American Economic Review*, 29(1):61–74.
- 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):2103–2125.
- MCDONALD, J. (2009). Using least squares and tobit in second stage dea efficiency analyses. *European Journal of Operational Research*, 197(2):792–798.
- MEEUSEN, W. et van DEN BROECK, J. (1977). Efficiency estimation from cobb-douglas production functions with composed error. *International Economic Review*, 18(2):435–444.
- MYERS, S. (2001). Capital structure. *The Journal of Economic Perspectives*, 15(2):81–102.
- PAGAN, A. (1984). Econometric issues in the analysis of regressions with generated regressors. *International Economic Review*, 25(1):221–247.
- PELTZMAN, S. (1977). The gains and losses from industrial concentration. *Journal of Law and Economics*, 20:229–263.
- SCHAECK, K. et ČIHÁK, M. (2008). How does competition affect efficiency and soundness in banking ? : New empirical evidence. *ECB Working Paper Series*, 932.
- 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.
- TURK ARISS, R. (2010). On the implications of market power in banking : Evidence from developing countries. *Journal of Banking & Finance*, 34(4):765–775.
- UCHIDA, H. et TSUTSUI, Y. (2005). Has competition in the japanese banking sector improved ? *Journal of Banking & Finance*, 29(2):419–439.
- WANG, H. et SCHMIDT, P. (2002). One-step and two-step estimation of the effects of exogenous variables on technical efficiency levels. *Journal of Productivity Analysis*, 18(2):129–144.

Annexes

TABLE 7 – Coefficients de corrélation

	<i>CostEFF</i>	<i>ProfitEFF</i>	<i>HHI_j</i>	<i>L_{it}</i>	<i>L_{it}^A</i>	Part de marché	Part du capital étranger
<i>CostEFF</i>	1.0000						
<i>ProfitEFF</i>	0.1843*	1.0000					
<i>HHI_j</i>	0.0722	0.0655	1.0000				
<i>L_{it}</i>	0.1828*	0.0280	-0.0520	1.0000			
<i>L_{it}^A</i>	0.5687*	0.1663*	0.2942*	-0.0088	1.0000		
Part de Marché	0.0175	-0.0794	0.2713*	0.2026*	-0.1369*	1.0000	
Part du capital étr.	0.0539	0.0968	0.0117	-0.0792	0.0243	-0.1145	1.0000
Part du capital public	-0.0877	-0.1794*	0.0695	0.0879	-0.0204	0.1615*	-0.5957*
Capitalisation	-0.0484	0.1076	0.1542	-0.4799*	0.3794*	-0.2762*	-0.0252
Liquidité	0.1225	0.0781	0.2800*	-0.3449*	0.3134*	-0.1110*	0.1259*
Diversification	-0.2593*	-0.0592	-0.0627	-0.0992	-0.1101	0.0268	-0.0663
Provisions	-0.1407*	-0.2154*	0.0946	0.0930	-0.1054	0.1951*	-0.0116
Guichets	-0.2645*	-0.1038	0.1748*	-0.1470*	0.0555	-0.0707	-0.2306*

	Part du capital public	Capitalisation	Liquidité	Diversification	Provisions	Guichets
Part du capital public	1.0000					
Capitalisation	-0.0283	1.0000				
Liquidité	-0.1481*	0.4720*	1.0000			
Diversification	0.0842	-0.0139	0.0951	1.0000		
Provisions	0.1917*	-0.0887	-0.0385	0.1593*	1.0000	
Guichets	0.1662*	0.2852*	0.0504	0.1243	-0.0039	1.0000

Note : * signale la significativité à 5%.

TABLE 8 – Estimations des fonctions de coût et de profit

	Coût		Profit	
	MCO	Frontière	MCO	Frontière
$(\ln y_{it})$	0.432** (2.54)	0.522*** (3.17)	-1.660*** (-4.45)	-1.723*** (-8.17)
$(\ln y_{it})^2$	0.0430*** (5.96)	0.0381*** (5.26)	0.0782*** (4.25)	0.0787*** (8.69)
$(\ln w_{it}^L)$	2.838*** (10.06)	2.794*** (10.03)	1.431** (2.52)	0.958* (1.80)
$(\ln w_{it}^F)$	-0.380 (-1.50)	-0.304 (-1.25)	0.473 (1.09)	0.434 (1.09)
$(\ln w_{it}^K)$	-1.458*** (-8.28)	-1.490*** (-8.66)	-0.744* (-1.95)	-0.345 (-1.24)
$(\ln y_{it})(\ln w_{it}^L)$	-0.120*** (-6.51)	-0.117*** (-6.36)	-0.0735 (-1.60)	-0.0313 (-0.73)
$(\ln y_{it})(\ln w_{it}^F)$	0.0550*** (3.67)	0.0504*** (3.51)	-0.0883** (-2.61)	-0.0824*** (-3.34)
$(\ln y_{it})(\ln w_{it}^K)$	0.0649*** (4.32)	0.0669*** (4.50)	0.0452* (1.80)	0.0372* (1.81)
$(\ln w_{it}^L)^2$	-0.218*** (-9.19)	-0.216*** (-9.28)	-0.0556 (-1.10)	-0.0712 (-1.19)
$(\ln w_{it}^L)(\ln w_{it}^F)$	0.0750*** (4.06)	0.0722*** (3.96)	0.113* (1.70)	0.0896 (1.28)
$(\ln w_{it}^L)(\ln w_{it}^K)$	0.143*** (11.42)	0.144*** (12.17)	0.0819 (1.08)	0.0108 (0.18)
$(\ln w_{it}^F)(\ln w_{it}^K)$	-0.113*** (-9.87)	-0.114*** (-10.10)	-0.0317 (-0.64)	0.0110 (0.32)
$(\ln w_{it}^F)^2$	0.0379*** (2.59)	0.0416*** (2.97)	-0.0143 (-0.71)	-0.0196 (-0.90)
$(\ln w_{it}^K)^2$	-0.0300** (-2.13)	-0.0305** (-2.24)	-0.0479* (-1.76)	-0.0147 (-0.71)
t	0.155* (1.80)	0.161* (1.94)	-0.160 (-1.29)	-0.152 (-1.49)
$(\ln y_{it})t$	-0.0118** (-2.03)	-0.0115** (-2.05)	0.00867 (0.98)	0.0109 (1.58)
$(\ln w_{it}^L)t$	0.0179 (1.07)	0.0109 (0.65)	-0.0311 (-1.57)	-0.0231 (-1.08)
$(\ln w_{it}^F)t$	0.0159 (1.28)	0.0143 (1.21)	-0.0285** (-2.14)	-0.0199 (-1.25)
$(\ln w_{it}^K)t$	-0.0148 (-1.54)	-0.0131 (-1.38)	0.00845 (0.64)	0.0102 (0.87)
t^2	0.00161 (0.38)	0.00205 (0.50)	0.00254 (0.45)	0.000135 (0.03)
Constante	-2.916** (-2.17)	-3.442*** (-2.72)	15.66*** (7.71)	16.62*** (8.98)
σ_u		0.220534*** (0.0340224)		0.3916439*** (0.0204683)
σ^2		0.0749874*** (0.011178)		0.1454566*** (0.0110238)
λ		1.358512*** (0.0478075)		2.692539*** (0.0265652)
Obs.	439	439	434	434

TABLE 9 – Tests de robustesse 1 : Méthode d'estimation et monopsonne

	Efficence-coût						Efficence-profit					
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
L_{it}^A	0.228*** (6.17)	0.200*** (3.89)	0.146*** (4.38)	0.200*** (3.93)	0.263*** (12.84)	0.313*** (7.35)	0.0314 (0.21)	0.0314 (0.97)	0.0596 (1.31)	0.0312 (0.96)	-0.0218 (-0.63)	0.0458 (1.15)
$(L_{it}^A)^2$	0.0647 (1.23)						0.000398 (0.00)					
Part Marché	0.00161*** (4.99)	0.00110*** (3.01)	0.000886*** (3.49)	0.00110*** (3.06)	0.00129*** (4.89)	0.00207*** (5.81)	-0.000984 (-1.12)	-0.000981 (-1.12)	-0.000150 (-0.14)	-0.000987 (-1.14)	-0.00152 (-1.45)	-0.000855 (-0.96)
Part Etr.	-0.00585 (-0.77)	-0.00357 (-0.47)	-0.00350 (-0.61)	-0.00373 (-0.49)	-0.00191 (-0.27)	0.00900 (1.30)	-0.0166 (-0.68)	-0.0162 (-0.67)	0.00252 (0.09)	-0.0166 (-0.69)	-0.0281 (-1.44)	-0.0145 (-0.59)
Part Pub.	0.000550 (0.05)	0.00484 (0.44)	-0.000291 (-0.04)	0.00450 (0.41)	0.00432 (0.31)	0.0167* (1.84)	-0.0906** (-2.08)	-0.0895** (-2.04)	-0.0852 (-1.61)	-0.0906** (-2.09)	-0.0659 (-1.26)	-0.0886** (-2.03)
Diversification	-0.0489*** (-3.83)	-0.0505*** (-3.74)	-0.0320*** (-3.46)	-0.0505*** (-3.85)	-0.0640*** (-5.86)	0.00279 (0.21)	0.0253 (0.85)	0.0259 (0.86)	0.0269 (0.84)	0.0253 (0.85)	0.0183 (0.67)	0.0330 (1.10)
Güichets	-0.0130*** (-4.02)	-0.0140*** (-4.05)	-0.00955*** (-4.04)	-0.0139*** (-4.03)	-0.0103*** (-2.72)	-0.0156*** (-7.14)	-0.0342*** (-4.02)	-0.0342*** (-4.03)	-0.0271*** (-2.82)	-0.0342*** (-4.06)	-0.0310*** (-4.00)	-0.0344*** (-4.06)
Capitalisation	-735.6*** (-2.62)	-569.2** (-2.12)	-421.2** (-2.09)	-566.2** (-2.11)	-600.3** (-2.42)	-595.1*** (-2.72)	542.8* (1.80)	541.1** (2.09)	490.5* (1.81)	543.9** (2.11)	519.3** (2.08)	544.1** (2.13)
Liquidité	-0.00984 (-0.47)	0.0128 (0.55)	0.00337 (0.21)	0.0125 (0.55)	0.00559 (0.33)	0.0153 (0.81)	-0.0617 (-1.21)	-0.0611* (-1.54)	-0.0576 (-1.66)	-0.0615* (-1.31)	-0.0767* (-1.70)	-0.0909* (-1.5)
Provisions	-0.334 (-0.89)	-0.485 (-1.16)	-0.311 (-1.06)	-0.481 (-1.15)	-0.333 (-0.91)	-0.371 (-1.21)	-2.730** (-2.14)	-2.730** (-1.86)	-4.281* (-2.17)	-2.731** (-0.64)	-1.061 (-0.63)	-2.719** (-2.16)
Constante	0.645*** (18.65)	0.655*** (18.03)	-0.917*** (-36.66)	0.656*** (17.91)	0.677*** (16.69)	0.489*** (13.24)	0.474*** (5.39)	0.474*** (5.41)	-1.094*** (-10.73)	0.474*** (5.44)	0.563*** (8.06)	0.484*** (4.84)
Observations	439	439	439	439	439	439	434	434	434	434	434	434

Notes : [1] Mesure non linéaire de la concurrence ; [2] Tobit ; [3] Régressions logistiques ; [4] Inclusion d'effets-fixes bancaire ; [5] Régressions quantiles ; [6] Lerner calculé sans les fonds empruntés. Toutes les régressions incluent des effets-fixes année et pays (sauf pour [4]). Les écarts aléatoires sont "bootstrappés" et les t-statistiques sont indiquées entre parenthèses. *, ** et *** signalent les significativités à 10%, 5% et 1% respectivement.

TABLE 10 – Tests de robustesse 2 : Modélisation de l'inefficience

	Efficience-coût			Efficience-profit		
	[1]	[2]	[3]	[1]	[2]	[3]
L_{it}^A	0.177*** (2.81)	0.143** (2.00)	-0.803*** (-22.89)	0.0684 (1.63)	0.0221 (0.44)	-2.903** (-2.26)
Part Marché	0.00102** (2.51)	0.00229*** (2.97)	-0.00204 (-1.30)	-0.00144* (-1.65)	0.00111 (1.01)	0.179** (2.31)
Part Etr.	0.0109 (1.05)	-0.00768 (-0.36)	-0.00387 (-0.18)	-0.0140 (-0.61)	-0.0184 (-0.67)	0.127 (0.08)
Part Pub.	-0.00336 (-0.22)	-0.00930 (-0.30)	-0.0653* (-1.93)	-0.0919** (-2.10)	-0.230*** (-4.00)	4.900** (2.12)
Diversification	-0.0660*** (-4.00)	0.00455 (0.16)	0.0958*** (2.75)	0.0414 (1.41)	-0.0185 (-0.53)	-0.726 (-0.34)
Guichets	-0.00783* (-1.77)	-0.00778 (-1.09)	0.0381*** (3.78)	-0.0312*** (-3.24)	-0.0107 (-1.01)	1.424** (2.07)
Capitalisation	-480.8 (-1.36)	-488.1 (-1.25)	2009.8*** (5.05)	-21.78 (-0.08)	687.9** (2.01)	543.9 (.)
Liquidité	-0.0525** (-2.09)	0.0492 (1.21)	-0.137*** (-3.05)	-0.0354 (-0.82)	-0.0340 (-0.69)	-2.916 (-0.82)
Provisions	-0.596 (-1.42)	0.523 (1.06)	1.153 (1.58)	-2.603** (-1.98)	-3.721*** (-2.76)	13.39 (.)
Constante	0.748*** (16.89)	0.719*** (10.55)	1.122 (0.01)	0.485*** (4.92)	0.780*** (6.79)	5.810 (1.21)
Observations	439	439	439	434	434	434

Notes : [1] Inclusion de plusieurs outputs ; [2] Modèle de "True fixed effects" de [Greene \(2005\)](#) ; [3] Procédure en une étape ([Battese et Coelli, 1995](#)). Toutes les régressions incluent des effets-fixes année et pays. Les écarts aléatoires sont "bootstrappés" et les t-statistiques sont indiquées entre parenthèses pour [1] et [2]. Pour [3], les résultats reportés sont les coefficients associés aux facteurs impactant la moyenne (La lecture est inversée : Un signe positif souligne que la variable a un effet positif sur l'inefficience). *, ** et *** signalent les significativités à 10%, 5% et 1% respectivement.