

## POUVOIR DE MARCHÉ ET TARIFICATIONS DU CRÉDIT : CAS DE L'UEMOA

### Market power and pricing of loan : Evidence from the WAEMU banking sector

**ABDOULAYE NDIAYE<sup>1</sup>**

Université Gaston Berger de Saint-Louis, Sénégal

UFR Sciences Economiques et de Gestion

Laboratoire de Recherche en Économie de Saint-Louis (LARES), layebaye2@yahoo.fr

ORCID : 0000-0002-4550-0848

**Abstract :** This article assesses the relationship between market power and the credit pricing using a sample of 49 banks drawing from seven West African Economic and Monetary Union (WAEMU) countries for the period 2003–2014. Our empirical methodology relies on a panel data analysis and nonlinear estimation. We find that market power influences positively the credit pricing in the WAEMU. This is consistent with the *market power hypothesis*, which stipulates that concentrated markets encourages strong pricing of banking products (higher debtors rates and lower creditors rates, so more important interest margins), and limits access to financing. The nonlinear regression highlights the existence of a threshold that is not significant in our sample because only the first or second percentile of our data verify the second regime. While the remaining 98% to 99% confirm the results of the linear model. These results have important implications for bank regulation policies in the WAEMU.

**Keywords :** market power, concentration, pricing of loan, access to credit, WAEMU.

**Résumé :** Cet article évalue la relation entre le pouvoir de marché et la tarification du crédit sur un échantillon de 49 banques de 7 pays de l'Union Économique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) sur la période de 2003 à 2014. Notre méthodologie empirique relie une analyse des données de panel et une régression non linéaire. Nos résultats montrent que le pouvoir de marché influence positivement la tarification du crédit dans l'UEMOA. Cela conforte l'*hypothèse du pouvoir de marché* qui stipule que la concentration du marché incite à une forte tarification des produits bancaires (taux débiteurs plus élevés et taux créditeurs plus bas, donc marges d'intérêt importantes) et limite l'accès au financement.

<sup>1</sup> Sanar, Saint-Louis-Sénégal.

La régression non linéaire met en évidence l'existence d'un seuil qui n'est pas significatif dans notre échantillon car, seul le premier ou le deuxième centile des données de notre échantillon vérifie le second régime. Alors que les 98% ou 99% restant confirment les résultats du modèle linéaire. Ces résultats ont d'importantes implications de politiques de régulation bancaire dans l'UEMOA.

**Mots clés :** pouvoir de marché, concentration, tarification du crédit, accès au crédit, UEMOA.

**JEL classification :** G20, L11, E51.

## Introduction

Ces vingt dernières années, le secteur financier de l'Union Économique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) a subi d'importantes mutations avec notamment la mise en œuvre effective de nouvelles règles prudentielles en 2000 et de réformes en 2010. La mutation la plus importante est le relèvement du capital social minimum réglementaire à 10 milliards FCFA qui pourrait constituer une barrière à l'entrée dans le secteur. Des mutations pourraient également être observées en raison de la reconfiguration stratégique bancaire en cours. La course à la taille optimale, la constitution de grands groupes et l'arrivée de nouveaux acteurs vont affecter forcément les structures bancaires. En effet, sur la période 2003–2014, le nombre de banques en exercice dans l'Union a augmenté de moitié (graphique A4, annexe) et la concentration est globalement en recul pour tous les pays à l'exception du Burkina, du Niger et du Togo (graphique A3, annexe). Toutefois, le secteur bancaire demeure toujours concentré car quelques banques détiennent une part importante des dépôts, des crédits et des clients. En 2018, par exemple, les sept grands groupes bancaires de l'UEMOA détiennent 60% du total des actifs (BCEOA, 2019). Selon le rapport de la Commission Bancaire (CB-UMOA), au 31 décembre 2018, le système bancaire compte 59 grandes banques, 30 banques moyennes et 54 petits établissements<sup>2</sup>. Le même rapport renseigne que les banques internationales, soit sept (7) groupes bancaires<sup>3</sup>, dominent le marché avec 50,4% des actifs bancaires de l'Union. Elles représentent 34,9% du réseau d'agences, possèdent 41,4% des distributeurs automatiques de billets, détiennent 54,0% des

---

<sup>2</sup> Les établissements de crédit de l'Union sont classés en fonction de la taille de leur bilan en trois catégories : grands pour un total supérieur à 200 Milliards F CFA, moyens pour un total compris entre 100 et 200 Milliards F CFA et petits pour un total inférieur à 100 Milliards F CFA.

<sup>3</sup> Ecobank (13,2%), Société Générale (10,1%), Bank of Africa (9,6%), Atlantic Business International (9,3%), Attijariwafa bank (7,5%), NSIA Banque (5,3%) and Coris Bank International (5%).

comptes bancaires et emploient 47,9% du personnel. Le niveau de la concentration, la taille et la dimension groupe bancaire démontrent le caractère oligopolistique du marché bancaire de la zone. Par ailleurs, cette forte consolidation est allée de pair avec l'allègement des conditions de financement proposées par les banques. En effet, depuis la fin de la crise financière internationale de 2007/2008, les taux d'intérêt débiteurs sont relativement en baisse. Par exemple, en 2014, le taux moyen dans l'ensemble de l'UEMOA s'est établi à 7,26% après une baisse régulière de l'ordre de 20 points de base en moyenne par an sur les cinq années antérieures (BCEAO, 2006, 2014). Ce taux s'est établi à 6,83% au troisième trimestre 2018<sup>4</sup>. Ce nouvel environnement favorable à l'accès au crédit menace certainement la marge d'intérêt nette des banques qui s'est régressée sur la période 2006–2014 pour s'établir en moyenne à 5,7% du total de l'encours du crédit en 2014 (BCEAO, 2006 et 2014). Pendant ce temps, des progrès réels en termes de développement financier ont été enregistrés dans presque tous les pays de l'Union (graphique A1, annexe) : 19,2% au Mali, 20,3% au Burkina Faso, 20,9% au Bénin, 24,8% au Sénégal et 24,9% au Togo.

Un regard particulier mérite d'être porté sur ces mutations surtout que l'économie industrielle s'est 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 leurs conditions d'octroi de crédit. 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 les conditions de crédit.

Ces divergences relèvent de deux confrontations théoriques : la théorie de l'*hypothèse du pouvoir de marché* (Klein, 1971 ; Monti, 1972 ; Tirole, 1988, etc.) et celle de l'*hypothèse d'information* (Petersen & Rajan, 1995). La première montre que le pouvoir de marché influence positivement la tarification des crédits (donc défavorable à l'accès au crédit), tandis que la seconde défend une liaison négative entre ces deux variables (donc favorable à l'accès au crédit). En effet, le secteur bancaire est caractérisé par la forte présence de l'asymétrie d'information qui mène à l'aléa moral ou à la sélection adverse. Selon, la théorie de l'*hypothèse d'information*, la concurrence ne facilite pas aux banques d'entretenir des relations de long terme avec leurs clients. L'instauration de telles relations nécessite un investissement coûteux de la part des banques. Ces dernières ne décideront donc de s'engager dans telles relations que lorsqu'elles seront sûres de pouvoir les rentabiliser à long terme, chose qui n'est pas garantie sur un marché bancaire concurrentiel. Ainsi, seul le pouvoir de marché peut faciliter l'instauration de relations de clientèle de longue durée pour pouvoir réduire le coût du crédit grâce à la baisse du coût de l'information.

---

<sup>4</sup> Rapport sur la Politique Monétaire dans l'UMOA – Décembre 2018.

A l'instar de ces controverses théoriques, les travaux empiriques sont aussi marqués par des ambiguïtés que ce soient les travaux utilisant des données comptables d'entreprises et de contrats de crédit ou soient ceux se basant sur des données comptables de banques. Par exemple, *l'hypothèse du pouvoir de marché* est confirmée par Hannan (1991), Strahan (2004), Beck, Demirguc-Kunt and Maksimovic (2004), Clarke, Cull and Martinez Peria (2006), Carbo-Valverde, Rodriguez-Fernandez, Francisco et Udell (2009), Love et Martínez Peria (2012) et Léon (2015), tandis que Petersen et Rajan (1995), DeYoung, Goldberg et White (1999) et Fischer (2000) la rejette en faveur de *l'hypothèse d'information*. Mudd (2013) met en évidence une relation non linéaire entre le pouvoir de marché et l'accès au crédit bancaire sur un échantillon de 33 pays.

Suivant le clivage théorique entre l'hypothèse du pouvoir de marché et l'hypothèse d'information, on note une quasi-absence d'études empiriques s'intéressant à la relation entre le pouvoir de marché et l'accès au financement dans une économie africaine encore moins dans une union monétaire. Or, le niveau de pouvoir de marché des banques dans l'UEMOA et la forte présence des asymétries d'information incitent à la nécessité d'une telle étude dès-lors que le pouvoir de marché peut agir sur les comportements bancaires et affecter leurs conditions d'octroi de crédit.

L'objectif de cette étude est d'évaluer l'impact du pouvoir de marché sur l'accès au crédit bancaire à travers la tarification du crédit dans l'UEMOA. Dans l'UEMOA, à l'exception des travaux de Ouédraogo (2012), l'étude du lien entre le pouvoir de marché et l'accès au crédit, est demeurée dans le meilleur des cas à la régression du stock de crédit sur l'indicateur de concentration bancaire mais pas l'évaluation des effets du pouvoir de marché sur des mesures de contraintes financières. Notre étude entend prolonger les travaux de Ouédraogo (2012) dans une approche beaucoup plus adaptée afin de contribuer à la littérature empirique qui teste la relation entre le pouvoir de marché et la tarification du crédit dans une union monétaire en Afrique. En mobilisant des données comptables bancaires, nous estimons le pouvoir de marché des banques à l'aide de l'indice de Lerner (1934) en distinguant le segment du marché du crédit et celui de l'ensemble des activités bancaires (marché entier). Cette démarche est très rarement utilisée dans l'industrie bancaire des pays en développement, et encore moins dans une union monétaire, ce qui représente un autre apport de notre travail. Nous utilisons l'approche paramétrique dans l'estimation du coût marginal concernant l'indice de Lerner, ce qui est une autre contribution de l'étude. Cette étape est suivie par une analyse de régression en combinant un modèle linéaire en panel et non linéaire. L'analyse est basée sur des données de 49 banques panel avec 7 pays de l'UEMOA sur la période 2003–2014.

Le reste de l'article est organisé comme suit. La revue de la littérature théorique et empirique est présentée dans la deuxième section. La méthodologie et l'analyse des données sont exposées à la troisième section. Ensuite, à la quatrième section, nous présentons les résultats de nos estimations. Enfin, la section cinq conclut.

## 1. Pouvoir de marché et tarification du crédit bancaire : synthèse de la littérature

### 1.1. Arguments théoriques

Sur le plan théorique, deux courants de pensées s'opposent dans l'explication du rôle du pouvoir de marché sur la tarification du crédit bancaire. D'une part, *l'hypothèse du pouvoir de marché* (Klein, 1971 ; Monti, 1972) qui défend l'hypothèse selon laquelle la concurrence (pouvoir de marché limité) exerce un effet négatif sur la tarification des crédits (donc favorable à l'accès au crédit). D'autre part, les partisans de *l'hypothèse d'information* (par exemple, Petersen & Rajan, 1995 ; Fischer, 2000) qui stipulent l'existence d'une liaison positive entre ces deux variables (donc défavorable à l'accès au crédit).

Cette divergence théorique est plus ou moins due au rôle accordé à l'information dans le secteur. En effet, la théorie de l'hypothèse du pouvoir de marché, en négligeant le rôle du capital d'informations dans les décisions des banques, montre simplement que les taux d'intérêt sont déterminés par le pouvoir de marché et leurs variations dépendent aussi des conditions de concurrence dans le secteur. En revanche, dans la théorie de l'hypothèse d'information, les informations spécifiques dont disposent les banques sur leurs clients jouent un rôle important dans leurs décisions de crédits. Elles peuvent les inciter à offrir des taux d'intérêt plus faibles aux nouveaux demandeurs de crédits (augmentation de la marge extensive). Toutefois, la création de ce capital d'informations a non seulement un coût mais nécessite surtout une certaine durée de relation avec les clients. Or, si le marché est concurrentiel, l'information se disperse, ce qui rend difficile la sélection des clients sûrs et augmente par conséquent le coût du crédit. Ainsi, seul le pouvoir de marché peut faciliter l'instauration de relations de clientèle de longue durée pour pouvoir réduire le coût du crédit grâce à la baisse du coût de l'information

En conclusion, la démarcation entre ces deux mouvements théoriques est liée aux effets escomptés sur l'accès au crédit. *L'hypothèse du pouvoir de marché* suggère un impact négatif du pouvoir de marché sur l'accès au crédit, tandis que la théorie de *l'hypothèse d'information* sous-tend une relation plutôt positive. Dès-lors, des évaluations empiriques suivant ces deux théories fournissent des éléments plus ou moins favorables à la validation de l'une ou de l'autre théorie. Cette présente étude offre cet intérêt.

### 1.2. Evidences empiriques

A l'instar des controverses théoriques, les études empiriques sont aussi caractérisées par des ambiguïtés. On peut les regrouper suivant deux blocs : les travaux utilisant

des données comptables d'entreprises et de contrats de crédit et ceux se basant sur des données comptables de banques.

Dans une revue des premiers travaux empiriques (décennie 1960 et 1970) sur données américaines, Gilbert (1984) souligne que les auteurs aboutissent, en général, à des résultats concluant en faveur de *l'hypothèse du pouvoir de marché*. Un accroissement du ratio de concentration (de 10%) est associé à une hausse des taux débiteurs (de 0,1 à 11 points de base), à une baisse des taux créditeurs (de 0,1 à 18 points de base) ainsi qu'à un accroissement des profits bancaires (1,5 à 9% d'augmentation du produit net bancaire) (rapporté par Van Hoose, 2010 ; puis par Ouédraogo, 2012). Des travaux plus récents soutiennent également la relation positive entre la concentration bancaire et le coût du crédit aux États-Unis (Hannan, 1991 ; Cyrnak & Hannan, 1999 ; Black & Strahan, 2002 ; Berger, Rosen, & Udell, 2007 ; etc.).

Toutefois, il existe d'autres travaux portant sur données américaines appuyant la relation inverse. En effet, Petersen et Rajan (1995) trouvent, sur un échantillon de 1389 PME américaines, une liaison positive entre la concurrence et les taux d'intérêt appliqués aux PME. Dans une autre étude, Petersen et Rajan (1995) confirment *l'hypothèse d'information*, en utilisant un échantillon de 1277 PME américaines. En effet, ils montrent que les jeunes entreprises obtiennent davantage de crédits sur les marchés les plus concentrés où, la concurrence étant moins forte, les banques peuvent extraire plus facilement des rentes informationnelles. De surcroît, en régressant les taux d'intérêt consentis aux entreprises sur des indicateurs de concentration bancaire, à savoir l'indice de concentration d'Herfindahl-Hirschmann (IHH) et le nombre de banques entretenant une relation de clientèle avec l'entreprise, Petersen et Rajan (1995) trouvent qu'une concurrence intense sur le marché bancaire conduirait à des taux d'intérêts plus élevés. DeYoung et alii (1999) montrent également, à partir des données de banques locales américaines, que le pouvoir de marché affecte positivement les crédits alloués aux petites entreprises exerçant dans les marchés urbains et négativement celles qui mènent leurs activités dans les marchés ruraux. En utilisant des données d'enquête en panel sur de petites entreprises américaines, Scott et Dunkelberg (2001) trouvent que l'indice de concentration (IHH) n'est pas significativement corrélé avec l'offre et le coût du crédit.

Ces résultats contradictoires sur données américaines sont également constatés dans d'autres travaux portés sur l'Europe et l'Asie. Sur un échantillon de 1868 entreprises italiennes, Angelini, Di Salvo et Ferri (1998) trouvent que la concentration bancaire augmente avec les taux d'intérêt sur ligne de crédit, et par conséquent, durcit les conditions d'accès au crédit. Par contre, Fischer (2000) confirme *l'hypothèse d'information* sur un échantillon d'entreprises manufacturières allemandes. Il montre qu'une forte concentration des banques améliore les flux d'informations et favorise l'accès au crédit pour ces entreprises. D'autres travaux ont également trouvé l'existence d'un lien positif entre la concurrence bancaire et le coût du crédit en

Europe : Ziane (2003) en France, Hernández-Canovas et Martínez-Solano (2006) en Espagne, Degryse et Ongena (2007) en Belgique, etc. Menkhoff et Suwanaporn (2007) et Shikimi (2013) aboutissent aux mêmes résultats en Thaïlande et au Japon respectivement.

Les tests sur données transversales sont aussi observés. Sur un échantillon de pays développés et en développement, Clarke et alii (2001) trouvent qu'une forte présence de banques étrangères diminue le pouvoir de marché des banques locales et favorise par conséquent l'offre de crédit bancaire. Un élargissement des travaux de Clarke et alii (2006) permet à Beck et alii (2004) de montrer, à partir de données en coupe transversale de 74 pays développés et en développement, qu'une forte concentration du marché bancaire réduit le niveau d'accès au financement des entreprises, particulièrement dans les pays en développement. En effet, pour ces deux auteurs, l'effet de la concentration bancaire dépend du cadre institutionnel et réglementaire de chaque pays. Ainsi, ils trouvent que la relation entre le pouvoir de marché et l'offre de crédit est non significative dans les pays qui ont des institutions très développées, un niveau de développement économique et financier très élevé et une forte présence de banques étrangères. Chong, Lu et Ongena (2012) confirment les résultats de Beck et alii (2004) sur des données de PME chinoises.

Ces conclusions mitigées relèvent dans la plupart du temps de l'utilisation des indicateurs structurels comme proxy du pouvoir de marché (Ryan, O'Toole, & McCann, 2014). En effet, les indicateurs traditionnels de concentration (IHH ou part de marché des 5 plus grandes banques) ne peuvent pas traduire le pouvoir de marché dans les situations où il y a coexistence de concentration et de concurrence ou même dans les cas où il y a non concurrence. Dans d'autres circonstances, l'indice IHH pourrait représenter un proxy du pouvoir de marché, mais dans ce cas, il mérite d'être réajusté en prenant en compte des variables de contrôle telles que la taille moyenne des banques, la complexité du secteur bancaire en termes de variétés de produits et d'activités, l'élasticité de la demande, entre autres (Ryan et al., 2014). Mais, vue la façon dont ils sont souvent mesurés, ils sont considérés comme de faibles indicateurs de pouvoir de marché. Ces principales limites expliquent la divergence des résultats des travaux prés-cités (Ryan et al., 2014) et poussent d'autres travaux à privilégier les indicateurs non structurels notamment l'indice de Lerner ou la statistique H de Panzar-Rosse ou l'indice de Boone.

Claessens et Laeven (2004) en utilisant la statistique H de Panzar-Rosse comme indicateur de concurrence sur 16 pays, montrent que le pouvoir de marché réduit l'accès au crédit bancaire, et par ricochet la croissance économique de ces pays. Ce résultat conforte l'*hypothèse du pouvoir de marché*. En utilisant l'indice de Lerner comme indicateur du pouvoir de marché, Carbo et alii (2009) montrent que ce dernier réduit l'accès au financement aux PME espagnoles. De plus, ils trouvent des résultats similaires en utilisant l'indice de concentration IHH ajusté des variables de contrôle souvent omises, en particulier l'élasticité de la demande,

comme indicateur du pouvoir de marché. Love et Martínez Peria (2015) confirment les résultats de Carbo et alii (2009), à partir de données transversales de 53 pays en développement. Toutefois, à la différence de ces derniers, ils montrent que cet effet dépend de la taille de l'économie et de l'environnement financier dans lequel les entreprises évoluent. En particulier, un niveau élevé de développement financier réduit l'effet défavorable du pouvoir de marché. A l'instar des travaux de Carbo et alii (2009) et de Love et Martínez Peria (2012), Ryan et alii (2014) montrent, sur des données de panel d'entreprises européennes, que le pouvoir de marché augmente les contraintes de financement des entreprises. Cependant, en prenant en compte les différentes catégories de taille des entreprises, Ryan et alii (2014) aboutissent aux résultats selon lesquels le pouvoir de marché favorise l'accès au crédit aux petites entreprises, ce qui conforte *l'hypothèse d'information*. Mudd (2013), pour sa part, trouve une relation non linéaire entre le pouvoir de marché et l'accès au crédit bancaire sur un échantillon de 33 pays. En effet, l'auteur montre que la concurrence (mesurée par la statistique H de Panzar-Rosse) exerce un effet positif sur l'offre de crédit jusqu'à un certain niveau où ce même effet devient négatif. En utilisant l'indicateur de concurrence de Boone (2008), Liu et Mirzaei (2013) confirment également *l'hypothèse du pouvoir de marché*. Dans une étude récente portant sur 70 pays émergeant et en développement, Léon (2015) trouve une liaison négative entre le pouvoir de marché (mesuré par l'indice de Lerner, la statistique H de Panzar-Rosse et l'indicateur de Boone) et l'accès au crédit corroborant ainsi *l'hypothèse du pouvoir de marché*.

La relation entre le pouvoir de marché et la tarification du crédit a été également étudiée par d'autres travaux sur données comptables de banques. Cela constitue l'axe d'orientation des études empiriques sur des cas précis.

Les évaluations empiriques ont tenté d'établir une relation entre le pouvoir de marché et l'accès au crédit en donnant importance aux facteurs internes à la banque. Dans cette vague, le clivage est plus atténué. En effet, malgré la diversité des techniques utilisées, dans l'ensemble, la plupart des travaux empiriques valident la théorie de *l'hypothèse du pouvoir de marché*. Ainsi, de nombreuses études appliquées à des pays ayant des caractéristiques différentes utilisent la marge d'intérêt nette bancaire comme indicateur d'accès au crédit. De ce fait, plus la banque perçoit une marge d'intérêt élevée, plus elle durcit ses conditions d'accès au financement. Les premiers tests empiriques ont largement porté sur l'Europe et les Etats-Unis. Le tableau 1 ci-dessous, inspiré de Bouchellal (2015), donne un aperçu de l'abondante littérature qui s'est développée sur le thème utilisant des données comptables de banque. Comme nous pouvons le constater, à l'exception de Corvoisier et Gropp (2002) et de Claeys et Vander-Vennet (2008), tous les travaux confirment *l'hypothèse du pouvoir de marché*. Ainsi, une augmentation du pouvoir de marché entraîne une forte tarification du crédit bancaire (taux débiteurs plus élevés et taux créditeurs plus bas, donc marges d'intérêt élevées) comparativement à une situation de concurrence parfaite.



**Tableau 1. Résumé de la littérature empirique sur données comptables de banques**

Auteurs	Echantillon	Hypothèse du pouvoir de marché			
		IHH ou CR	Part de marché	H-stat (Panzar-Rosse)	Lerner
Nguyen (2012)	3593 banques sur 28 pays (1997–2004)		Oui		
Hawtrey et Liang (2008)	14 pays de l'OCDE (1987–2001)				Oui
Lepetit, Nys, Rous et Tarazi (2008)	602 banques de 12 pays d'Europe (1996–2002)	Oui			
Carbo et Rodriguez (2007)	2579 banques de 7 pays d'Europe (1994–2001)	Oui			
Maudos et De Guevara (2004)	2279 banques de 5 pays d'Europe (1993–2000)	Oui			Oui
Saunders et Schumacher (2000)	747 banques Europe (6 pays) et USA (1988–1995)	Oui			
Ho et Saunders (1981)	53 banques USA (1976–1979)	Oui			
Chortareas, Garza-Garcia et Girardone (2012)	2305 banques Amérique Latine (1999–2006)	Oui	Oui	Oui	
Mausos et Solis (2009)	3593 banques Mexique (1993–2005)				Oui
Demirgüç-Kunt, Laeven et Levine (2004)	1400 banques de 72 pays de (1995–1999)	Oui			
Claeys et Vander-Vennet (2008)	1130 banques de 31 pays d'Europe (1994–2001)	Mitigé			
Corvoisier et Gropp (2002)	1130 banques 10 pays Zone Euro (1993–1999)	Mitigé			

Source : Auteur, inspiré de Bouchellal (2015).

Dans les pays d'Afrique subsaharienne, à notre connaissance, il y a une quasi-absence d'études s'intéressant à la relation entre le pouvoir de marché et l'accès au crédit bancaire. Pour une première fois, dans une étude portant sur sept économies de la zone UEMOA, Ouédraogo (2012) a étudié directement, suivant le paradigme *Sstructure-Comportement-Performance*, l'incidence de la concentration bancaire sur l'offre de crédit bancaire. 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 trouve une liaison négative entre cette dernière et l'offre de crédit bancaire. Toutefois, cette étude comporte plusieurs limites. En effet, d'une part, l'auteur utilise les indicateurs de concentration comme proxy du pouvoir de marché. Or, ces indicateurs ne sont pas considérés comme de bonnes mesures du pouvoir de marché (voir Ryan et al., 2014). D'autre part, le test empirique n'est pas calibré suivant les deux paradigmes qui s'intéressent directement à la relation

entre le pouvoir de marché et l'offre de crédit bancaire notamment l'*hypothèse du pouvoir de marché* versus l'*hypothèse d'information*. La littérature n'étudie pas cette problématique en régressant le stock de crédit sur le pouvoir de marché plutôt que les effets de ce dernier sur des mesures de contraintes financières comme le veut la littérature. Notre étude entend prolonger les travaux de Ouédraogo (2012) afin de contribuer à la littérature empirique testant la relation entre le pouvoir de marché et la tarification du crédit dans une union monétaire en Afrique.

## 2. Méthodologie et analyse des données

Dans cette partie, nous présentons la mesure du pouvoir de marché (3.1), ensuite nous définissons le choix des variables et le modèle empirique (3.2), et enfin nous analysons les données (3.3).

### 2.1. Mesure du pouvoir de marché

Pour mesurer le pouvoir de marché, nous utilisons l'indice de Lerner qui tient compte directement de l'environnement bancaire concurrentiel. Contrairement à l'indice Herfindahl-Hirschman (IHH) et la statistique H de Panzar et Rosse (1987), qui présentent beaucoup de limites<sup>5</sup>, l'indice de Lerner a l'avantage de capter le pouvoir de marché de chaque banque. Conventionnellement, l'indicateur de pouvoir de marché de Lerner est la différence entre le prix fixé par la banque  $i$  à la date  $t$  pour son produit ( $p_{k,it}$ ), et son coût marginal lié à ce prix  $Cm_{k,it}$  :

$$L_{k,it} = \frac{p_{k,it} - cm_{k,it}}{p_{k,it}} \quad (1)$$

Le prix moyen  $p_{k,it}$  pour le produit  $Q_k$  s'estime comme le rapport entre le revenu  $R_k$  dégagé par ce produit et le niveau de ce produit :  $p_k = R_k / Q_k$ .

A l'instar de Lapteacru et Lahet (2014), nous distinguons dans cette étude, deux segments de marché : le marché du crédit et le marché global de toutes les

---

<sup>5</sup> Par exemple, l'IHH ne tient pas compte de certains facteurs cruciaux déterminant la concentration, tels que les coûts de l'entrée (par exemple, le coût des intrants) et les asymétries de coût ou de demande (Tirole, 1988). En outre, il est un indicateur structurel, et il existe plusieurs cas où une augmentation de la concurrence ne réduit pas la concentration. Tandis que la statistique H ne varie pas dans le temps, alors que la structure du marché de l'UEMOA a connu une forte variabilité au cours des vingt dernières années. En outre, plusieurs hypothèses de travail sont nécessaires pour appliquer la statistique H aux banques ; par exemple, les banques doivent être observées dans une perspective d'équilibre à long terme (Shaffer, 1982).

activités bancaires (marché entier). Donc, nous retenons deux produits bancaires : les crédits et l'ensemble des activités bancaires. Le premier type de produit permet d'appréhender le pouvoir de marché des banques sur le segment traditionnel du marché bancaire qui demeure toujours dominant dans les industries bancaires des pays de l'Afrique subsaharienne. Les autres produits bancaires étant peu développés, surtout les activités de marché, nous considérons le marché global à travers l'ensemble des activités bancaires. Ainsi, en supposant que le flux des produits et services bancaires est proportionnel à la taille de l'actif total des banques, nous considérons l'actif total comme le produit du marché global.

Les prix seront estimés en fonction des activités considérées et, par conséquent du segment de marché étudié. Pour le segment des activités de crédits, il est calculé comme le rapport entre les revenus d'intérêt générés par les crédits et le montant total des crédits. Pour l'ensemble des activités de la banque, le prix est déterminé par le revenu moyen c'est-à-dire en rapportant les revenus annuels de la banque à son actif total.

L'indice ainsi formulé prend des valeurs entre 0 et 1, il vaut 0 en concurrence pure et parfaite puisque le prix du produit  $Q_k$  est égal à son 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 augmente avec l'accroissement du pouvoir de marché.

Le coût marginal est obtenu, à l'instar de Turk Ariss (2010) et Lapteacru et Nys (2011), en estimant la fonction de coût à partir d'une fonction translog prenant la forme suivante :

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

où  $C_{it}$  comme étant le coût de la banque  $i$  à la date  $t$  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 à l'actif total ; 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.

Après avoir régressé l'équation (2) avec les conditions de symétrie et d'homogénéité pour les coefficients<sup>6</sup> des prix qui lui sont imposées ; le coût marginal est obtenu en dérivant les coûts totaux par rapport au produit  $Q_k$ . Soit comme suit :

<sup>6</sup> En imposant  $\sum \theta_j = 1$  ;  $\sum \varphi_k = 0$ . 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.

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

## 2.2. Choix des variables et modèle empirique

Après avoir analysé le niveau de pouvoir de marché des sept places bancaires de l'UEMOA, nous évaluons son impact sur la tarification bancaire et par ricochet sur l'accès au crédit bancaire. A l'instar de la littérature reposant sur les données comptables de banques (par exemple, Demircuc-Kunt et al., 2004 ; Carbo et Rodriguez, 2007 ; entre autres), nous retenons, compte tenu de la disponibilité des données, deux variables reflétant la tarification bancaire : la marge d'intérêt nette bancaire rapportée à l'encours du crédit (NIM) et le taux moyen de crédit à la clientèle (TMC). Suivant la littérature (Carbo et al., 2009 ; Yang et Shao, 2016 ; par exemple), les variables de contrôle micro-bancaires retenues dans l'explication de la politique de crédit des banques sont constituées par  $Cap_{it}$ ,  $Ta_{it}$  et  $Liq_{it}$  qui définissent respectivement la capitalisation bancaire (ratio capitaux propres sur actif total), la taille de la banque (part de marché de la banque  $i$  sur son marché national) et la liquidité bancaire. Cette dernière variable est mesurée par la somme des encaisses, des créances interbancaires moins les dépôts interbancaires le tout rapporté à l'encours total des crédits à la clientèle. Le risque de crédit ( $NPL_{it}$ ), mesuré par les crédits non performants rapportés à l'encours du crédit, et le niveau de développement financier ( $Idf_{it}$ ) sont pris aussi en compte dans les décisions de crédits des banques (Beck et al., 2004 ; Chong et al., 2012). La dernière variable est mesurée en rapportant l'encours du crédit au PIB.

Pour contrôler les effets spécifiques-pays, nous retenons, à l'instar de Ouédraogo (2012), deux variables macroéconomiques : le taux de croissance du PIB réel ( $Growth_{it}$ ) et l'inflation ( $INF_{it}$ ). La variable inflation est définie par le taux de croissance de l'indice harmonisé des prix à la consommation (IHPC). Ainsi, notre modèle prend la forme générale suivante :

$$\begin{aligned} Tarif_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 L_{k,it} + \alpha_2 Cap_{it} + \alpha_3 Ta_{it} + \alpha_4 Liq_{it} + \alpha_5 NPL + \alpha_6 Idf_{it} + \\ & + \alpha_7 Growth_{it} + \alpha_8 INF_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

où  $Tarif_{it} = NIM_{it}$  ou  $TMC_{it}$ , et représente l'indicateur proxy de l'accès au crédit de la banque  $i$  à la date  $t$ .  $L_{k,it}$  (indice de Lerner) mesure le pouvoir de marché de la banque  $i$  à la date  $t$  sur le segment du marché du produit  $Q_k$ .

Nous procédons en deux étapes dans nos estimations. En premier lieu, nous utilisons le modèle de régression linéaire en panel effets fixes ou effets aléatoires. Le test de spécification de Hausman nous permettra de choisir le meilleur modèle. En

dernier lieu, nous recourons à un modèle de régression non linéaire pour approfondir notre analyse afin de vérifier la robustesse de nos résultats.

### 2.3. Analyse des données

Les données annuelles utilisées proviennent des bilans et des comptes de résultats des banques publiés périodiquement par la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO). Le PIB et l'inflation nous les avons obtenus via les annuaires statistiques publiés périodiquement par la BCEAO. Notre échantillon porte sur 49 banques<sup>7</sup> de 7 pays la zone UEMOA (Bénin, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Mali, Niger, Sénégal et Togo) et couvre la période de 2003 à 2014. Le choix de cette période est justifié par la disponibilité des données bancaires. Toutefois, cette période est appropriée pour étudier la question de la relation entre le pouvoir de marché et la tarification du crédit pour plusieurs raisons. Primo, le secteur bancaire de l'UEMOA a été caractérisé dans les années 2000 par plusieurs faits majeurs notamment : 1) la mise à jour effective de la réglementation prudentielle avec l'entrée en vigueur, depuis le 1er janvier 2000, de nouvelles règles prudentielles applicables aux banques et établissements financiers mais également le relèvement du capital social minimum réglementaire des banques à 10 milliards de FCFA depuis 2008, 2) l'approfondissement du système financier avec la titrisation des concours consolidés en 2003, et la mise en œuvre effective du programme des nouvelles réformes de l'UEMOA en 2010 touchant l'ensemble du secteur bancaire. Ces nouvelles politiques de restructuration ont certainement touché la structure des industries bancaires et leurs tarifications. D'où la pertinence de notre choix sur cette période. Le tableau A1 en annexe donne une idée aussi sur la représentativité des banques de notre échantillon. Au niveau de chaque pays, les banques considérées détiennent plus de 53% des parts de marché du secteur bancaire et concentrent plus 56% des activités de crédits. Le tableau 2 présente les statistiques descriptives des variables que nous avons utilisées.

L'analyse des statistiques descriptives (tableau 2) montre que la moyenne du ratio des crédits sur le PIB se chiffre à 19,3% sur la période 2003–2014. Selon les pays, le financement bancaire rapporté au PIB ressort à 11,6% au Niger, 16,1% en Côte d'Ivoire, 19,2% au Mali, 20,3% au Burkina Faso, 20,9% au Bénin, 24,8% au Sénégal et 24,9% au Togo ; contre 26,5% en Égypte, 63% au Maroc et 42% aux Philippines (FMI, 2015). Ce résultat montre que les pays de l'UEMOA sont en deçà des performances d'autres pays en développement. Ce grand écart pourrait être expliqué par le faible niveau d'accès au financement bancaire constaté dans l'Union. En effet, dans la dernière étude de la Banque mondiale consacrée aux entreprises dans le

---

<sup>7</sup> Sur les 108 banques en activité au 31 décembre 2014. Ce nombre ne tient pas compte des banques qui ont été créées après 2003 et celles qui ont cessé d'exister après cette période. Nous avons exclu aussi la Guinée Bissau dans l'étude pour des raisons de disponibilité de données suffisantes.

monde (World Enterprise Survey), on constate que plus de 38,5% des entreprises en Afrique subsaharienne ont déclaré que leur principal obstacle est lié à l'accès au financement. Dans l'UEMOA, le bilan est de 43,2% au Bénin, 75% au Burkina Faso, 69,1% en Côte d'Ivoire, 63,5% au Mali, 27,4% au Niger, 51,6% au Sénégal et 51,2% au Togo. Donc, à l'exception du Niger, les niveaux d'accès au financement dans les pays de la zone sont en-deçà de la moyenne de l'Afrique subsaharienne. Toutefois, des progrès ont été enregistrés durant les années récentes dans presque tous les pays de l'Union. En effet, le ratio des crédits sur PIB est en hausse continue juste après la crise de 2007/2008 au Bénin, au Burkina Faso, en Côte d'Ivoire, au Mali, au Sénégal et au Togo (graphique A1, annexe). Ce ratio subit une forte croissance sans rupture au Niger sur la période 2003 à 2014. Le Togo et le Sénégal constituent les deux pays où le développement financier est plus important. A titre comparatif, on constate qu'en 2010, la Côte d'Ivoire et le Sénégal gardaient les deux premières places (rapporté par Ouédraogo (2012), à partir des données du World Development Indicators). Ce résultat montre une régression de la performance des banques ivoiriennes en termes d'octroi de crédits et une progression nette de celle des banques togolaises sur ces quatre dernières années.

**Tableau 2. Statistiques descriptives**

Variable	Observations	Mean	Standard deviation	Min	Max
Taux de marge d'intérêt nette (NIM)	588	0,069	0,037	-0,085	0,668
Taux moyen du crédit (TMC)	588	0,059	0,069	0,01	0,188
Indice de Lerner sur le marché du crédit ( $L_{Cred}$ )	588	0,785	0,147	-1,197	0,952
Indice de Lerner sur le marché global ( $L_{AT}$ )	588	0,539	0,227	-1,466	0,882
Capitaux propre sur actif total (Cap)	588	0,089	0,097	-0,506	0,692
Taille de la banque (Ta)	588	0,143	0,100	0,004	0,463
Liquidité bancaire (Liq)	588	0,208	0,376	-3,933	2,255
Crédits non performants sur l'encours du crédit (NPL)	588	0,146	0,073	0,047	0,429
Encours du crédit sur PIB (Idf)	588	0,193	0,078	0,045	0,453
Taux de croissance économique (Growth)	588	0,038	0,037	-0,194	0,118
Inflation (INF)	588	0,023	0,028	-0,031	0,113

Source: L'auteur.

En ce qui concerne l'indice de pouvoir de marché (indice de Lerner), il présente des valeurs différentes en fonction du secteur dans lequel les banques mènent leurs activités : il est de 78,5%, en moyenne sur la période 2003–2014, sur le segment du

marché du crédit et de 53,9% sur le marché entier. Comparativement à d'autres pays, les banques de l'UEMOA ont un niveau de pouvoir de marché très élevé sur le segment du marché du crédit. Par exemple, Lapteacru et Lahet (2014) ont trouvé un indice de Lerner moyen qui varie entre 46,1% et 65,5% sur le même marché à partir d'un échantillon de banques thaïlandaises de 1993–2010. Aussi, Léon (2015) trouve un indice moyen de 24,82% en considérant le marché entier, sur un échantillon de 70 pays émergents et en développement. Une analyse par pays révèle également que les sept places bancaires de l'Union ont un indice de pouvoir de marché très élevé qui varie en moyenne de 74,1% à 86,1% sur le segment du crédit et de 43,9% à 61,9% sur le marché entier (graphique A2, annexe). Le Niger garde la première place sur les deux segments de marché. Ces résultats montrent que les banques de l'UEMOA se livrent très faiblement à la concurrence surtout dans le segment du marché du crédit. Cette faible concurrence est liée à la structure oligopolistique du secteur bancaire avec la présence de 26 groupes bancaires provenant principalement de 6 zones géographiques<sup>8</sup> et qui détiennent à eux seuls 85,7% des actifs et représentent 85,6% du résultat net global (*Rapport CB-UMOA, 2014*). Toutefois, depuis la fin de la crise 2007/2008, le pouvoir de marché des banques suit globalement une tendance à la baisse sur le segment du crédit (graphique A2, annexe) à l'exception du Burkina, du Mali et du Togo. En Côte d'Ivoire, le pouvoir de marché des banques atteint son pic à la période de la crise 2007/2008. L'analyse est encore plus nette en se référant à l'évolution de l'indice de concentration IHH sur la période 2003–2014 (graphique A3, annexe). Cet indice est globalement en recul dans tous les pays à l'exception du Burkina, du Niger et du Togo. Cette évolution est certainement due à l'arrivée de nouvelles banques dans le secteur. En effet, sur toute la période, le nombre de banques en exercice dans l'Union (graphique A4, annexe) ne cesse d'augmenter et passe du simple au double (117 banques en 2014, contre 72 banques en 2003, soit une hausse de 62,5%).

Par ailleurs, la baisse du pouvoir de marché des banques coïncide avec l'allègement des conditions de financement proposées par les banques. En effet, depuis la fin de la crise financière internationale de 2007/2008, précisément depuis 2010, les taux d'intérêt débiteurs sont relativement en baisse. Par exemple, en 2014\*, le taux moyen dans l'ensemble de l'UEMOA s'est établi à 6,79% après une baisse régulière de l'ordre de 177 points de base en moyenne par an sur les neuf années antérieures (BCEAO, 2006–2016). Ce nouvel environnement favorable à l'accès au crédit menace certainement la marge d'intérêt à la clientèle des banques qui s'est régressée sur la période 2003–2014 pour s'établir en moyenne à 8,7% du total de l'encours du crédit en 2014 (BCEAO, 2003, 2014). Cette tendance baissière est maintenue également sur la période 2014–2018 pour s'afficher à 5,9% en

---

<sup>8</sup> Les 26 groupes bancaires présentent dans le secteur bancaire de l'UEMOA proviennent principalement de 6 zones géographiques : Maroc, UMOA, France, Nigéria, Lybie et CEMAC.

2018 (BCEAO, 2018). Toutefois, la marge d'intérêt des banques demeure toujours exorbitante dans l'ensemble de l'Union avec une moyenne de 6,0% sur la période 2014-2018, en raison de 4,7% au Burkina Faso, 5,4% au Togo, 6,1% au Bénin et au Sénégal, 6,4% au Mali, 6,7% en Côte d'Ivoire et 8,86,99% au Niger (BCEAO, 2018). Cette différence de marge entre les pays est certainement due à la diversité des taux débiteurs puisque les taux créditeurs sont presque les mêmes dans les différentes places bancaires (5,41% en moyenne en 2018, BCEAO). Dans l'UEMOA, les pays où le volume des crédits distribués est relativement plus élevé enregistrent en général les taux d'intérêt débiteurs les plus bas. Selon le rapport 2018 de la BCEAO sur les conditions de banques dans l'UEMOA, la Côte d'Ivoire et le Sénégal mobilisent respectivement 36% et 27,6% des crédits mis en place dans l'Union et enregistrent les taux d'intérêt débiteurs les moins élevés (6,33% et 5,89% respectivement). Par contre, le même rapport renseigne que le Niger ne contribue que de 3,4383% des crédits mis en place et enregistre un taux débiteur moyen de 9,23%.

L'analyse de nos variables micro-bancaires (tableau 2 ci-dessus) révèle que la taille moyenne 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 0,21. 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 la variable du risque de crédit, la moyenne ressort à 14,1% sur la période 2003-2014. Cette variable est caractérisée par une forte variabilité (entre 4,7% et 42,9%). Enfin, 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 aussi 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.

### 3. Résultats empirique

Dans cette section, nous procédons en deux étapes : premièrement, nous évaluons la relation entre le pouvoir de marché et la tarification bancaire en utilisant un modèle de régression linéaire en panel effets fixes ou effets aléatoires. Le test de spécification de Hausman nous permettra de choisir le meilleur modèle. En dernier lieu, nous recourons à un modèle de régression non linéaire pour approfondir notre analyse afin de vérifier la robustesse de nos résultats.



### 3.1. Relation pouvoir de marché et tarification du crédit bancaire

Le tableau 3 rapporte les résultats des estimations de l'impact du pouvoir de marché sur la tarification bancaire. Nous avons présenté les résultats suivant la variable de tarification bancaire retenue et le segment de marché considéré. Le test de spécification d'Hausman nous a permis de retenir les résultats issus du modèle à effets fixes. Le modèle est globalement significatif même jusqu'au seuil de 1% ( $\text{Prob} > \text{Fisher} = 0,000$ ). En ce qui concerne la relation entre le pouvoir de marché et la tarification bancaire, le coefficient ressort positif et statistiquement significatif sur les deux segments de marché ; mais l'effet économique est plus important sur le segment du crédit : ce qui signifie qu'une augmentation du pouvoir de marché de 10% (hausse de l'indice de Lerner) entraîne environ une hausse de 1,1% et de 0,94% de la marge d'intérêt nette et du taux moyen du crédit respectivement. Sur le marché de l'ensemble des activités de la banque, la hausse sera de l'ordre de 0,5% et de 0,43%. Ces résultats confortent l'hypothèse du pouvoir de marché qui stipule qu'une augmentation du pouvoir de marché entraîne une forte tarification du crédit bancaire (taux débiteurs plus élevés et taux créditeurs plus bas, donc marges d'intérêt élevées) comparativement à une situation de concurrence parfaite. La situation oligopolistique du secteur bancaire de l'UEMOA, notamment sur le segment du crédit, permet aux banques de surenchérir sur les taux d'intérêt débiteurs et de percevoir plus de marges d'intérêt. Dans l'Union, les banques continuent encore d'encaisser des marges d'intérêt très élevées même si la tendance est en baisse : 6% en 2017 contre 7,14% en 2010 (BCEAO, 2004, 2014). Ce comportement n'allège pas les conditions d'accès au crédit aux entreprises. Notre conclusion rejoint les résultats de Maudos et De Guevara (2004) sur 5 pays européens, de Hawtrey et Liang (2008) sur 14 pays de l'OCDE et de Maudos et Solis (2009) sur des banques mexicaines. Ouédraogo (2012) trouve également un lien négatif entre la concentration bancaire et l'offre de crédit dans l'UEMOA.

D'autre part, il est intéressant d'observer l'impact des variables de contrôle sur la tarification bancaire. Le coefficient associé à la variable indicatrice (*crise\_07\_08*), pour prendre en compte l'effet de la crise de 2007/2008, est positif et significatif (colonnes (3) et (4) du tableau 3), ce qui montre que la crise a eu une influence significative sur les taux d'intérêt du crédit. L'environnement incertain créé par la crise a poussé les banques à durcir leurs conditions de financement : par rapport à 2007, on note que la hausse des taux d'intérêt débiteurs dans l'UEMOA avait atteint 65 points de base en 2009 (BCEAO, 2008–2009).

De notre modèle de base, excepté la capitalisation, toutes les variables de contrôle ont un rôle significatif dans l'explication de la tarification bancaire. En effet, les banques détenant une part d'actif (taille) importante sur leur marché national augmentent plus leur tarification. En revanche, une hausse du niveau de développement financier réduit la tarification bancaire et incite à l'accès au crédit. De

même, les banques détenant un niveau élevé de liquidité réduisent leurs marges d'intérêt mais proposent des taux d'intérêt plus élevés. Cette baisse de marges d'intérêt pourrait s'expliquer par le manque à gagner dû à la thésaurisation de fonds qui auraient pu rapporter beaucoup en les mobilisant. Aussi, le risque de crédit, à travers les prêts non performants, diminue la marge d'intérêt des banques mais les oblige à augmenter leurs taux d'intérêts et à rationner leurs crédits (Stiglitz & Weiss, 1981). La relation négative et significative établie entre le taux d'intérêt moyen du crédit et la croissance économique offre des indications cohérentes avec les hypothèses classiques entre la mission de la banque et l'activité économique. Ainsi, lorsque l'activité économique est en baisse, elle allège ses conditions de financement pour soutenir les entreprises. Enfin, l'inflation ressort significative et influence négativement le taux d'intérêt moyen. En effet, la hausse des prix oblige les banques à surenchérir sur les taux d'intérêt en réponse au resserrement de la politique monétaire enclenché par la Banque centrale pour contrer l'inflation.

**Tableau 3. Résultats du panel linéaire à effets fixes de la relation entre pouvoir de marche et tarification du crédit bancaire**

Variables	(1) NIM	(2) NIM	(3) TMC	(4) TMC
L <sub>Cred</sub>	0,109 (12,9)**	-	0,094 (4,53)**	-
L <sub>AT</sub>	-	0,050 (7,20)**		0,043 (2,75)**
Cap	-0,004 (-0,22)	0,011 (0,64)	-0,020 (-0,52)	-0,008 (-0,19)
Ta	0,157 (5,18)**	0,152 (4,56)**	0,583 (7,87)**	0,578 (7,68)**
Liq	-0,040 (-12,49)**	-0,039 (11,15)**	0,020 (2,62)**	0,021 (2,66)**
NPL	-0,044 (-2,64)**	-0,058 (-3,20)**	0,191 (4,69)**	0,178 (4,34)**
Idf	-1,862 (-14,56)**	-1,885 (-13,45)**	-4,483 (-14,33)**	-4,504 (-14,20)**
Growth	-0,006 (-0,22)	-0,008 (-0,25)	-0,225 (-3,27)**	-0,226 (-3,25)**
INF	-0,011 (-0,28)	-0,002 (-0,04)	-0,643 (-6,57)**	-0,635 (-6,41)**
crise_07_08	-0,000 (-0,06)	-0,002 (-0,67)	0,021 (-2,88)**	0,019 (-2,61)**
Constant	0,017 (2,07)*	0,078 (11,99)**	-0,012 (0,58)	0,041 (2,76)**
R <sup>2</sup>	0,47	0,37	0,38	0,37
Prob > Fisher	0,000**	0,000**	0,000**	0,000**
Hausman Test	0,029**	0,000**	0,000**	0,000**
Obs.	588	588	588	588

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

Source: L'auteur.

### 3.2. Vérification de robustesse : test de la relation non-linéaire

L'analyse de robustesse est opérée à l'aide d'une régression non linéaire de la relation entre le pouvoir de marché et la tarification du crédit. L'idée est, d'une part, de vérifier la stabilité de nos coefficients, et d'autre part, d'essayer de réconcilier la théorie de l'*hypothèse du pouvoir de marché* et celle de l'*hypothèse d'information* à travers l'identification d'un seuil au-delà (ou en deçà) duquel on peut valider l'hypothèse inverse. Mudd (2013) montre, sur un échantillon de 33 pays, que la concurrence peut exercer un effet positif sur l'offre de crédit jusqu'à un certain niveau où ce même effet devient négatif. Nous testons cette hypothèse dans l'UEMOA. Pour tester les effets de seuil (non linéarité), nous utilisons la méthode quadratique qui consiste à définir le modèle de base sous forme d'un polynôme de second degré de la variable du pouvoir de marché.

Le tableau 4 résume les résultats des estimations. Pour les variables de contrôle, nous retrouvons dans l'ensemble nos conclusions précédentes. Ensuite, la spécification non linéaire, à travers la régression quadratique semble plus appropriée pour

**Tableau 4. Résultats de la relation non-linéaire entre pouvoir de marché et tarification du crédit bancaire**

VARIABLES	(1) NIM	(2) NIM	(3) TMC	(4) TMC
L <sub>Cred</sub>	0,088 (9,84)**	-	0,057 (2,55)*	-
L <sup>2</sup> <sub>Cred</sub>	0,066 (5,95)**	-	0,116 (4,20)**	-
L <sub>AT</sub>	-	0,050 (7,18)**	-	0,044 (2,79)**
L <sup>2</sup> <sub>AT</sub>	-	0,006 (0,77)	-	-0,031 (-1,79)
Cap	-0,024 (-1,52)	0,010 (0,55)	-0,056 (1,43)	0,000 (0,01)
Ta	0,152 (5,19)**	0,150 (4,51)**	0,575 (7,88)**	0,584 (7,77)**
Liq	-0,036 (-11,57)**	-0,039 (-11,09)**	0,026 (3,39)**	0,020 (2,57)*
NPL	-0,047 (-2,93)**	-0,058 (-3,20)**	0,185 (4,61)**	0,178 (4,34)**
Idf	-1,864 (-15,04)**	-1,893 (-13,47)**	-4,487 (-14,57)**	-4,463 (-14,06)**
Growth	-0,003 (-0,11)	-0,009 (-0,31)	-0,219 (-3,24)**	-0,218 (-3,13)**
INF	-0,010 (-0,25)	-0,001 (-0,02)	-0,640 (-6,64)**	-0,640 (-6,47)**
crise_07_08	-0,002 (-0,60)	-0,002 (-0,67)	0,018 (2,53)*	0,019 (2,61)**
Constant	-0,006	0,076	-0,052	0,049
R <sup>2</sup>	0,51	0,37	0,40	0,37
Prob > Fisher	0,000**	0,000**	0,000**	0,000**
Hausman Test	0,000**	0,000**	0,000**	0,000**
Valeur seuil	-0,66	-	-0,246	-
Obs.	588	588	588	588

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

Source: L'auteur.

expliquer la relation entre le pouvoir de marché et la tarification du crédit dans les pays de l'UEMOA. En ce qui concerne notre variable d'intérêt, nous trouvons que son coefficient est toujours positif et significatif sur les deux segments de marché. Le coefficient associé au carré de l'indicateur du pouvoir de marché ressort aussi avec un signe positif et significatif mais uniquement sur le marché du crédit. Ainsi, les valeurs du seuil minimal sont estimées à  $-0,66$  et  $-0,246$  (colonnes (1) et (3) du tableau 4), mais elles sont non significatives. En effet, 98% ou 99% des données de notre échantillon sont au-delà du point d'inflexion ; le premier ou le deuxième centile restant ne peut pas rendre le modèle significatif dans le second régime. Toutefois, le premier régime établit une relation positive et significative entre le pouvoir de marché et la tarification du crédit bancaire. Cette conclusion confirme les résultats du modèle linéaire. Ainsi, une hausse du pouvoir de marché des banques sur le marché du crédit augmente la tarification du crédit et limite par conséquent l'accès au financement dans les pays de l'UEMOA.

## Conclusion

L'objectif de cet article était d'évaluer la relation entre le pouvoir de marché et la tarification du crédit bancaire sur un échantillon de 49 banques de 7 pays de l'UEMOA sur la période 2003–2014. Nous avons procédé en deux étapes dans notre méthodologie empirique. D'une part, nous avons évalué et analysé le pouvoir de marché des banques (à travers l'indice de Lerner) en considérant deux segments de marché : le marché du crédit et le marché de l'ensemble des activités (marché entier). D'autre part, nous avons effectué une analyse de régression en couplant un modèle linéaire et non linéaire à effets fixes pour vérifier en même temps la robustesse des estimations. Des résultats obtenus, il ressort que les banques de l'UEMOA disposent plus de pouvoir de marché sur le segment du crédit que sur le marché entier. Aussi, en situation de pouvoir de marché, les banques facturent plus cher les crédits, ce qui contraint l'accès au financement. Ces résultats peuvent être interprétés suivant la logique de la théorie de l'*hypothèse du pouvoir de marché* selon laquelle un niveau élevé de pouvoir de marché entraîne une forte tarification des produits bancaire (taux débiteurs plus élevés et taux créditeurs plus bas, marges d'intérêt plus importantes).

Cette étude a des implications de politiques de régulation bancaire. Les autorités monétaires doivent régler la question du niveau élevé de pouvoir de marché des banques surtout dans le compartiment du crédit. Cet objectif pourrait être atteint en faisant la promotion de la concurrence dans le secteur grâce à la multiplication du nombre de banques en activité dans la zone. La deuxième implication porte sur le développement du système financier afin de diminuer l'effet défavorable du pouvoir de marché des banques sur leur tarification du crédit. Le marché financier sous

régional (BRVM) a un rôle à jouer dans cette mission. Il mérite cependant d'être rénové en diversifiant ses produits et en facilitant son accès aux entreprises de tailles moyennes.

## Annexe

**Tableau A1. Structure de l'échantillon**

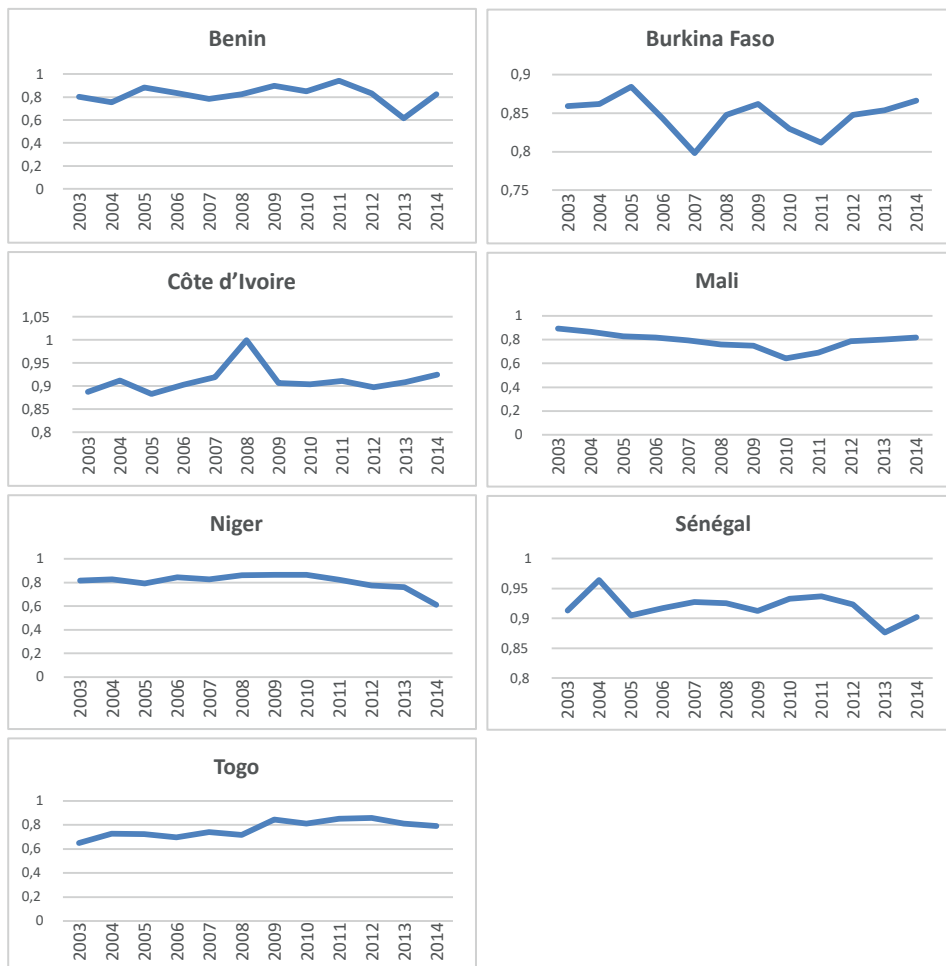
PAYS	Nombre de banque dans l'échantillon	Nombre total de banques agréées au 31/12/2014	Crédits (en%)	Parts de marché (en%)
Benin	6	12	78	80
Burkina Faso	5	12	58,1	54,3
Côte d'Ivoire	11	23	94,1	84,1
Mali	9	14	80	83,8
Niger	6	11	76,3	77,6
Sénégal	7	20	64,3	60,7
Togo	5	12	56,2	53,1
UEMOA	49	108	70,5	71,1

Source : Élaboré à partir des bilans et comptes de résultat des banques exercice 2014.



Graphique A1. Evolution du ratio crédit sur PIB pour chaque pays

Source : Données extraites des rapports de la Commission bancaire et des Annuaire statistiques BCEAO.



**Graphique A2. Évolution moyenne du pouvoir de marché (l'indice de Lerner) pour chaque pays sur le marché du crédit de 2003 à 2014**

Source : Données extraites des rapports de la Commission bancaire et des Annuaire statistiques BCEAO.



**Graphique A3. Évolution de l'indice IHH sur la période 2003-2014 pour chaque pays**

Source : Données extraites des rapports de la Commission bancaire et des Annuaire statistiques BCEAO.



## References

- Angelini, P., Di Salvo, R., & Ferri, G. (1998). Availability and cost of credit for small businesses: Customer relationships and credit cooperatives. *Journal of Banking and Finance*, 22, 925-954.
- BCEAO. (2003-2019). *Rapports de la commission bancaire*, divers numéros.
- BCEAO. (2006-2019). Rapports sur les conditions de banques.
- Beck, T., Demirguc-Kunt, A., & Maksimovic, V. (2004). Bank competition and access to finance: International evidence. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 36(3), 627-648.
- Berger, A. N., Rosen, R. J., & Udell, G. F. (2007). Does market size structure affect competition? The case of small business lending. *Journal of Banking and Finance*, 31, 11-33.
- Black, S., & Strahan, P. (2002). Entrepreneurship and bank credit availability. *Journal of Finance*, 57, 2807-2833.
- Boone, J. (2008). A new way to measure competition. *The Economic Journal*, 118(531), 1245-1261.
- Bouchellal, A. (2015). *Incidence de la concurrence bancaire sur les conditions de crédit*. Thèse de Doctorat soutenue le 04 novembre 2015, Université D'Orléans-LEO.
- Carbó, S., & Rodriguez, F. (2007). The determinants of bank margins in European banking. *Journal of Banking and Finance*, 31(7), 2043-2063.
- Carbo-Valverde, S., Rodriguez-Fernandez, F., & Udell, G. F. (2009). Bank market power and SME financing constraints. *Review of Finance*, 13(2), 309-340.
- Chong, T. T. L., Lu, L., & Ongena, S. (2013). Does banking competition alleviate or worsen credit constraints faced by small and medium enterprises? Evidence from China. *Journal of Banking and Finance*, 37(9), 3412-3424.
- Chortareas, G. E., Garza-Garcia, J. G., & Girardone, C. (2012). Competition and efficiency in banking: What affects interest rate margins in Latin America?. *International Review of Financial Analysis*, 24, 93-103.
- Claessens, S., & Laeven, L., (2004). What drives bank competition? Some international evidence. *Journal of Money, Credit, Banking*, 36, 563-583.
- Claeys, S., & Vander-Vennet, R. (2008). Determinants of bank interest margins in Central and Eastern Europe: A comparison with the West. *Economic Systems*, 32, 197-216.
- Clarke, G. R., Cull, R., & Martinez Peria, M. S. (2006). Foreign bank participation and access to credit across firms in developing countries. *Journal of Comparative Economics*, 34(4), 774-795.
- Corvoisier, S., & Gropp, R. (2002). Bank concentration and retail interest rates. *Journal of Banking and Finance*, 26, 2155-2189.
- Cyrnak, A. W., & Hannan, T. H. (1999). Is the cluster still valid in defining banking markets? Evidence from a new data source. *Antitrust Bulletin*, 44(2), 313-331.
- Degryse, H., & Ongena, S. (2007). The impact of competition on bank orientation. *Journal of Financial Intermediation*, 16(3), 399-424.
- Demirguc-Kunt, A., Laeven, L., & Levine, R. (2004). Regulations, market structure, institutions, and the cost of financial intermediation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 36(3), 593-622.

- DeYoung, R., Goldberg, L. G., & White, L. J. (1999). Youth, adolescence, and maturity of banks. credit availability to small business in an era of banking consolidation. *Journal of Banking and Finance*, 23, 463-492.
- Fischer, K. H. (2000). *Acquisition of information in loan markets and bank market power: An empirical investigation*. (Working Paper). Johann Wolfgang Goethe University Frankfurt, Frankfurt.
- FMI. (2015). *Rapport*. Fonds Monétaire International.
- Gilbert, R. A. (1984). Bank market structure and competition: A survey. *Journal of Money, Credit and Banking*, 16, 617-644.
- Hannan, T. H. (1991). Bank commercial loan markets and the role of market structure: Evidence from surveys of commercial lending. *Journal of Banking Finance*, 15, 133-149.
- Hawtrey, K., & Linag, H. (2008). Bank interest margins in OECD countries. *Journal of Economics and Finance*, 19, 249-260.
- Hernandez-Canovas, G., & Martinez-Solano, P. (2006). Banking relationships: Effects on the debt terms of the small Spanish firms. *Journal of Small Business Management*, 44, 315-333.
- Ho, T., & Saunders, A. (1981). The determinants of bank interest margins: Theory and empirical evidence. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 16(4), 581-600.
- Klein, M. (1971). A theory of the banking firm. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 3, 205-218.
- Lapteacru, I., & Lahet, D. (2014). Efficience et pouvoir de marché des banques en Thaïlande suite aux crises financières. *Revue Économique*, 5(65), 675-698.
- Lapteacru, I., & Nys, E. (2011). L'impact de la concurrence sur l'efficience des banques: le cas des PECO. *Revue Économique*, 62(2), 313-330.
- Léon, F. (2015). Bank competition and credit constraints in developing countries: New evidence. *Journal of Banking Finance*, 57, 130-142.
- Lepetit, L., Nys, E., Rous, P., & Tarazi, A. (2008). Bank income structure and risk: An empirical analysis. *Journal of Banking and Finance*, 32, 1452-1467.
- Lerner, A. (1934). The concept of monopoly and the measurement of monopoly power. *The Review of Economic Studies*, 1(3), 157-175.
- Liu, G., & Mirzaei, A. (2013). *Industrial growth: Does bank competition, concentration and stability constraints matter? Evidence from developed and developing countries*. (Brunel University Working Paper No. 23).
- Love, I., & Martínez Peria, M. S. (2015). How bank competition affects firms' access to finance. *World Bank Economic Review*, 29(3), 413-448.
- Maudos, J., & De Guevara, J. F. (2004). Factors explaining the interest margin in the banking sectors of the European Union. *Journal of Banking and Finance*, 28(9), 2259-2281.
- Maudos, J., & Solis, L. (2009). The determinants of interest income in the Mexican banking system: An integrated model. *Journal of Banking and Finance*, 33, 1920-1931.
- Menkhoff, L., & Suwanaporn, C. (2007). 10 years after the crisis: Thailand's financial system reform. *Journal of Asian Economics*, 18, 4-20.
- Monti, M. (1972). Deposit, credit, and interest rate determination under alternative bank objectives functions. In K. Shell & G. P. Szego (Eds.), *Mathematical Methods in Investment and Finance* (pp. 431-454). Amsterdam: North-Holland.
- Mudd, S. (2013). Bank structure, relationship lending and small firm access to finance: A cross-country investigation. *Journal of Financial Services Research*, 44(2), 149-174.

- Nguyen, J. (2012). The relationship between net interest margin and non interest income using a system estimation approach. *Journal of Banking and Finance*, 36, 2429-2437.
- Ouédraogo, S. (2012). Concentration bancaire, profitabilité et développement financier bancaires dans l'UEMOA. *Revue Economique et Monétaire BCEAO*, 12, 45-76.
- Panzar, J. & Rosse, J. (1987). Testing for 'monopoly' equilibrium. *Journal of Industrial Economics*, 35, 443-456.
- Petersen, M. A., & Rajan, R. G., (1995). The effect of credit market competition on lending relationships. *Quarterly Journal Of Economics*, 110, 407-443.
- Ryan, R. M., O'Toole, C. M., & McCann, F. (2014). Does bank market power affect SME financing constraints? *Journal of Banking & Finance*, 49, 495-505.
- Saunders, A., & Schumacher, L. (2000). The determinants of bank interest margins: An international study. *Journal of International Money and Finance*, 19(6), 813-832.
- Scott, J. A., & Dunkelberg, W. C. (2001). *Competition and credit market outcomes: A small firm perspective*. (Working paper). Temple University, Philadelphia.
- Shaffer, S. (1982). Competition, conduct and demand elasticity. *Economics Letters*, 10(1-2), 167-171.
- Shikimi, M. (2013). Do firms benefit from multiple banking relationships? Evidence from small and medium-sized firms in Japan. *International Economics and Economic Policy*, 10(1), 127-157.
- Stiglitz, J. E., & Weiss, A. (1981). Credit rationing in markets with imperfect information. *The American Economic Review*, 71(3), 393-410.
- Strahan, P. E. (2004). Comment on "Regulations, market structure, institutions, and the cost of financial intermediation" by Asli Demirguc-Kunt, Luc Laeven, and Ross Levine. *Journal of Money, Credit and Banking*, 36(3), 623-626.
- Tirole, J. (1988). *The theory of industrial organization*. Cambridge: MIT Press.
- Turk Ariss, R. (2010). On the implications of market power in banking: Evidence from developing countries. *Journal of Banking and Finance*, 34(4), 765-775.
- Van Hoose, D. (2010). *The industrial organization of banking, bank behavior, market structure and regulation*. Berlin-Heidelberg: Springer-Verlag.
- 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, 468-481.
- Ziane, Y. (2003). Number of banks and credit relationships: Empirical results from French small business data. *European Review of Economics and Finance*, 2(3), 32-48.