



GLOBAL JOURNAL OF HUMAN-SOCIAL SCIENCE: E
ECONOMICS

Volume 20 Issue 1 Version 1.0 Year 2020

Type: Double Blind Peer Reviewed International Research Journal

Publisher: Global Journals

Online ISSN: 2249-460x & Print ISSN: 0975-587X

Effet du Pouvoir de Marché sur la Prise de Risque Bancaire en Zone CEMAC

By Mela Christel, Abessolo Yves André & Bitu Charles-Alain

L'université De Maroua- Cameroun

Abstract- This article assesses the effect of market power on Bank Risk Taking in the CEMAC zone for the period 2000-2016. Competition is approximated by a structural indicator (concentration ratio) and a non-structural indicator (Boone indicator). Bank stability is measured by z-score. Estimations by the generalised method of moments show that when the relationship between competition and banking stability is assumed to be linear, the results support the competition-fragility or concentration-stability thesis. However, the test of non-linearity by introducing the quadratic term of the measure of competition indicator in the model shows that there is a threshold beyond which an increase in market power (less competition) could begin to harm stability. Thus, before taking action on competition in the CEMAC, regulatory authorities must consider this non-linear relationship between banking stability and competition.

Keywords: market power, stability, concentration ratio (CR3), boone indicator, z-score.

GJHSS-E Classification: FOR Code: 149999



Strictly as per the compliance and regulations of:



Effet du Pouvoir de Marché sur la Prise de Risque Bancaire en Zone CEMAC

Mela Christel ^α, Abessolo Yves André ^σ & Bitu Charles-Alain ^ρ

Résumé- Cet article évalue l'effet du pouvoir de marché sur la prise de risque bancaire en zone CEMAC 2000-2016. La concurrence est approchée par un indicateur structurel (taux de concentration) ainsi qu'un indicateur non structurel (indicateur de Boone). La stabilité bancaire est mesurée par le z-score. Les estimations par la méthode des moments généralisés en système montrent que lorsque la relation entre la concurrence et stabilité bancaire est supposée linéaire, les résultats soutiennent la thèse de concurrence-fragilité ou concentration stabilité. Toutefois, le test de la non linéarité par l'introduction du terme quadratique de l'indicateur de mesure de concurrence dans le modèle montre qu'il existerait un seuil au-delà duquel une augmentation du pouvoir de marché (moins de concurrence) pourrait commencer à nuire à la stabilité. Ainsi, avant de prendre des mesures concernant la concurrence dans la CEMAC, les autorités de régulation doivent considérer cette relation non linéaire entre stabilité bancaire et concurrence.

Mots-clés: pouvoir de marché, risque bancaire, ratio de concentration (CR3), indicateur de boone, z-score.

Abstract- This article assesses the effect of market power on Bank Risk Taking in the CEMAC zone for the period 2000-2016. Competition is approximated by a structural indicator (concentration ratio) and a non-structural indicator (Boone indicator). Bank stability is measured by z-score. Estimations by the generalised method of moments show that when the relationship between competition and banking stability is assumed to be linear, the results support the competition-fragility or concentration-stability thesis. However, the test of non-linearity by introducing the quadratic term of the measure of competition indicator in the model shows that there is a threshold beyond which an increase in market power (less competition) could begin to harm stability. Thus, before taking action on competition in the CEMAC, regulatory authorities must consider this non-linear relationship between banking stability and competition.

Keywords: market power, stability, concentration ratio (CR3), boone indicator, z-score.

1. INTRODUCTION

L'intensification de la concurrence sur les marchés bancaires après la libéralisation financière a remis la question de la stabilité des banques à l'ordre du jour. Ce regain d'intérêt s'explique essentiellement par la récurrence des crises bancaires ayant suivie cette

importante réforme et les coûts socioéconomiques qu'elles ont engendrés. Hoggarth et al. (2001) estiment le coût fiscal des crises bancaires pour la période 1977-2000 à 4,5 pour cent du PIB. Le rôle joué par la structure des marchés bancaires dans l'explication de la stabilité a fait l'objet de sérieux débats et discussions dans la littérature et est bien loin de conduire à un consensus. En effet, deux thèses majeures s'opposent à ce sujet. La thèse de concurrence-fragilité soutient qu'une concurrence bancaire plus forte réduit le pouvoir de marché et la marge bénéficiaire des banques; ce qui les incite à prendre plus de risques et par conséquent, à causer l'instabilité. Par contre, selon la thèse de concurrence-stabilité, plus de concurrence réduit les taux d'intérêt des prêts, ainsi que les problèmes d'aléa moral et de sélection adverse entre emprunteurs et par conséquent réduit les taux de défaut de prêt, ce qui est favorable à la stabilité. Récemment, Martinez-Miera et Repullo (2010) combinent ces deux thèses concurrentes et affirment qu'un rapport en U entre la concurrence et la stabilité pourrait exister.

En zone CEMAC, les réformes financières mises sur pied suite à la crise bancaire des années 1980 ont eu des répercussions sur la structure des marchés bancaires. On note une augmentation du nombre de banque sur la période d'étude 2000-2016 et la concentration bancaire est globalement en recul sur la même période (le taux moyen de concentration pour les pays de notre échantillon¹ est passé de 87,89% en 2000 à 78,79% en 2016). De plus, face à la globalisation financière et la présence croissante des banques multinationales, le système bancaire de la CEMAC est de plus en plus interconnecté (Avom et Nana Kuindja, 2017). On note également une diminution de la stabilité bancaire mesurée par le Z-score, qui est passée de 11,50 à 9,07. Une importance particulière doit être accordée à ces changements dans la structure des marchés bancaires en zone CEMAC au regard de la controverse théorique et empirique autour de la question des effets de la concurrence sur la stabilité financière des banques.

Notre étude contribue à la littérature de plusieurs manières. Premièrement, cet article utilise la nouvelle approche introduite par Boone (2008) comme mesure de la concurrence ainsi qu'une autre mesure traditionnelle de la concurrence. Deuxièmement, cette

Author α: Docteur en sciences économiques, Monitrice à la Faculté des Sciences Économiques et de Gestion de l'université de Maroua-Cameroun, BP: 46 Maroua. e-mail: mel.christel@yahoo.fr

Author σ: Maître de Conférences agrégé à la Faculté des Sciences Économiques et de Gestion de l'université de Maroua-Cameroun.

Author ρ: Maître de Conférences à la Faculté des Sciences Économiques et de Gestion - Université de N'Gaoundéré-Cameroun.

¹ Il s'agit du Cameroun, du Congo et du Gabon.

étude contribue au débat sur la non-linéarité dans la relation concurrence-stabilité en examinant la pertinence empirique des prédictions théoriques du modèle de Martínez-Miera et Repullo (2010).

La suite de l'article est organisée de la manière suivante: la section 2 présente la revue de littérature. La section 3 détaille les données et la méthodologie utilisée dans cette étude. La section 4 discute des résultats empiriques.

II. REVUE DE LITTÉRATURE

La relation concurrence-stabilité a été examinée par de nombreuses études. Cependant cette question reste encore très controversée tant dans la théorie que dans les travaux empirique. En effet, deux thèses majeures s'opposent dans la littérature, à savoir la thèse de la concurrence-stabilité ou concentration-fragilité et la thèse de la concurrence-fragilité ou concentration-stabilité.

La thèse de la concurrence-fragilité s'articule essentiellement autour de l'hypothèse de la « franchise value »², qui postule que la franchise value réduit les incitations des banques à prendre des risques excessifs et les rend relativement conservatrices, afin de protéger leur droit d'exercer, ce qui contribue en retour à la stabilité du système bancaire entier. Une concurrence plus forte par contre réduirait les marges bancaires, faisant ainsi chuter la valeur de franchise des banques et les incite à prendre plus de risque pour accroître la rentabilité et gagner des parts de marché (Keeley, 1990). En outre, une forte concurrence bancaire réduit le taux d'intérêt sur les prêts qui servent de tampon pour couvrir les pertes sur prêts. Par conséquent, la concurrence peut augmenter le risque de faillite bancaire. Un marché bancaire concentré et moins concurrentiel serait plus stable.

Cette vision traditionnelle de la concurrence-fragilité a été remise en cause par thèse de concurrence – stabilité développée par Boyd et De Nicoló (2005). Selon ces auteurs, la réduction des taux de prêt qui résulte de la concurrence bancaire encourage plutôt les emprunteurs à rembourser les prêts limitant ainsi le risque de défaut. Cette thèse connue également sous le vocable de l'hypothèse de "concentration-fragilité" est principalement établie sur le paradigme du « riskshifting ». Ce paradigme soutient que l'augmentation du pouvoir de marché et les taux d'intérêts de prêt plus élevés qui en résultent peut affecter négativement la stabilité des banques due aux problèmes d'aléa moral et de sélection adverse de la

part des emprunteurs (Stiglitz et Weiss, 1981). En effet, l'augmentation des coûts de financement pourrait éliminer les emprunteurs plus sûrs et ne maintenir que les emprunteurs les plus risqués (sélection adverse), et inciter les emprunteurs à choisir des projets plus risqués (aléa moral). Ainsi, une réduction des taux de prêt due à une concurrence bancaire plus forte réduit la probabilité de défaut de prêt et de faillite bancaire. Par ailleurs, on note l'effet de la politique du "Too Big To Fail" dans les systèmes bancaires concentrés sur les incitations à la prise de risque des banques, des emprunteurs et par conséquent sur la stabilité du système bancaire (Mishkin, 1999). En effet, comme le souligne cet auteur, les grandes banques sont plus susceptibles de recevoir des garanties ou des subventions publiques. En conséquence, le problème de l'aléa moral devient plus grave pour les gestionnaires de grandes banques qui peuvent prendre des risques excessifs sous le filet de sécurité du gouvernement³.

Martínez-Miera et Repullo (2010) étendent le modèle de Boyd et De Nicoló (2005) et distinguent deux effets: le risk shifting et l'effet marginal. Le risk shifting indique qu'une baisse des taux de prêt (due à une forte concurrence) conduit à une probabilité de défaut plus faible de l'emprunteur (effet similaire à celui identifié par Boyd et De Nicoló, 2005). L'effet marginal repose sur l'idée qu'une concurrence plus élevée est associée à des taux de prêt plus bas, ce qui réduit les revenus d'intérêts des banques ainsi que leur capacité à couvrir les pertes. Si le risk shifting fait référence à la thèse de concurrence-stabilité, l'effet marginal fait référence à la thèse de concurrence-fragilité. Le niveau de concurrence sur le marché bancaire détermine quel effet domine. Spécifiquement, sur les marchés très concentrés, l'effet du risk-shifting domine, ainsi l'entrée des banques sur le marché réduit la probabilité de faillite bancaire, tandis que sur les marchés très concurrentiels, l'effet marginal domine, ainsi les entrées supplémentaires augmentent la probabilité de faillite. Comme dans leur modèle, la concurrence est mesurée par le nombre de banques, il s'agit d'une relation en forme de U entre le nombre de les banques et le risque de défaillance bancaire⁴.

Plusieurs études empiriques ont utilisé des méthodes et échantillons divers pour évaluer l'effet de la concurrence sur la stabilité, mais les résultats sont contradictoires. Tandis que certaines études soutiennent l'effet négatif de la concurrence sur la stabilité (Keeley, 1990; Jimenez et al., 2007; Fungacova

² La franchise value désigne la valeur actuelle des profits futurs que la banque réaliserait du fait de son accès privilégié à des marchés protégés, de la concurrence, de la réglementation et des avantages spécifiques qu'elle a pu développer tout au long de son évolution dans le secteur bancaire. C'est donc une composante intangible des actifs de la banque qui ne conserve sa valeur que si et seulement si la banque poursuit son activité (Fendri, 2012).

³ Ainsi, la concurrence a un effet négatif et déstabilisant sur la stabilité bancaire par le canal des profits. L'impact positif et stabilisant de la concurrence sur la stabilité passe principalement par le canal du taux d'intérêt et la politique du Too Big To Fail.

⁴ Par conséquent, la relation entre la concurrence et la stabilité bancaire n'est pas monotone ; mais plutôt en forme de U.

et Weil, 2009; Beck et al., 2013; Albaity et al., 2019; Kabir et Worthington, 2017); d'autres en revanche, soulignent un effet positif de la concurrence sur la stabilité (Boyd et al., 2006; Boyd et De Nicolo, 2005; Anginer et al., 2013; Goetz, 2017). Une autre vague de travaux affirme que la relation est non linéaire (Berger et al., 2009; Tabak et al., 2012).

Les résultats des travaux empiriques sur la relation entre la concurrence bancaire et la stabilité financière sont mitigés. En effet, dans le cas de l'économie américaine, Keeley (1990) constate que suite à la libéralisation et à la déréglementation aux États-Unis dans les années 1980, la concurrence s'est accrue et a entraîné une plus grande fragilité du système bancaire. Corbae et Levine (2018) confirment ce constat et soulignent qu'une intensification de la concurrence augmente l'efficacité et la fragilité des banques aux États-Unis. Les résultats de Jimenez et al. (2007) soulignent qu'en Espagne, la qualité des prêts s'améliore avec le renforcement du pouvoir de marché, car les prêts non-performants ont tendance à diminuer à mesure que le pouvoir de marché augmente. De même, à l'aide de la méthode des moments généralisés, Akande et Kwenda (2017) sur un échantillon de 440 banques issues de 37 pays d'Afrique Subsaharienne soutiennent l'hypothèse de concurrence-fragilité. Ce résultat confirme celui de Kouki et Al-Nasser (2014) trouvé dans le même contexte.

Motivés par les prédictions théoriques contradictoires, Beck et al. (2003) sur un échantillon de 70 pays sur la période 1980-1997 constatent à l'aide d'un modèle logit que les crises sont moins probables dans les économies ayant des systèmes bancaires plus concentrés. De-Ramon et al. (2018) au Royaume-Uni utilisent trois mesures distinctes de la concurrence (l'indicateur de Boone, l'indice de Lerner et l'indice de Herfindahl-Hirschmann) et les incluent dans des régressions distinctes pour examiner leurs effets sur la stabilité des banques mesurée par le z-score. Leurs résultats montrent qu'en moyenne, la concurrence réduit la stabilité bancaire, mais que cet effet varie selon les banques en fonction de leur santé financière. Pour ces auteurs, la concurrence encourage relativement les banques moins solides (plus proches de l'insolvabilité) à réduire les coûts ainsi que le risque du portefeuille et à augmenter les ratios de capital, renforçant ainsi leur stabilité; tout en réduisant les incitations des banques relativement plus solides (plus éloignées de l'insolvabilité) à augmenter leurs ratios de fonds propres, ce qui affaiblit leur stabilité.

Les résultats de Albaity et al. (2019) sur un échantillon de 276 banques provenant de dix-huit pays du Moyen-Orient et d'Afrique du Nord (MOAN) entre 2006 – 2015 suggèrent que l'intensification de la concurrence est associée à une faible stabilité et rentabilité bancaire, ainsi qu'à un risque élevé d'insolvabilité. Pour ces auteurs, le pouvoir de marché

des banques issues des profits élevés est érodé sur un marché fortement concurrentiel, ce qui les incite à prendre davantage de risque pour compenser les pertes de profits et rend par conséquent les banques plus fragiles. Ceci implique que les banques les plus stables des pays du MOAN sont celles des marchés moins concurrentiels.

D'autres études en revanche confortent la thèse de concurrence-stabilité. Schaeck et al. (2006) s'intéressent aux secteurs bancaires d'un groupe de 38 pays sur la période 1980-2003 en appliquant un modèle logit ainsi qu'un modèle de durée. Ils mesurent la concentration par le pourcentage des actifs totaux détenus par les trois plus grandes banques. Leur résultat principal soutient que les systèmes bancaires plus concurrentiels ont une faible probabilité de faire faillite, par conséquent ils sont plus stables que les systèmes bancaires en situation de monopole. Dans le même ordre d'idées Schaeck et Cihak (2008) en utilisant un échantillon de plus de 3.600 banques de dix pays européens et d'environ 8.900 banques des États-Unis au cours de la période 1995 à 2005, ces auteurs constatent que la concurrence mesurée par l'indicateur de Boone accroît la solidité des banques par le canal de l'efficacité.

En utilisant des données de plus de 2600 banques de l'Union Européenne au cours de la période 1997-2005, Uhde et Heimeshoff (2009) fournissent une preuve empirique supplémentaire à l'hypothèse de concentration-fragilité. Ils soutiennent que la concentration du marché bancaire a un impact négatif sur la stabilité des banques européennes mesurée par le Z-score. Amidu et Wolfe (2013) ont analysé l'effet de la concurrence sur la stabilité dans 55 pays émergents, dont 22 sont des pays africains sur la période 2000-2007. Ils trouvent un lien positif et significatif entre la concurrence et la stabilité.

Anginer et al., (2013) basent leur analyse du lien entre la concurrence sur le marché bancaire et le risque de défaut des banques sur un échantillon de 1872 banques issues de 63 pays à travers le monde de 1997 à 2009. Ils aboutissent à la conclusion selon laquelle plus de concurrence encourage les banques à diversifier les risques, rendant ces banques moins fragiles aux crises systémiques. Leurs résultats demeurent sans changement quand ils emploient la concentration du marché comme indicateur de mesure pour la concurrence sur le marché.

L'étude de Soedarmono et al. (2013) est basée sur un grand ensemble de banques commerciales d'Asie sur la période 1994-2009, les résultats indiquent qu'un degré de pouvoir de marché élevé sur le marché bancaire est associé à un ratio de capital plus élevé, une volatilité du revenu élevée et un risque d'insolvabilité bancaire élevé. Bien que les banques des marchés moins concurrentiels détiennent plus de capital, le niveau de capitalisation n'est pas assez élevé pour

compenser l'impact de la prise de risque excessive sur le risque de défaut.

Dans une autre étude, Fiordelisi et Mare (2014) emploient un échantillon de 2.529 banques coopératives de cinq pays de l'Union Européenne (l'Autriche, la France, l'Allemagne, l'Italie et l'Espagne) entre 1998 – 2009. Ces auteurs ont également constaté que la concurrence mesurée par deux indicateurs (indice de Lerner, indice de Herfindahl-Hirschmann) a eu un effet stabilisant à la fois dans le court et le long terme ; et que la situation de crise n'a pas influencé la relation qui soutient entre la concurrence et la stabilité.

Shijaku (2016) analyse la relation entre la concurrence et la stabilité des banques albanaises pendant la période 2008 - 2015. Trois indicateurs lui permettent d'approcher la concurrence (l'indicateur de Boone, l'indice de Lerner et l'indice de Herfindahl-Hirschman). Le principal résultat soutient l'hypothèse de concurrence-stabilité. Goetz (2017) capte les changements dans la concurrence bancaire en explorant comment le processus de déréglementation a graduellement réduit les barrières à l'entrée sur les marchés bancaires urbains aux États-Unis. Sur un échantillon de 8412 banques pour la période 1978-2008, l'auteur constate que l'augmentation de la contestabilité sur le marché améliore de manière significative la stabilité des banques. Goetz (2017) parvient à la conclusion qu'une plus forte concurrence réduit la probabilité de faillite des banques, la part des prêts non performants et augmente la rentabilité. Ces résultats suggèrent que la concurrence augmente la stabilité, puisqu'elle améliore la rentabilité bancaire et la qualité des actifs.

En Afrique subsaharienne, Moyo et al. (2014) considèrent un échantillon de 16 pays⁵ sur la période 1995-2010. Ces auteurs utilisent comme mesure de la concurrence bancaire la statistique H développée par Panzar et Rosse (1987). Ils constatent que l'entrée des banques étrangères a renforcé la concurrence sur le marché bancaire des pays de l'échantillon. Ils parviennent à la conclusion selon laquelle les banques sont plus stables dans les pays possédant des systèmes bancaires concurrentiels (un niveau plus élevé de la H-statistique).

Cette étude instructive souffre cependant de quelques limites. L'échantillon retenu est hétérogène puisqu'il comprend des pays ayant des niveaux de développement différents. De plus, elle ne tient pas compte de l'ensemble des pays de la CEMAC⁶ et rien n'assure que la relation entre la concurrence et la stabilité soit commune pour l'ensemble des pays de l'Afrique subsaharienne. D'une part, les systèmes

bancaires diffèrent entre ces pays (part de marché des banques, présence des banques étrangères, services fournis, clientèles servies, etc.). D'autre part, l'environnement économique, social et institutionnel dans lequel évoluent les banques n'est pas le même. Face à ce constat, il est intéressant de concentrer l'analyse sur un groupe de pays homogènes comme ceux de la zone CEMAC.

Compte tenu des développements théoriques les plus récents, quelques travaux ont évalué la non-linéarité dans la relation entre stabilité bancaire et concurrence. Dans le contexte européen, la thèse de non-linéarité a été testée et soutenue par Liu et al. (2013) en utilisant l'indice de Lerner comme indicateur de concurrence. La non-linéarité est également observée par Jiménez et al. (2013) pour les banques espagnoles. Toutefois, ce dernier résultat n'est pas robuste aux différentes mesures de concurrence choisies, la non linéarité apparaît seulement lors de l'utilisation des mesures de concentration.

La non-linéarité a également été testée en Amérique latine par Tabak et al. (2012). Ils trouvent qu'à des niveaux élevés et faibles de concurrence (mesurée par l'indicateur Boone), la concurrence augmente la stabilité. Cependant, à des niveaux moyens, une fragilité est observée. Sur un échantillon de 221 banques issues de 33 pays d'Afrique subsaharienne sur la période 2000-2015, Brei et al. (2018), confirment une relation non-linéaire entre concurrence bancaire et risque de crédit. Kasman et Kasman (2015) n'ont pas trouvé de relation non linéarité pour les banques turques. Sur un ensemble pays d'Asie du Sud-Est, Noman et al. (2017) découvrent une relation non linéaire entre la concurrence et la stabilité bancaires en incorporant un terme quadratique de la concurrence dans leur modèle. Une attention particulière est également accordée au test de la non-linéarité dans cette étude.

III. MÉTHODOLOGIE

Afin d'évaluer l'effet de la concurrence sur la stabilité bancaire dans la CEMAC, nous allons effectuer des régressions économétriques sur des données de panel pour la période 2000-2016. Notre démarche méthodologique consiste à présenter d'abord le modèle ainsi que la mesure des variables, nous décrivons ensuite la méthode d'estimation utilisée pour les estimations. Nous précisons enfin les sources des données.

a) Spécification des modèles

Pour évaluer l'effet de la concurrence sur la stabilité bancaire, nous employons un modèle dynamique comme Jimenez et al., 2007; Kasman et Kasman, 2015). Ce modèle est spécifié de la manière suivante:

⁵ Botswana, Afrique du Sud, Cote d'Ivoire, Tanzanie, Cameroun, Uganda, Éthiopie, Zambie, Ghana, Kenya, Madagascar, Malawi, les Iles Maurice, Mozambique, Nigeria et Sénégal.

⁶ Seul le Cameroun figure dans l'échantillon.

$$Zscore_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Zscore_{i,t-1} + \beta_2 comp_{i,t} + \beta_3 Taille_{i,t} + \beta_4 LIQ_{i,t} + \beta_5 CIR_{i,t} + \beta_6 NIM_{i,t} + \beta_7 TCPIB_{i,t} + \beta_8 INFL_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Où $Zscore_{i,t}$ mesure la stabilité bancaire⁷, $Zscore_{i,t-1}$ capte la persistance de la stabilité bancaire, $comp$ renvoie aux indicateurs de concurrence à savoir le ratio de concentration $cr3$ et l'indicateur de Boone, $Taille$ désigne la taille de la banque mesurée par le logarithme du total actif, LIQ désigne la liquidité bancaire, CIR désigne le Cost to Income Ratio, NIM la marge nette d'intérêt, $INFL$ le taux d'inflation, $TCPIB$ le taux de croissance du PIB et $\varepsilon_{i,t}$ le terme d'erreur, (i, t) indiquent respectivement le pays et le temps.

$$Zscore_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Zscore_{i,t-1} + \beta_2 comp_{i,t} + \beta_3 comp_{i,t}^2 + \beta_4 Taille_{i,t} + \beta_5 LIQ_{i,t} + \beta_6 CIR_{i,t} + \beta_7 NIM_{i,t} + \beta_8 TCPIB_{i,t} + \beta_9 INFL_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Dans le modèle 2 ci-dessus, les valeurs des paramètres β_2 et β_3 sont examinées telles que des valeurs positives et significatives de β_2 et β_3 fourniraient des preuves en faveur du paradigme de concurrence-fragilité. Ce paradigme suppose que plus de pouvoir de marché (moins de concurrence) incite les banques à prendre moins de risques et à être plus financièrement stable. En revanche, les valeurs négatives et significatives de β_2 et β_3 soutiendraient plutôt le paradigme de concurrence-stabilité ; selon lequel plus de concurrence ou moins de pouvoir sur le marché incite les banques à prendre moins de risques et à être plus stable financièrement. Si β_2 est significativement positif et β_3 est significativement négatif, les résultats soutiendraient la non-linéarité entre la concurrence et la stabilité telle que proposée par Martinez-Miera et Repullo (2010).

b) Mesure des variables

La démarche retenue pour la présentation des variables utilisées consiste à définir en premier la variable dépendante du modèle, pour ensuite décrire les variables explicatives. Notons que ni la concurrence bancaire ni la stabilité bancaire n'est directement observable. Ci-dessous, nous discutons d'abord du choix de la mesure de la stabilité bancaire et tournons ensuite notre attention vers celle de la concurrence bancaire.

i. Mesure de la stabilité bancaire

La stabilité bancaire est mesurée de manière négative. Dans ce sens, la littérature présente au moins trois principales mesures de l'instabilité bancaire à savoir: le niveau de prêts non performants (NPL), la crise bancaire systémique et la probabilité d'insolvabilité bancaire nommée Z-score.

Des auteurs comme Jiménez et al. (2007) ont utilisé le niveau des prêts non performants ou Non Performing Loans (NPL) pour mesurer la stabilité bancaire. Il s'agit d'un indicateur de la santé des

banques définit comme le rapport entre le volume des prêts non productifs et les prêts totaux d'une banque; elle mesure le risque de crédit. Un niveau plus élevé de NPL indique un risque d'insolvabilité élevé et par conséquent une fragilité bancaire plus élevée ou une faible stabilité bancaire. Cependant, le niveau des prêts non performants reflète essentiellement le risque de crédit et ne peut pas ainsi fournir un signal global du risque auquel une banque fait face (Beck, 2008; Dushku, 2016).

Une deuxième mesure de l'instabilité bancaire est la crise bancaire systémique. Cette approche considère uniquement les crises systémiques réalisées, en listant les critères à prendre en considération pour qualifier une crise de systémique. En effet, selon Demirgüç-Kunt et Detragiache (1998) ainsi que Laeven et Valencia (2008), le système bancaire d'un pays est en situation de crise systémique lorsque:

- Des mesures d'urgence telles que le gel des dépôts sont mises en œuvre;
- Les nationalisations bancaires à grande échelle ont lieu;
- Les prêts improductifs atteignent au moins 10% du total des actifs;
- Le coût fiscal des opérations de sauvetage atteint 2 % du PIB.

La précision est l'atout principal de cette mesure de l'instabilité dans la mesure où elle ne s'intéresse qu'aux crises systémiques effectives et non potentielles, toutefois cet atout restreint en même temps sa conception de l'instabilité financière (Arnould, 2011).

La troisième mesure très utilisée dans la littérature est le Z-score. Elle mesure la probabilité qu'une banque devienne insolvable. Dans ce cas la faillite n'est qu'une probabilité. Le z-score est défini comme la somme du rendement des actifs et du rapport fonds propres sur le total actif, divisée par l'écart type du rendement des actifs (Boyd et al., 2006). Un z-score élevé implique une faible probabilité de faillite et, vice versa, un z-score faible signifie une probabilité

⁷ Si la persistance est présente, cette variable sera positivement liée au z-score contemporain.

d'instabilité bancaire plus élevée. À la différence de la crise bancaire systémique qui identifie la faillite du système bancaire, le z-score mesure la distance qui sépare une banque de la faillite. Selon Schaeck et Cihak (2008), mesurer le risque d'insolvabilité de la banque en employant des données bancaires comme le Z-score améliore le pouvoir statistique comparée aux autres indicateurs. En effet, les données bancaires ont la capacité d'identifier la faillite d'une banque même lorsque le système bancaire n'est pas en crise. Le z-score est également préféré parce qu'il reflète le niveau global de risque couvrant le niveau de la rentabilité, le niveau de capitalisation et la variabilité des rendements de l'actif (Beck, 2008). En plus de tous ses atouts, cet indicateur étant une méthode probabiliste est plus adapté à notre horizon temporel.

Comme Boyd et al. (2006), Uhde et Heimeshoff (2009), Turc-Ariss (2010), nous recourons au Z-score pour approcher la stabilité bancaire. Formellement, il se définit par la formule suivante:

$$Z \text{ score} = (\text{ROA} + \text{FP/TA})/\sigma\text{ROA}$$

Où le ROA (Return On Asset) désigne la rentabilité des actifs, FP/TA le ratio des fonds propres sur total actif et σROA l'écart type du ROA. Ce dernier mesure la volatilité du rendement des actifs de la banque. En effet, la détérioration de la qualité des actifs a un effet sur la solidité de la banque à travers la performance de cette dernière. Le Z-score augmente avec le niveau de profit et de capitalisation et diminue avec la volatilité du rendement des actifs. Ainsi, une plus grande valeur du Z-score indique un profil de risque plus réduit pour la banque et une stabilité bancaire plus élevée.

ii. Mesure de la concurrence bancaire

Tout comme la stabilité, la littérature offre divers indicateurs de mesure de la concurrence qu'on peut regrouper en deux grands groupes: les mesures structurelles basées sur le modèle SCP et celles non structurelles. Pour notre analyse, nous retenons deux indicateurs pour approcher la concurrence à savoir une mesure structurelle (le ratio de concentration CR3) et une mesure non structurelle (l'indicateur de Boone⁸) afin de tenir compte du débat relatif aux indicateurs de mesure de la concurrence

- Le ratio de concentration cr3

En se basant sur le modèle Structure-Comportement-Performance, de nombreuses études évaluant le lien entre la concurrence et la stabilité ont utilisé les indices de concentration comme mesure de la concurrence (Berger et al., 2009; De Ramon et al., 2018). Le ratio de concentration RC3 mesure la part de

marché des trois plus grandes banques du marché bancaire considéré. Ce ratio s'obtient en additionnant les parts de marché des trois banques les plus importantes en termes de total actif: $CRn = \sum PM_i$

PM représente la part de marché des n plus grandes banques. Cet indicateur fournit un résultat compris entre 0 et 1. Si le ratio de concentration tend vers 0, on est en présence d'un marché très concurrentiel. Lorsqu'il tend vers 1, le marché est dit fortement concentré.

- L'indicateur de Boone

L'indicateur de Boone quant à lui considère que la concurrence améliore la performance des firmes efficaces et affaiblit celle des firmes moins efficaces. L'idée de cet indicateur est clairement basée sur l'hypothèse de la structure efficace de Demsetz(1973). Ainsi, il mesure l'impact de l'efficacité sur la performance des banques en termes de profits et des parts de marché. Plus cet effet est fort, plus grande sera la valeur de l'indicateur de boone en valeur absolue (Tabak et al., 2011). L'intensité de la concurrence est estimée à partir de l'équation de profit suivante (Boone et al., 2005):

$$\ln(\pi_i) = \alpha + \beta \ln(MC_i) + \varepsilon_i$$

Où π représente le profit, MC le coût marginal et ε le terme d'erreur. Le coût marginal est obtenu par l'estimation d'une fonction de coût translog (Van Leuvensteijn et al., 2007). Théoriquement, l'indicateur de boone a un signe négatif rappelant le fait qu'une augmentation des coûts marginaux se traduit par une baisse du profit. Plus le coefficient β est négatif, plus la concurrence est forte sur le marché.

- Les variables de contrôle

En plus de la variable explicative d'intérêt, nous retenons sur la base des travaux antérieurs un ensemble de variables de contrôle spécifiques aux banques et des variables macro-économiques susceptibles d'expliquer la stabilité bancaire. Comme variable macroéconomique, nous incluons le taux d'inflation (INFL) mesuré par l'indice des prix à la consommation et le taux de croissance du PIB (Schaeck et Cihak, 2007; Schaeck et al., 2006; Uhde et Heimeshoff, 2009), puisque les développements macro-économiques sont susceptibles d'affecter la qualité des actifs bancaires.⁹ Demirgüç-Kunt et Detragiache (1998) montrent que l'environnement macroéconomique agit sur la qualité du portefeuille et la rentabilité des banques et affirment qu'un faible taux de croissance du PIB est clairement associé à une probabilité élevée de crise

⁸ Cet indicateur rend compte de la concurrence du marché à travers l'efficacité des banques. L'intuition qui suit par ailleurs les travaux de Demsetz (1973), est qu'une banque relativement moins efficace sera plus fortement sanctionnée dans un marché concurrentiel.

⁹ Demirgüç-Kunt et Detragiache (1998) ont affirmé que les crises surviennent lorsque l'environnement macro-économique est faible, en particulier quand la croissance est faible et l'inflation forte. Un environnement macro-économique favorable contribue également à augmenter le niveau du capital (Schaeck et Cihak, 2007).

bancaire; Shijaku (2016) aboutit à la même conclusion. Le signe attendu est donc positif.

Par contre, l'impact de l'inflation sur la stabilité bancaire n'est pas tranché dans la littérature. Les effets de l'inflation sur les banques dépendent avant tout de son anticipation ou non par les banques (Uhde et Heimeshoff, 2009). Lorsque l'inflation n'est pas anticipée, son effet est déstabilisateur alors que cet effet reste ambigu lorsqu'elle est anticipée, puisque l'inflation contribue aussi bien à augmenter les coûts des banques que ses profits à travers une hausse des taux d'intérêt.

Quant aux variables spécifiques au secteur bancaire, nous en avons sélectionné quatre à savoir la taille des banques mesurée par le logarithme du total actif, le ratio crédits/dépôts bancaires pour capter la liquidité bancaire, le niveau d'efficience approché par le cost to income ratio (CIR) et le niveau de la profitabilité mesurée par la marge nette d'intérêt en anglais Net Interest Margin¹⁰(NIM). Le choix de ces variables a été fait sur la base de la littérature existante (voir entre autres, Uhde et Heimeshoff, 2009; Beck et al., 2013; Schaeck et Cihak, 2007; Soedarmono et al., 2011).

La taille des banques est un facteur important dans la prise de risque excessive due à l'effet " Too Big To Fail " des grandes banques. Pour tenir compte cette problématique du Too Big To Fail, nous incorporons le logarithme du total actif ($\ln TA$) dans nos estimations. Les grandes banques ont certainement de meilleures possibilités de diversification et de meilleurs systèmes de gestion des risques. Cependant, elles peuvent également être disposées à prendre plus de risques si elles sont considérées comme trop grandes pour faire faillite (Too Big To Fail). Par conséquent, la relation entre la taille de la banque et la stabilité reste ambiguë.

La marge d'intérêt nette ou Net Interest Margin (NIM) permet de capter la profitabilité bancaire. Selon Fendri (2012) la marge nette d'intérêt est un indicateur de la rentabilité de l'exploitation ou de la profitabilité de la banque. On peut cependant avancer que plus la marge d'intérêt dégagée est importante, plus la profitabilité de la banque est élevée et plus le risque de défaillance est réduit. Ce ratio serait alors positive ment lié à la stabilité bancaire.

Le cost to income ratio (ratio coût/revenu) est également contrôlé pour rendre compte de l'efficience des banques. En effet, Schaeck et Cihak (2012) ont démontré que l'efficience est le canal par lequel la concurrence affecte la stabilité financière. Boyd et Nicolo (2005) ainsi que Fiordelisi et Mare (2014) ont montré que les banques moins efficaces prennent plus de risque afin d'améliorer leurs performances et générer des rendements plus élevés. Le signe attendu est négatif.

Nous considérons le ratio crédit sur dépôt pour capter la liquidité bancaire qui est au cœur du métier d'intermédiation bancaire et peut affecter la probabilité d'insolvabilité des banques. Il s'agit de la fonction d'intermédiation représentée par la transformation des dépôts en crédits. Un ratio crédit sur dépôt plus élevé est associé à un risque plus élevé. Puisque comme le suggère Soedarmono et al., (2011), les banques ayant un ratio crédit/dépôt plus élevé sont plus susceptibles d'avoir un problème de liquidité que celles ayant un ratio plus faible.

c) Source des données

Les données utilisées dans cette étude sont des données annuelles par pays pour la période 2000-2016. Elles proviennent des sources diverses à savoir la Financial Structure Development Data set, le World Development Indicator et les rapports annuels COBAC. L'échantillon se compose de trois pays à savoir le Cameroun, le Congo et le Gabon. D'après le rapport annuel de la zone franc de 2017, ces trois pays détiennent les trois principaux systèmes bancaires de la CEMAC qui représentent les trois quarts du bilan agrégé de la zone.

d) Méthode d'estimation

La méthode des moments généralisés en panel dynamique est retenue pour effectuer les estimations compte tenue de la nature dynamique de la stabilité bancaire et du problème d'endogénéité entre stabilité et concurrence bancaires (Noman et al., 2017). Nous recourons précisément à l'estimateur de la méthode des moments généralisés en système de Blundel et Bond (1998) encore appelée l'estimateur GMM en système pour estimer la relation dynamique entre la concurrence et stabilité financière. Cette méthode offre de meilleurs résultats par rapport à un modèle statique. En effet, une estimation des modèles 1 et 2 à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires produirait des résultats biaisés en raison à la présence de la variable dépendante retardée parmi les variables explicatives.

L'efficacité de l'estimateur GMM repose sur la validité de deux hypothèses fondamentales: la validité des valeurs retardées des variables en niveau et en différence comme instruments et l'absence d'autocorrélation des termes d'erreur à l'ordre deux¹¹. Pour tester la validité des instruments, Arellano et Bond (1991) suggère le test de suridentification de Sargan. Pour vérifier l'hypothèse de non corrélation des termes d'erreur, ces mêmes auteurs suggèrent un test d'autocorrélation de second ordre.

- L'hypothèse nulle du test de Sargan est la validité des variables retardées en niveau et en différences comme instruments. Si la probabilité (p-value)

¹¹ Par construction, le terme d'erreur en différence première est corrélé au premier ordre, mais il ne doit pas l'être au second ordre.

trouvée est supérieure à 1%, 5% ou 10%, l'hypothèse nulle de validité des instruments ne sera pas rejetée.

- Quant au test d'autocorrélation, on distingue à ce niveau la statistique d'Arellano et Bond (1991) du test d'autocorrélation des erreurs du premier ordre AR(1) et la statistique d'Arellano et Bond (1991) du test d'autocorrélation des erreurs de second ordre AR(2). L'hypothèse nulle pour le test d'autocorrélation des erreurs de second ordre est l'absence d'autocorrélation de second ordre. Si la

a) *Statistiques descriptives et structure de corrélation*

Tableau 2: Statistiques descriptives des variables

Variables	Observations	Moyenne	Ecart-Type	Minimum	Maximum
Zscore	51	9,01761	4,21136	0,0298311	19,09142
Boone	42	0,0088618	0,1091646	-0,2177827	0,2731003
Cr3	51	71,67575	22,48912	63,1217	100
Taille	42	6,000777	0,4640877	4,721761	6,585041
Liq	50	62,80816	18,05772	22,20019	97,2753
Nim	51	7,264629	12,76777	-3,306103	93,01026
Cir	42	55,78893	21,3963	5,528377	85,902
Tcpibt	42	3,9058	2,8956	-3,30842	8,449761
infl	42	0,8185565	1,268893	-6,910927	2,947765

Source: Auteur à partir de Stata 12

Le tableau 2 présente des statistiques descriptives des variables de l'étude. En portant notre intérêt sur quelques variables, ce tableau montre que la stabilité bancaire moyenne des pays de l'échantillon est de 9,01. Les banques du Cameroun et du Gabon sont les plus stables de la région, avec un Z-score moyen de 9,38 et 13,43 respectivement qui est supérieur à celui de l'ensemble. Inversement, les banques les moins stables financièrement viennent du Congo avec une moyenne de 4,51 seulement. Le niveau de concentration bancaire dans la CEMAC est élevé avec un niveau moyen sur la période d'étude de 71,67%. Le Gabon présente le système bancaire le plus concentré avec une moyenne de 95,16 sur la période d'étude. Ensuite vient le Congo avec une moyenne de 66,04%. Le Cameroun a le système bancaire le moins concentré de l'échantillon avec une moyenne de 63,12%. L'indicateur de Boone présente une moyenne de 0,0083. Cette moyenne est plus forte au Congo (0,094) qu'au Cameroun (0,0040) et au Gabon (-0,0729), par conséquent le système bancaire congolais est le moins concurrentiel.

b) *Résultats et leurs implications*

Le tableau 4 présente les résultats de l'estimation du modèle 1 par la méthode des moments généralisés en système. Deux régressions ont été faites sur la base du modèle 1, l'une ayant le ratio de concentration (rc3) comme mesure structurelle de la concurrence et l'autre ayant l'indicateur de Boone (boone) comme indicateur de mesure non structurelle de la concurrence. Le Z-score est la variable

probabilité (p-value) trouvée est supérieure à 1%, 5% ou 10%, l'hypothèse d'absence d'auto corrélation des erreurs ne sera pas rejetée.

IV. PRÉSENTATION DES RÉSULTATS

Nous présentons les résultats des statistiques descriptives, de la corrélation des variables dans un premier temps et dans un deuxième temps nous présentons les résultats des régressions effectuées.

dépendante dans les deux régressions. Les valeurs non significatives du test de Sargan garantissent la validité des instruments. En outre, le test d'autocorrélation d'Arellano et Bond indique une absence d'autocorrélation au deuxième ordre. De plus, la valeur significative du test de Wald indique que tous les modèles sont correctement spécifiés.

Rappelons que les valeurs croissantes de chacune de nos indicateurs de mesure de la concurrence (RC3 et Boone) sont associées à une concurrence moins intense ou alors à davantage de pouvoir de marché¹². Par conséquent, trouver un coefficient positif du paramètre associé à ces indicateurs suggérerait que moins de concurrence (plus de pouvoir de marché) est associée à une plus grande stabilité. Par contre, un coefficient négatif impliquerait qu'un environnement moins concurrentiel (plus de pouvoir de marché) réduit la stabilité des banques.

¹² Concrètement, un indicateur de Boone plus élevé est associé à une concurrence moins intense et un ratio de concentration (CR3) plus élevé est associé à une plus grande concentration, ce qui peut également être interprété comme un pouvoir de marché accru sous certaines conditions (De-Ramon et al., 2018)

Tableau 3: Synthèse des résultats du modèle 1: La relation linéaire entre la concurrence et la stabilité bancaire.

Variable dépendante: Z score			
Mesures de concurrence	Régression 1 (cr3)	Régression 2 (boone)	Regression 3 (Cr3etboone)
Constante	-4,926 (5,274)	-30,354*** (7,908)	-19,697 (4,747)***
$Zscore_{i,t-1}$	-0,445*** (0,095)	0,590*** (0,079)	0,646*** (0,097)
Cr3	0,049** (0,021)		0,085*** (0,032)
Boone		22,240*** (4,830)	2,808*** (0,999)
Taille	2,161*** (0,762)	1,869*** (0,369)	2,587*** (0,304)
Liq	0,017 (0,022)	0,020*** (0,003)	-0,005 (0,015)
Nim	0,049 (0,099)	0,025 (0,100)	0,039 (0,051)
Cir	-0,021 (0,020)	-0,006 (0,009)	0,013** (0,007)
Tcpibt	0,426*** (0,0992)	0,324*** (0,115)	0,204* (0,123)
infl	-7,282*** (1,460)	0,032*** (0,007)	0,029*** (0,007)
AR(2) (p-value)	0,260	0,249	0,450
Test de Sargan (p-value)	0,273	0,402	0,527
Wald (p-value)	0,000	0,000	0,000

Source: Auteur à partir de STATA 12

Note: Les valeurs entre parenthèses indiquent les écarts types. ***, ** et * représentent la significativité aux seuils de 1 %, 5 % et 10 % respectivement.

Dans la première colonne du tableau, le ratio de concentration (cr3) est l'indicateur de mesure de la concurrence tandis que dans la deuxième colonne, la concurrence est approchée par l'indicateur de Boone (boone). Dans les deux régressions, la variable endogène retardée est positive et significative au seuil de 1% confirmant ainsi la persistance de la stabilité. Ce résultat a été observé dans la plupart des articles ayant utilisé un modèle dynamique (Jiménez et al., 2013; Liu et al., 2013; Kasman et Kasman, 2015).

Par ailleurs, les résultats montrent que les coefficients associés au ratio de concentration (cr3) et à l'indicateur de Boone sont tous positifs et significatifs au seuil de 5% et 1% respectivement. Ce résultat implique que moins de concurrence (plus de pouvoir de marché) est associée à une plus grande stabilité bancaire dans la CEMAC. Ce résultat est théoriquement cohérent avec l'hypothèse de concurrence-fragilité ou de concentration-stabilité. Ainsi, nos résultats soutiennent quelque soit l'indicateur de concurrence utilisé l'hypothèse de la concurrence - fragilité ou de concentration-stabilité. Ces résultats sont conformes à ceux de plusieurs auteurs (Keeley, 1990; Albaity et al., 2019). En revanche, ces résultats sont contraires à ceux de Moyo et al. (2014), Boyd et al. (2006) ainsi que Uhde et Heimshoff (2009).

En ce qui concerne les variables de contrôle spécifiques aux banques, le coefficient de la variable taille des banques est statistiquement significatif et positif dans toutes les régressions faites sur la base du modèle 1 suggérant que les grandes banques semblent plus stables que de petites banques. Ce résultat conforte l'idée selon laquelle le pouvoir de marché accru des grandes banques peut réduire les incitations des managers à prendre plus de risque (Keeley, 1990). Mais contredit l'effet du Too Big To Fail souligné par Mishkin (1998) qui affirme que plus les banques seraient de taille importante, plus elles seraient risquées.

La liquidité bancaire (LIQ) mesurée par le ratio crédit/dépôt est positivement reliée à la stabilité bancaire dans les deux régressions. Toutefois elle n'est significative que dans la deuxième régression. Ce qui indique qu'un niveau élevé de liquidité diminue le risque de liquidité et augmente la stabilité bancaire. En effet, pendant la période de crise, certaines institutions financières font faillite parce qu'elles ne peuvent pas obtenir la liquidité. Berger et Bouwman (2013) soutiennent qu'une détention élevée de liquidité peut diminuer le risque de liquidité et aider les banques à réduire la probabilité de faillite.

La marge nette d'intérêt (NIM) ainsi que le niveau d'efficacité (CIR) ont les signes attendus mais

ne sont pas significatifs. Cette absence de significativité peut s'expliquer par le fait que dans les pays en voie de développement les marges élevées peuvent refléter des inefficacités dues aux coûts de transaction élevés et à l'absence des économies d'échelle (Bretschger et Kappel, 2010).

En plus des facteurs spécifiques aux banques, deux variables de l'environnement macroéconomique ont été également considérées; il s'agit du taux de croissance et du taux d'inflation. Le coefficient du taux de croissance du PIB est positif et significatif dans les différentes régressions, ce qui impliquerait qu'un taux de croissance économique plus élevé booste la stabilité des banques. Ce résultat est conforme à ceux de Soerdarmono et al. (2013) qui soulignent qu'une augmentation de l'activité économique améliore le niveau de la solidité des banques dû à son effet sur les revenus de ces dernières.

En outre, l'effet de l'inflation sur la stabilité bancaire est négatif et significatif dans la première régression; un taux d'inflation plus élevé est associé à un plus grand risque et une faible stabilité des banques puisque l'inflation provoque l'incertitude économique et encourage les banques à limiter le crédit.

Suite aux travaux de Berger et al., 2009, Tabak et al., 2012 ainsi que Kasman et Kasman, 2015, un terme quadratique de l'indicateur de mesure de la concurrence est également utilisé dans notre modèle pour un test de robustesse. L'objectif est de tester la non linéarité entre la concurrence et la stabilité bancaire dans la CEMAC entre 2000 et 2016. Une fois de plus deux régressions ont été estimées sur la base du modèle (2); la première contient le ratio de concentration comme indicateur de mesure de la concurrence tandis que dans la deuxième régression, la concurrence est mesurée par l'indicateur de Boone. Le tableau 5 présente les résultats de l'estimation du modèle (2) par la méthode des moments généralisés en système. Les colonnes du tableau diffèrent uniquement par la mesure de concurrence utilisée. Selon les résultats, le test de Wald confirme que le modèle est bien spécifié. Le test de Sargan montre que les instruments utilisés dans les différentes régressions sont valides. Par ailleurs, les résultats du test d'autocorrelation AR (2) indiquent une absence d'autocorrélation de second ordre.

Tableau 5: Synthèse des résultats du modèle 2: La relation non linéaire entre la concurrence et la stabilité bancaire.

Variable dépendante: Z score		
Mesures de Concurrence	Régression 1 (cr3)	Régression 2 (boone)
Constante	-22,159*** (5,240)	1,487 (1,960)
$Zscore_{i,t-1}$	0,550*** (0,085)	0,512*** (0,064)
Cr3	0,252*** (0,077)	
Cr3 ²	-0,0013*** (0,0003)	
Boone		0,759 (3,064)
Boone ²		-23,842*** (8,162)
Taille	2,317*** (0,293)	1,618*** (0,537)
Liq	0,004*** (0,0015)	0,021** (0,008)
Nim	0,098* (0,058)	0,013 (0,127)
Cir	-0,0007 (0,009)	-0,005 (0,011)

¹³ Dans la deuxième colonne, l'indicateur Boone est utilisé comme mesure de la concurrence. Comme mentionné précédemment, cet indicateur met l'accent sur l'effet d'une augmentation du coût marginal sur la diminution des parts de marché. Puisqu'il est négatif, un indicateur plus élevé suggère que l'évolution du coût marginal a moins d'impact sur les parts de marché, ce qui signifie que le marché est soumis à moins de concurrence. Par conséquent, un signe négatif de cet indicateur montre que la stabilité bancaire augmente lorsque la concurrence augmente tandis qu'un signe positif indique le contraire.

Tcpibt	0,313** (0,143)	0,358*** (0,137)
infl	0,00013*** (0,001)	-7,909*** (1,984)
AR(2) (p-value)	0,3133	0,1614
Test de Sargan (p-value)	0,6010	0,1571
Wald (p-value)	0,0000	0,0000

Source: Auteur à partir de STATA 12

Note: Les valeurs entre parenthèses indiquent les écarts types. ***, ** et * représentent la significativité aux seuils de 1 %, 5 % et 10 % respectivement.

Les résultats du tableau ci-dessous, montrent un signe positif du terme linéaire de la concurrence (boone) tandis que celui du terme quadratique est négatif et significatif. De même, le signe du terme linéaire du $cr3$ est positif et celui du terme quadratique négatif. Ces résultats suggèrent que la relation entre la concurrence et la stabilité bancaire est non linéaire comme l'ont souligné Martinez-Miera et Repullo(2010). Ainsi, une augmentation du pouvoir de marché, (moins de concurrence) augmente la stabilité bancaire ce qui est conforme à l'hypothèse de concentration - stabilité, mais seulement jusqu'à un certain niveau. Après ce seuil, une augmentation du pouvoir de marché mène à une réduction de la stabilité bancaire en accord avec l'hypothèse de concentration-fragilité comme suggéré de Boyd et De Nicolo (2005). Ce résultat est cohérent avec celui de Tabak et al., 2012 qui ont trouvé une relation en U inversé entre la concurrence et la stabilité en Amérique Latine.

V. CONCLUSIONS

L'objectif principal de cet article était d'évaluer l'effet du pouvoir de marché sur la prise de risque bancaire en zone CEMAC en utilisant les données de panel des banques de trois pays de la CEMAC sur la période 2000-2016. En outre, l'étude a testé la non linéarité dans la relation concurrence-stabilité bancaire. En utilisant la méthode des moments généralisés en panel dynamique, les résultats soutiennent d'une part lorsqu'on suppose que la relation est linéaire, la thèse de concurrence-fragilité ou concentration-stabilité. D'autre part, l'introduction du terme quadratique de l'indicateur de mesure de la concurrence dans le modèle a montré que la relation entre la concurrence et la stabilité serait non linéaire dans la CEMAC; ces résultats suggéreraient qu'une augmentation du pouvoir de marché (moins de concurrence) augmente la stabilité bancaire, mais seulement jusqu'à un certain niveau. Après ce seuil, une augmentation du pouvoir de marché mène à une réduction de la stabilité bancaire.

L'effet favorable du pouvoir de marché sur la stabilité implique que les autorités de supervision en zone CEMAC doivent être prudents dans leurs actions pour augmenter la concurrence dans la mesure où elle

pourrait réduire la stabilité. Afin de stabiliser davantage le secteur bancaire, les régulateurs de la sous-région doivent promouvoir la consolidation des petites banques par le biais des fusions et acquisitions. La consolidation de ces banques leur permettra d'acquérir plus de pouvoir sur le marché et augmentera également leurs chances de survie sur le marché. Néanmoins, afin d'éviter une concentration excessive dans le secteur bancaire, les régulateurs doivent faire preuve de prudence lorsqu'ils approuvent ces fusions pour ne pas mettre sur pied des banques d'importance systémique (les banques Too Big To Fail).

BIBLIOGRAPHIE

1. Akande, J.O. et Kwenda, F. (2017), "Competition and stability of sub-saharanafrican commercial banks; a GMM analysis", *Acta Universitatis Danubius*, vol 13, n°2.
2. Albaity, M., Mallek, R.S. et Noman, A.H.M. (2019), "Competition and bank stability in the MENA region: The moderating effect of Islamic versus conventional banks", *Emerging Markets Review*, <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2019.01.003>.
3. Amidu, M. et Wolfe, S. (2013), "Bank competition, diversification, and stability", *Review of Development Finance*, vol.3, n°3, pp. 152-166.
4. Anginer, D., Demircuc-Kunt, A. et Zhu, M. (2013), "How Does Competition Affect Bank Systemic Risk?", *Journal of Financial Intermediation*, vol. 23, n°1, pp.1-26.
5. Arellano, M. et Bond, S. (1991), « Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations », *Review of Economic Studies*, Vol.58, pp.277-297.
6. Arnould, G. (2011), "Structure du marché bancaire et stabilité financière". *Master 2 Recherche Monnaie, Banque, Finance*, Université de Paris 1 Panthéon Sorbonne.
7. Avom, D. et Nana Kuindja, R. (2017), "Les barrières à l'entrée expliquent-elles le comportement des banques dans la CEMAC ? ", *Revue d'Economie Financière*, vol. 3, n° 127, pp 309 -334.
8. Beck, T. (2008), "Bank Competition and Financial Stability: Friends or Foes ?", *World Bank Policy Research Working Paper*, 4656.

9. Beck, T., De Jonghe, O. et Schepens, G. (2013), "Bank competition and stability: cross-country heterogeneity", *Journal of financial Intermediation*, 22, pp.218-244.
10. Berger, A.N et Bouwman, C.H.S. (2013), "How does capital affect bank performance during financial crises?", *Journal of Financial Economics* 109, 146-176.
11. Berger, A.N., Klapper, L.F. et Turk-Ariss, R. (2009), "Bank Competition and Financial Stability", *Journal of Financial Service Research*, vol.35, n°2, pp. 99-118.
12. Blundell, R. et Bond, S. (1998), « Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Model », *Journal of Econometrics*, Vol. 87, pp. 115-143.
13. Boone, J. (2008), "A new way to measure competition", *The Economic Journal*, 118, pp. 1245-1261.
14. Boone, J., Griffith, R. et Harrison, R. (2005), "Measuring competition", *AIM Working Paper Series* n° 022.
15. Boyd, J. H., De Nicolo G., (2005), « The Theory of Bank Risk Taking and Competition Revisited », *Journal of Finance*, 60 (3), 1329-1343.
16. Boyd, J. H., De Nicolo, G. et Jalal, A. M., (2006), "Bank Risk-Taking and Competition Revisited: New Theory and New Evidence", *IMF Working Paper*, 06/29.
17. Brei, M., Jacolin, L. et Alphonse Noah, A. (2018) "Credit risk and bank competition in sub-Saharan Africa" *Working Paper* 27.
18. Bretschger, L. et Kappel, V. (2010), "Market concentration and the likelihood of financial crises", *ETH Working Paper Series* 10/138.
19. Corbae, D. et Levine, R. (2018), "Competition, Stability, and Efficiency in Financial Markets".
20. Demirguc-Kunt, A. et Detragiache, E. (1998), "The Determinants of Banking Crises in Developing and developed Countries", *IMF Working Paper*, Vol. 45, n° 1.
21. Demsetz, H. (1973), "Industry structure, market rivalry, and public policy," *Journal of Law and Economics*, vol.16, n°1, pp.1-9.
22. De-Ramon, S. J. A., Francis, W. B. et Straughan, M. (2018), "Bank competition and stability in the United Kingdom", *Bank of England Working Paper* n°. 748.
23. Dushku, E. (2016), "Bank risk-taking and competition in the albanian banking sector" *South-Eastern Europe Journal of Economics*, 2, pp187-203.
24. Fendri C. (2012), "La discipline de marché dans le secteur bancaire: le rôle de l'actionnaire et l'influence de la charter value", *Thèse de doctorat en sciences de gestion* de l'Université de Grenoble.
25. Fiordelisi, F. et Mare, D. S. (2014), "Competition and financial stability in European cooperative banks", *Journal of International Money and Finance*, 45, pp.1-16.
26. Fungacova, Z. et Weill, L. (2013), "Does Competition Influence Bank Failures ?" *Economics of Transition*, vol.21, n°2, pp 301-322.
27. Goetz, M. R. (2017), "Competition and bank stability", *Journal of Financial Intermediation*, 35, pp. 57-69.
28. Hoggarth, G., Reis, R. et Saporta, V. (2001) "costs of banking system instability: some empirical evidence", *Bank of England, Harvard University*.
29. Jiménez, G., Lopez, J. A. et Saurina, J. (2007), "How Does Competition Impact Bank Risk-Taking?" *Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper Series*, 23.
30. Kabir, M. N. et Worthington, A.C. (2017), "The competition-stability/fragility' nexus: A comparative analysis of Islamic and conventional banks", *International Review of Financial Analysis*, 50, pp. 111 - 128.
31. Kasman, S. et Kasman, A. (2015), "Bank competition, concentration and financial stability in the Turkish banking industry", *Economic Systems*, vol.39, n°3, pp.502-517.
32. Keeley, M. C., (1990), « Deposit Insurance, Risk, and Market Power in Banking », *The American Economic Review*, 80, 1183-1200.
33. Kouki et Al-Nasser A (2014), "The implication of banking competition: Evidence from African countries", *Research in International Business and Finance*, vol 39, pp. 878-895.
34. Laeven, L. et Valentia, F. (2008), "Systemic Banking Crises A New Database", *IMF Working Paper* n° 224
35. Liu, H., Molyneux, P., et Wilson J.O. (2013), "Competition and stability in European banking: A regional analysis", *The Manchester School* 81, 176-201.
36. Martinez-Miera, D. et Repullo, R. (2010), "Does Competition Reduce The Risk of Bank Failure?" *Review of Financial Studies*, 23(10), 3638-3664.
37. Mishkin, F., (1999), «Financial consolidation: dangers and opportunities », *Journal of banking and finance*, 23, 675- 691.
38. Mishkin, F. S. (1998), "Financial consolidation Dangers and Opportunities", *NBER, Working Paper* n° 6655.
39. Moyo, J., Nandwa, B., Oduor, J. et Simpasa, A. (2014), "Financial Sector Reforms, Competition and Banking System Stability in Sub-Saharan Africa" Paper presented at the IMF/DFID Conference on "Macroeconomic Challenged Facing Low-Income countries" *International Monetary Fund*, Washington DC, January 30 - 31.
40. Noman, A.H.M., Gee, C.S. et Isa C.R. (2017), "Does competition improve financial stability of the banking sector in ASEAN countries? An empirical analysis",

PLoS ONEvol.12, n°5, e0176546. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0176546>

41. Panzar, J. C. et Rosse, J. N. (1987), "Testing for "monopoly" equilibrium", *The Journal of Industrial Economics*, vol. 35, n°4, pp. 443–456.
42. Schaeck, K. et Čihák, M. (2007), "Banking competition and capital ratios", *IMF Working Paper* n° 216.
43. Schaeck, K. et Čihák, M. (2008), "How does competition affect efficiency and soundness in banking? New empirical evidence." *ECB Working Paper Series* n° 932.
44. Schaeck, K. et Cihak, M. (2012), "Competition, Efficiency, and Stability in Banking". *Financial Management*, vol. 43, pp. 215–241.
45. Schaeck, K., Cihák, M. et Wolfe, S. (2006), "Competition, concentration and bank soundness: New evidence from the micro-Level", *IMF Working Paper* n° 143.
46. Shijaku, G (2016), "Does bank competition affect bank stability after the global financial crisis?" *MPRA Paper* n° 79084, *Bank of Albania*.
47. Soedarmono, W, Machrouh, F et Tarazi, A (2011), "Bank market power, economic growth and financial stability: Evidence from Asian banks", *Journal of Asian Economics*, vol. 22, pp.460 - 470.
48. Soedarmono, W., Machrouh, F et Tarazi, A. (2013), "Bank competition, crisis and risk taking: Evidence from emerging markets in Asia", *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, vol 23, pp.196-221.
49. Stiglitz, J.E. et Weiss, A. (1981), "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information", *The American Economic Review*, vol.71, n°3, pp. 393-410.
50. Tabak, B.M., Fazio, D.M. et Cajueiro, D.O. (2012), "The relationship between banking market competition and risk-taking: Do size and capitalization matter?" *Working Paper Series Brasília* n° 261, pp. 1-42.
51. Turk-Ariss, R. (2010), "On the Implications of Market Power in Banking: Evidence from Developed Countries", *Journal of Banking and Finance*, vol.34, n°4, pp. 765-775.
52. Uhde, A. et Heimeshoff, U. (2009), "Consolidation in banking and financial stability in Europe: empirical evidence", *IWQW discussion paper series*, n° 02.
53. Van Leuvensteijn, M., Christoffer, K, S., Bikker, J.A. et Adrian, A.R.J.M. Van Rixtel (2008), " Impact of bank competition on the interest rate pass-through in the euro area", *Working Paper series* NO 885.