Document generated on 07/13/2025 11:45 p.m.

Management international
International Management
Gestiòn Internacional

Impact de la structure de marché et du choix stratégique sur la performance bancaire : cas des pays émergents

Samir Belkhaoui, Lassâad Lakhal and Slaheddine Hellara

Volume 16, Number 4, Summer 2012

URI: https://id.erudit.org/iderudit/1013154ar
DOI: https://doi.org/10.7202/1013154ar

See table of contents

Publisher(s)

HEC Montréal
Université Paris Dauphine

ISSN

1206-1697 (print)
1918-9222 (digital)

Explore this journal

Cite this article

Belkhaoui, S., Lakhal, L. & Hellara, S. (2012). Impact de la structure de marché et du choix stratégique sur la performance bancaire : cas des pays émergents. *Management international / International Management / Gestiòn Internacional*, *16*(4), 129–149. https://doi.org/10.7202/1013154ar

Article abstract

This paper aims to study the effect of market structure and strategic choice on bank performance. The literature review shows that the market structure has a positive but low effect on bank performance. The strategic choice of leaders could be introduced to explain bank performance. The data have been collected from a sample of 293 commercial banks, from 11 emerging countries, with data on 7 successive years. Results highlight the role of strategic choice in the explanation of bank performance. Also, the results show no relationship between market concentration and bank performance and highlight the importance of market share in the explanation of bank performance.

Tous droits réservés © Management international / International Management / Gestión Internacional, 2012

This document is protected by copyright law. Use of the services of Érudit (including reproduction) is subject to its terms and conditions, which can be viewed online.

https://apropos.erudit.org/en/users/policy-on-use/

This article is disseminated and preserved by Érudit.

Érudit is a non-profit inter-university consortium of the Université de Montréal, Université Laval, and the Université du Québec à Montréal. Its mission is to promote and disseminate research.

https://www.erudit.org/en/

Impact de la structure de marché et du choix stratégique sur la performance bancaire : cas des pays émergents

SAMIR BELKHAOUI
Université de Monastir

LASSÂAD LAKHAL
Université de Sousse

SLAHEDDINE HELLARA
Université de Tunis

Résumé

Cet article vise à étudier l'effet de la structure de marché et du choix stratégique sur la performance bancaire. La revue de la littérature montre que la structure de marché a un effet positif mais faible sur la performance bancaire. Le choix stratégique des dirigeants pourrait être introduit afin d'expliquer la performance bancaire. Les données on été collectées auprès d'un échantillon de 293 banques commerciales, appartenant à 11 pays émergents, disposant de données sur 7 années successives. Les résultats dégagés permettent de mettre en évidence le rôle du choix stratégique dans l'explication de la performance bancaire. Aussi, les résultats montrent l'absence de relation entre la concentration de marché et la performance bancaire et mettent en évidence l'importance de la part de marché dans l'explication de la performance bancaire.

Mots clés : structure de marché, choix stratégique, performance bancaire

Abstract

This paper aims to study the effect of market structure and strategic choice on bank performance. The literature review shows that the market structure has a positive but low effect on bank performance. The strategic choice of leaders could be introduced to explain bank performance. The data have been collected from a sample of 293 commercial banks, from 11 emerging countries, with data on 7 successive years. Results highlight the role of strategic choice in the explanation of bank performance. Also, the results show no relationship between market concentration and bank performance and highlight the importance of market share in the explanation of bank performance.

Keywords: market structure, strategic choices, performance bank

resumen

Este trabajo tiene como objetivo estudiar el efecto de la estructura del mercado y la elección estratégica sobre el desempeño del banco. La revisión de la literatura muestra que la estructura del mercado tiene un efecto positivo, pero baja en el rendimiento del banco. La elección estratégica de los líderes se podría introducir para explicar el desempeño del banco. Los datos han sido recogidos de una muestra de 293 bancos comerciales, procedentes de 11 países emergentes, con los datos de 7 años sucesivos. Las pérdidas y ganancias cabe destacar el papel de la elección estratégica en la explicación de los resultados de los bancos. Asimismo, los resultados no muestran ninguna relación entre la concentración del mercado y desempeño de los bancos y ponen de relieve la importancia de la cuota de mercado en la explicación del desempeño de los bancos.

Palabras claves: estructura de mercado, las opciones estratégicas, el banco de rendimiento

La majorité des recherches antérieures a montré que l'effet de la structure de marché sur la performance bancaire est faible comparé aux propositions théoriques (Demirgüç-Kunt et al., 2004; Byeongyong et al., 2005; Mamatzakis et al., 2007). C'est ainsi qu'elles ont exprimé des réserves lors de l'interprétation des effets de la structure de marché sur la performance (Williams et al., 2009; Seelanatha, 2010). La performance peut être expliquée par d'autres variables qui contrebalancent l'impact positif de la structure de marché. Des travaux antérieurs récents ont pu mettre l'accent sur le rôle du choix stratégique des dirigeants dans l'explication de la performance bancaire (Girardone et al., 2010).

L'objectif de notre recherche est de réévaluer l'impact de la structure de marché sur la performance bancaire en prenant en considération le rôle du choix stratégique. Plus précisément, on essaie d'apprécier les contributions relatives de la structure de marché et du choix stratégique dans l'explication de la performance bancaire.

La réalisation de cette étude permettra d'aboutir à un triple apport. Le premier consiste à introduire explicitement et simultanément des mesures directes du choix stratégique dans le modèle traditionnel en mettant en relation la structure de marché et la performance bancaire. Le deuxième consiste à étudier la relation entre la structure de marché et la performance bancaire dans un cadre dynamique. Les études antérieures ont exclusivement procédé par des analyses transversales (Kotha et Nair, 2009; Seelanatha, 2010). Il s'agit donc des mesures de corrélation dans un cadre statique. Le troisième réside dans le choix de l'échantillon. En effet, l'étude empirique sera réalisée sur un échantillon de banques commerciales de pays émergents. Les études antérieures ont été généralement opérées dans le contexte des pays développés (Demirgüç-Kunt et al., 2009; Girardone et al., 2010; Berger et al., 2010). L'analyse de la performance bancaire dans les pays émergents est particulièrement intéressante étant donné le rôle important joué par le secteur bancaire pour le financement de la croissance économique.

Cet article est organisé de la manière suivante. La section 2 présente la revue de la littérature et hypothèses de recherche. La section 3 traite des choix méthodologiques. La section 4 présente les résultats et leurs discussions. La dernière section présente la conclusion.

Revue de la littérature et hypothèses de recherche

Les déterminants de la performance bancaire ont été examinés dans la littérature selon deux approches différentes. La première est relative à la relation entre la structure de marché et la performance. Elle envisage que la structure de marché détermine directement la performance bancaire (Chirwa et Mlachila, 2004; Seelanatha, 2010). La deuxième est fondée sur la théorie du management stratégique. Elle implique que la performance est expliquée par le choix stratégique des dirigeants (Porter, 1991; Ramaswamy, 1997; Hassan et Isik, 2002; Williams, 2005; Girardone et al., 2010). L'intégration de ces deux approches, dans un cadre global et unifié, implique que la structure de marché et le choix stratégique des dirigeants constituent les principaux déterminants de la performance bancaire.

La relation entre la structure de marché et la performance bancaire

Les développements théoriques récents ont permis l'identification de deux approches pour l'explication de la relation entre la structure de marché et la performance bancaire. La première est l'approche traditionnelle, appelée « Structure – Conduct – Performance » (SCP) est à la base de la relation entre la concentration de marché et la performance bancaire. La deuxième constitue une explication alternative. Elle est relative à l'impact de la part de marché d'une banque sur sa performance.

La relation entre la concentration de marché et la performance bancaire

La relation entre la concentration de marché et la performance bancaire a été longuement débattue depuis les travaux de Bain (1951) pour le cas des entreprises industrielles. Cette relation a été ensuite testée au niveau du secteur bancaire par Schweiger et Mcgee (1961) et Hannan (1991). En effet, les résultats des recherches montrent que plus la concentration de marché est forte plus les profits des banques sont élevés. Ainsi, un marché concentré offre systématiquement aux banques une rente de profits. Cette dernière représente pour les banques la possibilité d'exiger des prix assez élevés pour leurs produits présentés sur le marché et de payer des coûts faibles sur les ressources utilisées. L'étude de la relation entre la concentration de marché et la performance bancaire permet de tester l'hypothèse traditionnelle (Structure-Conduct-Performance). Cette hypothèse se réfère par convention à la théorie du pouvoir de marché.

Plusieurs études empiriques antérieures montrent l'existence d'une relation positive et statistiquement significative entre la concentration de marché et la performance bancaire (La Porta et al., 2002; Goddard et al., 2007; Delis et Papanikolaou, 2009; Demirgüç-Kunt et al., 2009). Ces recherches ont été menées dans le contexte des pays développés. Un nombre réduit de travaux a été effectué dans le cadre des pays émergents (Delis et Papanikolaou, 2009; Seelanatha, 2010). L'hypothèse 1 s'énonce de la manière suivante :

H1. La concentration de marché a un effet positif sur la performance bancaire

La relation entre la part de marché et la performance bancaire

Il est largement reconnu que la part de marché affecte favorablement la performance. En fait, plusieurs recherches ont montré que le pouvoir de marché relatif (RMP) mène à des profits économiques importants et réduit le risque de la firme (Scott, 1986; Goddard et Wilson, 1999; Berger et al., 2000; Maniatis, 2006; Williams et al., 2009; Seelanatha, 2010). En effet, les grandes firmes détenant des parts de marché importantes ont l'avantage d'offrir sur le marché des produits différenciés (recherche et développement, publicité, localisation et emplacement, autres avantages). Les grandes firmes sont en mesure d'exercer un pouvoir de marché pour établir les prix des produits à des niveaux élevés, ce qui leur permet de réaliser des profits exceptionnels.

Par ailleurs, les firmes avec larges parts de marché sont généralement dotées d'une technologie et d'une expertise supérieure. Par conséquent, elles sont plus efficientes comparées à celles qui disposent de petites parts de marché. L'amélioration de l'efficience permet aux firmes d'accroître leurs profits. L'hypothèse 2 s'énonce ainsi :

H2. La part de marché a un effet positif sur la performance bancaire

La relation entre le choix stratégique et la performance bancaire

Le rôle du choix stratégique des dirigeants dans l'explication de la performance des firmes a été initialement mis en évidence par la théorie du management stratégique (Caves et al., 1980; Porter, 1980; Lippman et Rumelt, 1982). Les recherches qui s'inscrivent dans ce cadre ont montré que les choix stratégiques peuvent expliquer, au moins en partie, la performance de la firme.

Porter (1980, 1985, 1987) affirme que la firme peut améliorer sa performance par le biais d'un choix stratégique adéquat basé sur une stratégie de domination par les coûts, une stratégie de focalisation et une stratégie de différenciation. D'autres recherches ont prouvé empiriquement que le succès des firmes est incontestable à travers une combinaison des stratégies de différenciation et de domination par les coûts (Hitt et Ireland, 1985; Miller, 1992). Miller (1992) souligne que la combinaison des stratégies de Porter est indispensable pour la performance des organisations industrielles dans un cadre d'hyper-concurrence. Ces propositions ont été mises en évidence empiriquement par plusieurs travaux antérieurs (Levine et Aaronovitch, 1981; Lubatkin, 1983; Hambrick, 1988; Chatterjee et al., 1992; Peteraf, 1993; Ramaswamy, 1997; Hassan et Isik, 2002).

Afin d'analyser le rôle du choix stratégique de la firme bancaire dans l'explication de sa performance, on propose

d'analyser les trois dimensions de la stratégie globale des banques à savoir : la stratégie de diversification, la stratégie de prise de risque et la stratégie de gestion des coûts. Plusieurs études antérieures montrent que ces dimensions stratégiques sont en concordance avec les spécificités de la firme bancaire (Rodriguez-Fernandez et Carbo-Valverde, 2007; Williams et al., 2009; Girardone et al., 2010).

La stratégie de prise de risque et la performance

En adoptant l'approche de Bowman (1980, 1982), plusieurs recherches en finance, en économie et en management stratégique ont étudié la relation entre la stratégie de prise de risque et les rendements de la firme (Hellmann et al., 2002; Repullo, 2004; Boyd et al., 2005). Ces recherches montrent que cette relation est généralement instable dans le temps et diffèrent d'un secteur à un autre.

La prise de risque par la banque est appréciée dans la littérature selon deux perspectives. Une perspective économique globale (le risque de crédit) indique la qualité du portefeuille d'actifs de la banque et particulièrement les crédits. Une perspective financière (risque financier), le risque est apprécié du point de vue des actionnaires et peut être mesuré par le degré de capitalisation de la banque.

Le risque de crédit

En adoptant l'approche d'évaluation des options, des modèles d'évaluation des dettes en présence du risque de crédit ont été développés (Jarrow et Turnbull, 2000; Duffie et Lando, 2001). Ces modèles sont considérés comme étant des extensions du modèle de Merton (1974, 1978). Il s'agit des approches d'évaluation du risque d'un portefeuille d'instruments financiers (obligations, prêts), comme les modèles de CreditMetrics, CreditRisk+, l'approche KMV et le modèle CreditPortfolioView.

Gabriel-Jiménez et al., (2007) montrent que le problème d'insolvabilité des banques est principalement la conséquence de l'augmentation du risque de crédit et l'accumulation des prêts à problème. Ces auteurs montrent également que l'évolution de la profitabilité de la banque est largement expliquée par la prise du risque de crédit. Plus précisément, la diminution de la profitabilité des banques est attribuable à l'augmentation du risque de crédit. Dans ces conditions, on propose de tester l'hypothèse suivante :

H3.1. La prise du risque de crédit a un effet négatif sur la performance bancaire

Le ratio de capitalisation de la banque

Une autre option stratégique pour les banques est de maintenir un niveau du capital adéquat. Le capital constitue un outil de protection contre des pertes latentes sur le portefeuille d'actifs. Ainsi, les banques sont obligées de détenir un ratio du capital « ratio Cooke » en fonction de leur degré du risque. Les autorités de réglementation imposent un ratio du capital international de l'ordre de 8 %.

Modigliani et Miller (1958) ont montré que, lorsque le marché est parfait, le choix de financement par dettes et fonds propres n'a aucun effet sur la valeur de la firme. Après la contribution de Modigliani et Miller, une large littérature s'est développée afin d'expliquer la structure de capital en présence des imperfections de marché (Harris et Raviv, 1991).

L'imposition et les coûts de faillite anticipés constituent les imperfections majeures considérées dans la détermination d'une structure de capital optimale. Etant donné que les intérêts payés par la firme sont des charges déductibles mais les dividendes ne le sont pas, la substitution des fonds propres par des dettes génèrent des rendements supplémentaires aux propriétaires. Toutes choses étant égales par ailleurs, les actionnaires préfèrent toujours se financer totalement par des dettes (Myers et Majluf, 1984). Cependant, un niveau d'endettement important augmente le risque de défaut et donne lieu à des coûts de faillite anticipés.

Ainsi, en présence des coûts de faillite anticipés, on anticipe une relation positive entre le capital et la profitabilité de la banque. De ce fait, on propose de tester l'hypothèse suivante;

H3.2. Le ratio de capitalisation a un effet positif sur la performance bancaire

La stratégie de gestion des coûts et la performance

L'efficacité de la gestion des coûts peut être appréciée par le degré d'efficience réalisé par la firme. Les gains d'efficience des banques contribuent directement au développement économique du pays. Cela peut avoir lieu par la réduction des coûts de financement de l'économie (coûts d'intermédiation) et l'octroi d'un volume important de crédits productifs.

Gelos (2006) montre que les banques fortement efficientes pourraient accroître leur accessibilité aux fonds, augmenter leur profitabilité, pratiquer des taux plus préférables sur leurs produits (les crédits) et améliorer la qualité des services offerts aux clients. Cela permet d'améliorer les chances de viabilité pour le long terme. L'hypothèse à tester est la suivante;

H3.3. L'efficience coûts a un effet positif sur la performance bancaire

La stratégie de diversification et la performance

Généralement, la firme opte pour la diversification lorsque les gains obtenus dépassent les coûts engagés (Stomper, 2009). La diversification constitue ainsi un choix stratégique important pour les dirigeants (Winton, 2010).

Les banques, ayant atteint un degré important de diversification, peuvent réduire le coût moyen de financement, transférer les ressources des opérations non efficientes vers les activités les plus rentables, réaliser des économies d'échelle et bénéficier des avantages fiscaux (Stultz et Shin, 2007; McLuaghlin et al., 2009).

Toutefois, Rajan (1994) montre que la diversification détruit la valeur de la firme. Ce résultat, connu sous le concept « diversification discount », a été expliqué par plusieurs facteurs comme l'aversion des dirigeants au risque, les coûts d'agence et l'inefficience des opérations.

Il est à noter que, malgré l'absence jusqu'à maintenant d'un consensus sur les conséquences de la diversification, la tendance générale dans la littérature suggère que la diversification détruit la valeur des firmes (Levine et Laeven, 2007; Olalekan, 2010). Ainsi, on propose de tester l'hypothèse suivante;

H3.4. La diversification a un effet négatif sur la performance bancaire

Méthodologie de recherche

Dans cette section, nous expliquons en premier lieu le choix de l'échantillon retenu, ainsi que les sources de données utilisées dans le cadre de l'étude empirique. En deuxième lieu, nous analysons la spécification du modèle de performance. En troisième lieu, nous exposons les mesures utilisées dans le cadre du modèle de performance spécifié.

Echantillon et source de données

Echantillon

Dans le cadre de cet article, on a utilisé un échantillon de banques commerciales qui opèrent dans 11 pays émergents relativement homogènes. Les données ont été collectées auprès d'un échantillon de 293 banques commerciales ayant des données disponibles sur 7 années successives de 2001 à 2007. Le tableau 1 présente l'échantillon des banques commerciales réparties selon leurs pays d'origine ainsi que le nombre d'observations utilisées dans l'étude.

Deux explications peuvent être avancées pour le choix des banques commerciales des pays émergents. Premièrement, l'analyse de la relation entre structure de marché, choix stratégiques et performance n'a pas fait l'objet de plusieurs recherches empirique dans le secteur bancaire. Deuxièmement, il est nécessaire d'utiliser un échantillon de firmes dont les variables étudiées (structure de marché et choix stratégiques) peuvent être adéquatement mesurées. Le secteur bancaire est le contexte convenable pour ce type d'analyse, dans la mesure où les banques opèrent dans des marchés de dépôt ou de crédit facilement identifiables et quantifiables.

Cette recherche s'est focalisée sur les pays émergents. En effet, les économies émergentes ont pu attirer de manière accentuée l'attention des chercheurs dans le domaine du management stratégique. Ainsi, un corpus de recherches examine comment les firmes et particulièrement les banques, dans ces économies, se transforment afin de s'adapter au nouvel environnement. Par ailleurs, les pays de l'échantillon appartiennent à la même classe du développement économique « middle » selon le classement fourni par la Banque Mondiale.

TABLEAU 1

Dispersion des banques commerciales de l'échantillon d'étude

Pays	Nombre de banques*	Nombre d'observations	% d'observations
Afrique du Sud	13	91	4,4 %
Argentine	38	266	13,0 %
Brésil	62	434	21,2 %
Inde	49	343	16,7 %
Indonésie	25	175	8,5 %
Liban	26	182	8,9 %
Malaisie	19	133	6,5 %
Philippine	20	140	6,8 %
Thaïlande	14	98	4,8 %
Tunisie	10	70	3,4 %
Turquie	17	119	5,8 %
Total	***293***	***2051***	100 %

Source : BankScope
* Le nombre de banque indique le nombre de banques domestiques retenues dans l'échantillon.

Source de données

La première source de données utilisée pour effectuer l'étude empirique est la base de données internationale « *BankScope* ». Cette base de données regroupe les bilans et les comptes de résultat publiés annuellement par les banques du monde entier. Ces informations ont été complétées par des données relatives aux Statistiques Financières Internationales « IFS » et des variables macroéconomiques obtenus auprès des rapports annuels du FMI. Toutes les données sont converties en dollars USA, comme monnaie de référence internationale, et sont corrigées pour l'inflation.

Mesure des variables

Mesures de la performance bancaire

Les mesures comptables de la performance bancaire généralement utilisées dans la littérature sont : la rentabilité des actifs (ROA) et la rentabilité des capitaux propres (ROE) (Berger, 1995; Ben Naceur et Goaid, 2001; Chirwa, 2003). Ce sont des mesures ex post de la performance bancaire. D'une part, la ROA reflète les capacités de la banque à générer des revenus à partir de ses actifs. On propose que la ROA soit une mesure appropriée de la performance financière, dans la mesure où les variables stratégiques affectent directement la combinaison des actifs des banques. D'autre part,

Goddard et al. (2004) montre que la rentabilité des capitaux propres (ROE) est la mesure de performance la plus appropriée et coïncide avec l'objectif de maximisation des profits des actionnaires. Afin de procéder aux tests de la robustesse des résultats et de permettre des comparaisons avec les travaux antérieurs, on utilise alternativement les deux mesures de performance bancaire (ROA et ROE).

Mesures de la structure de marché

Pour tester empiriquement la relation entre la structure de marché et la performance bancaire, on utilise deux variables d'intérêt qui caractérisent la structure de marché, à savoir : la concentration de marché et la part de marché. Si la première caractérise le marché dans son ensemble, la part de marché est spécifique à une banque individuelle.

Mesure de la part de marché d'une banque

La part de marché d'une banque est mesurée, à la fin de chaque année, par le ratio;

$$PM_{it} = \frac{Dépôts\ de\ la\ banque\ i}{Total\ Dépôts\ du\ secteur\ bancaire}$$

Cette mesure de la part de marché est fréquemment utilisée dans les travaux empiriques antérieurs (Smirlock M., 1985; Molyneux et Forbes, 1993; Lloyd-Williams et al., 1994; Berger, 1995). Ces derniers ont mis l'accent sur le marché de dépôt pour apprécier le poids relatif à une banque individuelle.

Mesure de la concentration de marché

Une mesure de la concentration de marché largement utilisée dans la littérature est l'indice de Herfindahl- Hirschmann (*HHI*) (Pilloff et Rhoades, 2002; Heitfield et Prager, 2004; Seelanatha, 2010). L'indice *HHI* est calculé comme suit :

$$HHI_t = \sum_{i=1}^{n} (PM_{it})^2$$

Cet indice de concentration est déterminé à la fin de chaque année ***t*** pour le cas où le marché comprend ***n*** banques. Il caractérise le marché dans son ensemble, et indique le degré de compétitivité sur ce marché. Les valeurs possibles de l'indice de HHI varient toujours entre 0 (le cas d'un marché parfaitement compétitif) et 1 (le cas d'un marché monopolistique). Plus la valeur de cet indice est élevée et se rapproche de 1, plus le marché est concentré (monopolistique) et vice versa.

Mesure du choix stratégique

En se basant sur différentes approches (Ramaswamy, 1997; Hassan et Isik, 2002), on propose d'utiliser une variété d'indicateurs pour mesurer les dimensions du choix stratégique de la banque. Les dimensions du choix stratégique de la banque sont les suivantes : la prise du risque, la stratégie de diversifications et la stratégie de contrôle des coûts.

Mesure de la prise de risque par la banque

En se basant sur plusieurs recherches antérieures (Salas et Saurina, 2003; Acharya et al., 2006) on a examiné la prise de risque par les banques selon deux perspectives. D'une part, le risque de la banque est apprécié par rapport à ses actifs et indique le risque de crédit. Ce risque est lié à la dégradation de la qualité des actifs de la banque et particulièrement les prêts. Ainsi, on retient comme mesure du risque de crédit, le ratio suivant;

$$CRISK_{it} = \frac{Prêts\ non\ performants\ de\ la\ banque}{Total\ prêts\ de\ la\ banque}$$

Les prêts non performants de la banque ont été approximés par le montant des provisions pour créances douteuses.

D'autre part, la prise de risque par la banque est appréciée du point de vue des actionnaires. Il s'agit du risque financier mesuré par le ratio suivant;

$$CAP_{it} = \frac{Fonds\ propres\ de\ la\ banque}{Total\ Actif\ de\ la\ banque},$$

Ce ratio indique le degré de capitalisation de la banque ***i*** à la fin de chaque année ***t***. Plus le ratio est élevé, plus le risque financier de la banque est faible.

Mesure de la stratégie de diversification de la banque

La stratégie de diversification adoptée par la banque reflète la variété de ses sources de revenus. Cette stratégie de diversification peut être déterminée en examinant la variété des actifs reportés dans les bilans comptables des banques. En se basant sur les études de Stiroh (2004), Stiroh et Rumble (2006) et Mercieca et al., (2009), le degré de diversification de la banque (DIVERS) est mesuré par l'indice de Herfindahl-Hirschmann lié aux actifs (*HHIactifs*), qui représente un indice de concentration du portefeuille d'actifs de la banque. Par définition, l'indice de diversification des activités (des actifs) est exprimé comme suit pour le cas d'une banque exerçant ***n*** activités différentes :

$$DIVERS_{it} = HHIactifs_{it} = \sum_{k=1}^{n} \left(\frac{Actif_k}{Total\ Actif\ de\ la\ banque} \right)^2$$

Cet indice est égal à la somme des carrées de la part de chaque type d'actif dans le total actif de la banque. Afin de calculer cet indice pour le cas des banques de l'échantillon, on a distingué entre quatre types d'actifs différents : les prêts à l'économie, les autres actifs à revenus d'intérêts, les actifs à revenus non liés aux intérêts et les actifs fixes.

Total actifs de la banque = Total prêts (crédits) + Total autres actifs à revenus d'intérêt + Total actifs à revenus non liés aux intérêts + Total actifs fixes.

L'indice (*HHIactifs*) peut prendre des valeurs en 0 et 1. Une valeur de cet indice élevée indique une faible diversification des activités (actifs) de la banque. Un indice égal à 1 traduit une absence de diversification d'activités. Plus ce ratio

est faible et se rapproche de 0, plus le degré de diversification des activités de la banque est élevé.

La stratégie de contrôle des coûts

La méthode la plus utilisée pour évaluer l'efficacité de la stratégie de contrôle des coûts est de calculer des scores d'efficience pour chaque banque à n'importe quelle date (Berger, et al., 2010). Les scores d'efficience sont calculés en utilisant des techniques d'estimation d'une frontière de coûts (Kang et Weber, 2006; Goddard et al., 2007). Les analyses d'efficiences ont généralement séparé entre deux types d'efficience, à savoir : l'efficience technique ($TEFF_{it}$) et l'efficience d'échelle ($SEFF_{it}$). L'efficience technique indique la réussite d'une unité de décision pour la transformation des inputs en outputs. Elle permet d'apprécier les possibilités d'éviter les gaspillages par la maximisation du volume des outputs en utilisant un ensemble donné d'inputs. Une firme est techniquement efficiente s'il est impossible de produire le même output avec moins d'inputs ou produire plus d'outputs en utilisant le même input (Chaffai et al., 2001). L'efficience d'échelle indique les possibilités de réduction des coûts par le biais des économies d'échelle. Ces dernières mettent en relation la taille d'une banque et ses coûts.

Les scores d'efficience sont estimés dans le cadre de cette étude en utilisant la méthode DEA (voir annexe).

Le tableau 2 présente les différentes variables explicatives de la performance bancaire, les mesures et les sources de données utilisées.

Spécification du modèle de performance

Afin de tester empiriquement les effets des variables explicatives sur la performance bancaire, on a spécifié une équation de régression qui fera l'objet d'estimations. L'équation de régression, on fait apparaître explicitement les effets des variables explicatives liées à la structure de marché et au choix stratégique.

$$\pi_{ijt} = c + \alpha_1 CONC_{jt} + \alpha_2 PM_{ijt} + \beta_1 CRISK_{ijt} + \beta_2 CAP_{ijt} + \beta_3 TEFF_{ijt} + \beta_4 SEFF_{ijt} + \beta_5 DIVERS_{ijt} + \sum_{h=1}^{H} \beta_h X^h_{ijt} + \sum_{k=1}^{K} \beta_k X^k_{jt} + \sum_{l=1}^{L} \beta_l X^l_{jt} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

π_{ijt} = représente le profit de la banque ***i*** dans le pays ***j*** à la fin de l'année ***t***.

c; représente un terme constant du modèle,

$CONC_{jt}$ = représente la valeur de l'indice de concentration de marché des banques dans le pays ***j*** à la fin de la période ***t***.

PM_{ijt} = représente la valeur de la part de marché (de dépôts) de la banque ***i*** dans le pays ***j*** à la fin de la période ***t***.

$CRISK_{ijt}$ = Mesure le risque de crédit de la banque ***i*** dans le pays ***j*** à la fin de la période ***t***.

CAP_{ijt} = Mesure le niveau de capitalisation de la banque ***i*** dans le pays ***j*** à la fin de la période ***t***.

$TEFF_{ijt}$ = Mesure le score d'efficience technique de la banque ***i*** dans le pays ***j*** à la fin de la période ***t***.

$SEFF_{ijt}$ = Mesure le score d'efficience d'échelle de la banque ***i*** dans le pays ***j*** à la fin de la période ***t***.

$DIVERS_{ijt}$ = Mesure le degré de diversification des activités de la banque ***i*** dans le pays ***j*** à la fin de la période ***t***.

X^h_{ijt} = représente ***h*** variables explicatives de la performance spécifiques à la banque ***i*** dans le pays ***j*** à la fin de l'année *t*.

X^k_{jt} = représente ***k*** variables de développement du système financier explicatives de la performance des banques dans le pays ***j*** à la fin de l'année t.

X^l_{jt} = représente ***l*** variables macroéconomiques explicatives de la performance des banques dans le pays ***j*** à la fin de l'année t.

ϵ_{it} = un terme d'erreur, tel que; $\varepsilon_{it} = \mu_i + \vartheta_{it}$

μ_i = terme fixe spécifique à la banque ***i*** invariable dans le temps, avec $\mu_i \rightarrow IIN(0, \sigma^2_\mu)$

ϑ_{it} = terme d'erreur spécifique diversifiable, avec $\vartheta_{it} \rightarrow IIN(0, \sigma^2_\vartheta)$.

ϑ_{it} et μ_i sont indépendants.

L'objectif de l'équation de régression (1) est d'apprécier l'effet de chacune des variables explicatives sur la performance bancaire et d'évaluer l'importance relative du choix stratégique de la banque et de la structure de marché sur la performance. L'estimation de l'équation de régression (1) permet de tester simultanément l'ensemble des hypothèses énoncées ci-dessus.

Afin d'examiner empiriquement l'impact des autres facteurs de performance, non observables directement, on adopte une spécification dynamique du modèle de régression. En se basant sur le travail de (Williams et al., 2009), on a intégré la variable dépendante retardée parmi les variables explicatives dans l'équation de régression (1). Dans ce cas, le modèle de régression à estimer se présente comme suit :

$$\pi_{ijt} = c + \gamma\pi_{ij(t-1)} + \alpha_1 CONC_t + \alpha_2 PM_{ijt} + \beta_1 CRISK_{ijt} + \beta_2 CAP_{ijt} + \beta_3 EFF_{ijt} + \beta_4 DIVERS_{ijt} + \sum_{h=1}^{H} \beta_h X^h_{ijt} + \sum_{k=1}^{K} \beta_k X^k_{jt} + \sum_{l=1}^{L} \beta_l X^l_{jt} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

Avec;

$\pi_{ij(t-1)}$ = Représente la performance (profits) de la banque **i** dans le pays **j** à la fin de la période (t-1).

γ = représente la vitesse d'ajustement de la variable performance à son au niveau d'équilibre.

Une valeur estimée entre 0 et 1 du coefficient d'ajustement γ implique que les profits bancaires persistent, mais reviendront éventuellement à leur niveau normal. Une valeur de ce

TABLEAU 2

Les variables du modèle : Présentations, Mesures et Sources de données utilisées

	Variables	Mesures	Source
Performance bancaire	ROA	La rentabilité des actifs, mesurée en rapportant le résultat d'exploitation sur le total actif de la banque	*BankScope*
	ROE	La rentabilité fonds propres, mesurée en rapportant le résultat net sur les fonds propres de la banque	*BankScope*
Structure de marché	CONC = $HHI_t = \sum_{i=1}^{n} (PM_{it})^2$	La concentration de marché est mesurée par l'indice de Herfindahl- Hirschmann (*HHI*). Cet indice est déterminé par la somme des carrées des parts de marché de dépôts des banques. Les valeurs possibles de l'indice de *HHI* varient toujours entre 0 et 1. Plus la valeur de cet indice est élevée et se rapproche de 1, plus le marché est concentré (monopolistique) et vice versa.	*BankScope*
	$PM_{it} = \frac{Dépôts\ de\ la\ banque\ i}{Total\ Dépôts\ du\ secteur\ bancaire}$	La part de marché de dépôt d'une banque individuelle est mesurée à la fin de chaque année par le ratio du dépôt de la banque sur le total dépôt du secteur bancaire.	*BankScope*
Choix stratégique de la banque	CRISK	Stratégie de prise de risque de crédit par la banque est mesurée par le montant des provisions pour créances douteuses rapporté au total prêts	*BankScope*
	CAP	Le niveau de capitalisation de la banque est mesuré par le ratio (Capital/Total actif). C'est un indicateur du risque financier	*BankScope*
	DIVERS	La stratégie de diversification des activités de la banque est mesurée par l'indice de concentration du portefeuille d'actifs de la banque; $DIVERS = HHIactifs_{it} = \sum_{k=1}^{n} \left(\frac{Actif_k}{Total\ Actif\ de\ la\ banque} \right)^2$	*BankScope*
	TEFF SEFF	La stratégie de gestion des coûts de la banque est mesurée par le degré d'efficience coûts. Il s'agit de calculer pour chaque banque à la fin de chaque année des scores d'efficience technique (TEFF) et d'efficience d'échelle (SEFF). Les scores d'efficience sont déterminés en appliquant la technique de DEA en utilisant le logiciel DEAP pour Windows version 2.1	*BankScope*

	Variables	Mesures	Source
Variables de contrôle spécifiques	$SIZE_{it}=\log(Total\ Actifs_{it})$	La taille de la banque (SIZE) est mesurée par le logarithme népérien du total actif	*BankScope*
	$COMP_{it} = \frac{Volume\ de\ crédits\ accordés\ par\ la\ banque}{Total\ Actifs\ de\ la\ banque}$	La composition du portefeuille d'actifs de la banque (COMP) est mesurée en rapportant le montant des crédits accordés sur le total actif de la banque. C'est une mesure du degré de liquidité.	*BankScope*
Variables macroéconomiques	$GDPG_t = \frac{PIB_t - PIB_{t-1}}{PIB_{t-1}}$	La croissance économique de chaque pays est mesurée par le taux de variation annuelle (en %) du Produit Intérieur Brut (PIB)	Banque Mondiale
	$INF_t = \frac{IPC_t - IPC_{t-1}}{IPC_{t-1}}$	L'inflation dans chaque pays est mesurée à chaque année par le taux de variation (en %) de l'indice du prix à la consommation.	Banque Mondiale
	$INTR_t = TN_t - INF_t$	La structure du taux d'intérêt réel est donnée par la différence entre le taux d'intérêt nominal et le taux d'inflation	Statistiques Financières Internationales
Développement du système financier	$Devmarch_t = \frac{Capitalisation\ Boursière_t}{PIB_t}$	Le développement du marché financier d'un pays est mesuré à la fin de chaque année en rapportant la capitalisation boursière sur la PIB.	Statistiques Financières Internationales
	$Devbank_t = \frac{Crédits\ aux\ secteurs\ privés_t}{PIB_t}$	Le développement du secteur bancaire est mesuré à la fin de chaque année en rapportant le volume de crédits accordés aux secteurs privés sur le PIB.	Statistiques Financières Internationales

coefficient proche de 0 indique une vitesse d'ajustement rapide et implique que le secteur bancaire est assez compétitif. Par contre, une valeur du coefficient d'ajustement proche de 1 indique une faible vitesse d'ajustement, et donc le marché des banques est faiblement compétitif.

L'équation (2) constitue une extension pour les études antérieures de la relation entre la structure de marché et la performance bancaire. On a fait apparaître, explicitement et simultanément dans le modèle de la forme réduite, les effets des variables de la structure de marché et du choix stratégique de la banque sur la performance. Les travaux antérieurs ont régressé la performance des banques sur les variables de la structure de marché (concentration et part de marché). Ils ont utilisé la variable part de marché comme une mesure approximative « proxy » de l'efficience coûts afin de tester l'impact des facteurs de gestion sur la performance des banques (Berger, 1995).

Résultats et discussions

Pour estimer l'équation de régression (2), on a regroupé les données des banques de l'échantillon pour toutes les années de la période d'étude afin d'avoir un panel de données de banques individuelles « pooling ».

On a commencé par examiner la présence du problème de multi-colinéarité entre les variables explicatives. Ce problème se présente généralement lorsqu'il existe des corrélations bi-variées fortes entre les variables indépendantes dans le modèle de régression. Le tableau 3 présente la matrice de corrélation de Pearson entre les variables dépendantes et indépendantes prises deux à deux.

Les coefficients de corrélation entre les variables indépendantes prises deux à deux sont statistiquement non significatifs avec un seuil de 10 %. Les valeurs prises par ces

TABLEAU 3

Matrice des coefficients de corrélation de Pearson entre les variables dépendantes et indépendantes prises deux à deux

pwcorr ROA ROE CONC PM CAP CRISK TEFF SEFF DIVERS SIZE COMP Devbank Devmarch GDPG INF INTR

	ROA	**ROE**	**CONC**	**PM**	**CAP**	**CRISK**	**TEFF**
ROA	1,0000						
ROE	0,5424	1,0000					
CONC	0,0548	-0,0557	1,0000				
PM	0,0110	0,0639	0,0360	1,0000			
CAP	0,0579	-0,1359	0,0877	-0,3180	1,0000		
CRISK	-0,1840	-0,1698	0,0049	-0,0654	0,1283	1,0000	
TEFF	0,0526	0,0106	0,2552	0,2653	-0,0048	-0,0861	1,0000
SEFF	0,0376	0,0560	0,1649	0,2595	-0,0914	-0,0678	0,2321
DIVERS	0,1012	0,1255	0,1809	-0,0202	-0,0753	-0,0371	0,2183
SIZE	0,0312	0,0334	0,0825	0,2410	-0,2778	-0,0453	0,1998
COMP	0,0298	-0,0318	0,1952	0,1359	-0,0612	0,1601	0,1435
Devbank	-0,0612	-0,0545	0,0434	0,2313	-0,1125	-0,0127	0,1538
Devmarch	-0,0717	-0,0778	0,3909	0,0512	0,1137	0,1026	0,1120
GDPG	0,0588	0,1088	0,0580	0,0616	-0,0124	-0,2203	0,0404
INF	-0,0297	-0,0674	0,1770	-0,0127	-0,0570	0,0656	0,0856
INTR	0,0755	0,0296	-0,1601	-0,1556	0,1244	0,1007	-0,1962
	SEFF	**DIVERS**	**SIZE**	**COMP**	**Devbank**	**Devmarch**	
SEFF	1,0000						
DIVERS	0,1728	1,0000					
SIZE	0,2465	0,0325	1,0000				
COMP	0,0900	0,0992	0,0714	1,0000			
Devbank	0,0471	0,1529	0,0958	0,2933	1,0000		
Devmarch	0,0486	0,1886	0,0390	0,2484	0,3136	1,0000	
GDPG	0,0143	-0,0023	0,0285	0,0084	-0,0685	-0,1339	
INF	0,0642	-0,0299	0,0876	-0,1670	-0,2564	-0,0278	
INTR	-0,1273	0,0028	-0,0416	-0,1534	-0,1304	-0,0579	
	GDPG	**INF**	**INTR**				
GDPG	1,0000						
INF	-0,2110	1,0000					
INTR	-0,3177	-0,0413	1,0000				

coefficients de corrélation n'ont pas dépassé un maximum de 0,3 pour les différentes variables indépendantes. Gujarati (2003) mentionne que le problème de multi colinéarité peut être déclaré lorsque les coefficients de corrélation bi variée entre les variables indépendantes excèdent 0,8. Ainsi, on peut affirmer que la multi colinéarité entre les variables ne pose aucun problème dans le cadre de cette recherche.

La présence de la variable dépendante retardée à droite de l'équation de régression (2) rend l'estimation du modèle plus compliquée à cause du problème de colinéarité entre les termes d'erreurs. Selon Mckenzie (2001), cette spécification dynamique du modèle de régression ne permet pas d'utiliser les techniques standards d'estimation (méthode des effets fixes et des effets aléatoires), particulièrement pour le cas du modèle de régression à tester dans le cadre de cet article étant donné la période d'étude relativement courte.

Une approche, proposée par Arellano et Bond (1991), consiste à utiliser la Méthode des Moments Généralisés (GMM) en panel dynamique. La méthode des GMM permet de contrôler les effets spécifiques individuels et temporels et de pallier les biais d'endogénéité des variables (Sevestre, 2002). Blundel et Bond (1998) ont récemment proposé d'utiliser l'estimateur GMM en système. Cette méthode combine les équations en premières différences avec les équations en niveau dans lesquelles les variables sont instrumentées par leurs premières différences. Blundel et Bond (1998) ont montré à l'aide des simulations de Monte Carlo que l'estimateur GMM en système est plus performant que celui en premières différences d'Arellano et Bond (1991). Ce dernier donne des résultats biaisés dans des échantillons finis lorsque les instruments sont faibles.

Afin d'estimer le modèle de régression sur panel dynamique, on a utilisé l'estimateur GMM en système de Blundel et Bond (1998). Pour ce faire, quatre d'instruments ont été choisis selon la nature des variables explicatives retenues. Le premier regroupe les valeurs courantes de la variable concentration de marché en plus de l'ensemble des variables de contrôle, liées aux caractéristiques des banques (taille et composition des actifs) et les conditions macroéconomiques. Ces variables sont considérées comme strictement exogènes dans le modèle. Le deuxième est relatif aux variables stratégiques (prise de risque de crédit, la capitalisation, l'efficience coûts et la diversification). Ces variables stratégiques sont considérées comme prédéterminées ou faiblement exogènes dans le modèle. Ainsi, les valeurs retardées d'au moins une période de ces variables peuvent être utilisées comme instruments. La troisièmement implique que la variable part de marché est considérée comme variable endogène. Cette variable peut être influencée par les valeurs passées de la variable dépendante (performance), mais qui reste non corrélée aux réalisations futures du terme d'erreur. De ce fait, les valeurs retardées d'au moins deux périodes peuvent être des instruments valides. Le quatrième propose d'utiliser les valeurs retardées d'au moins deux périodes de la variable dépendante (performance). Cette dernière est considérée comme totalement endogène dans le modèle.

Deux tests sont associés à l'estimateur GMM en panel dynamique. D'une part, le test de sur identification de Sargan ou de Hansen. Ce test permet de tester la validité des variables retardées comme instruments. D'autre part, le test d'autocorrélation d'Arellano et Bond (1991) où l'hypothèse nulle est l'absence d'autocorrélation de second ordre des erreurs de l'équation en différence.

Impact de la structure de marché sur la performance bancaire

L'évaluation de l'impact de la structure de marché sur la performance bancaire se fait à travers l'étude des effets de la concentration de marché et de la part de marché. Les résultats d'estimation du modèle de régression de la performance sur les variables de structure de marché (concentration et part de marché) et les variables de contrôle sont donnés au tableau 4.

Les colonnes 2 et 3 du tableau 4 présentent les résultats des estimations sur données de panel dynamique en retenant respectivement comme variable dépendante la rentabilité des actifs (ROA) et la rentabilité des fonds propres (ROE). Dans les deux cas, les probabilités associées aux tests de Sargan ($p = 0{,}182$ et $0{,}155$) sont supérieurs à 5 %. Ces probabilités ne permettent pas de rejeter l'hypothèse de validité des variables retardées en niveau et en différences comme instruments. En outre, l'hypothèse d'absence d'autocorrélation des erreurs de second ordre AR(2) ne peut pas être rejetée au seuil de 5 % ($p = 0{,}145$ et $0{,}968 > 5$ %). Par ailleurs, le test de Fisher (prob > F) indique que le modèle de régression spécifié est toujours significatif dans sa globalité.

Les résultats du tableau 4 indiquent que le coefficient estimé de la concentration de marché est négatif et statistiquement non significatif pour les deux mesures de performance retenues (la ROA et ROE). En revanche, le coefficient estimé de la part de marché est positif et statistiquement significatif au seuil de 5 % dans les deux modèles de régression (colonnes 2 et 3). Néanmoins, ce coefficient est plus important dans le cas de la ROE (+2,2537) comparé à celui dans le modèle de la ROA (+0,3510).

Les résultats obtenus corroborent les recherches antérieures (Schwalbach, 1991; Goldberg et Rai, 1996; Maniatis, 2006; Maudos et Guevara, 2008; Williams et al, 2009; Seelanatha, 2010). Ces recherches montrent l'existence d'une relation positive entre la part de marché et la profitabilité de la banque. Par contre, la relation entre la concentration de marché et la profitabilité des banques est négative et statistiquement non significative.

La relation négative entre la concentration de marché et la profitabilité indique que plus la concentration de marché est forte plus la profitabilité des banques est faible. D'autres études ont trouvé le même résultat (Caruana, 2010). Elles ont expliqué ce résultat par le phénomène de la concurrence non liée aux prix des produits bancaires, comme l'amélio-

TABLEAU 4

Résultats d'estimation des régressions sur données de panel dynamique

Variable dépendante **Variables indépendantes**	**ROA** ***(GMM en système)***	**ROE** ***(GMM en système)***
Constante	1,7371* (1,73)	26,4115*** (4,51)
Variable dépendante retardée :		
$\pi_{i(t-1)}$	0,6719*** (4,44)	0,3107*** (2,96)
Structure de marché :		
CONC	-0,0069 (-0,97)	-0,0677 (-1,25)
Part de marché :		
PM	0,3510** (1,93)	2,2537** (1,99)
Caractéristiques des banques :		
SIZE	0,0657 (1,33)	-0,7191** (-2,26)
COMP	-0,0020 (-0,49)	-0,0518** (-2,13)
Condit° macroéconomiques :		
GDPG	0,0098 (0,33)	0,0112 (0,07)
INF	-0,0196** (-2,10)	-0,1196* (-1,71)
INTR	-0,0066 (-0,35)	-0,1189 (-1,06)
Dévelop. Système financier :		
Devbank	-0,0125** (-1,86)	-0,0695 (-1,10)
Devmarch	-0,0045 (-0,91)	-0,0055 (-0,19)
Variables binaires :		
Countries dummies	NON	NON
Years dummies	NON	NON
Nombre d'observations	1758	1758
Nombre de banques	293	293
F(26, 292)	15,73***	17,84***
Prob > F	(0,000)	(0,000)
Test de Sargan *Chi2(14)*	18,57	19,26
Prob > Chi2	(0,182)	(0,155)
Test d'autocorrélation d'Arellano et Bond		
AR(1) en différence première = z	-4,83	-2,62
Prob > z	(0,000)	(0,009)
AR(2) en différence première = z	1,46	-0,04
Prob > z	(0,145)	(0,968)

Les régressions sont estimées en utilisant un panel de données cylindré relatives à 293 banques opérantes dans 11 pays émergents pour la période 2001-2007. La technique d'estimation utilisée est l'estimateur GMM en système de Blundel et Bond (1998). Les variables dépendantes sont la ROA (modèle 1) et la ROE (modèle 2). Les variables explicatives sont la variable dépendante retardée d'une période ($\pi_{i(t-1)}$), la concentration de marché(CONC), la part de marché de dépôt (PM), la taille de la banque (SIZE), la composition du portefeuille d'actifs de la banque (COMP), le développement du secteur bancaire (Devbank), le développement du marché financier (Devmarch), le PIB par habitant (GDP percapita), la croissance économique (GDPG), le taux d'inflation (INF), le taux d'intérêt réel (INTR), les variables binaires relatives aux pays (Countries dummies) et aux années de la période d'étude (Years dummies). Le tableau présente les coefficients estimés ainsi que les Tstudent entre parenthèse. Les estimations sont effectuées en utilisant la technique robuste de White pour corriger les t de student de l'hétéroscédasticité.

*, ** et *** indiquent respectivement que le coefficient estimé est statistiquement significatif au seuil de 10 %, 5 % et 1 %.

ration de la qualité des services et l'innovation d'ordre technologique. Cette concurrence est généralement assez forte lorsque le marché est relativement concentré. Une autre explication peut être avancée en se basant sur la théorie d'agence, à savoir que lorsque le marché est fortement concentré, les dirigeants cherchent à réaliser des objectifs autres que la maximisation des profits de la banque (Rodriguez-Fernandez et Carbo-Valverde, 2007).

Les résultats obtenus sont en contradiction avec les arguments de l'hypothèse 1. La concentration de marché est non pertinente en présence de la part de marché. L'implication de ces résultats est que la relation entre structure de marché et performance de la banque ne résulte pas du phénomène de « collusion ». Elle reflète, plutôt, l'effet de la part de marché sur les prix des produits de la banque. Ces résultats sont en cohérence avec les arguments de l'hypothèse du pouvoir de marché relatif. Seules les banques disposant des parts de marché importantes sont capable d'exiger des prix (taux d'intérêt) élevés pour leurs produits. Par conséquent, elles peuvent réaliser des profits importants. Ainsi, les résultats permettent de confirmer l'hypothèse 2 et d'infirmer l'hypothèse 1.

Impact du choix stratégique sur la performance bancaire

Afin d'évaluer l'impact du choix stratégique de la banque sur la performance, on a intégré des mesures directes des dimensions de la stratégie de la banque dans le modèle initial mettant en relation la structure de marché et la performance. Les résultats des estimations obtenus sont présentés dans le tableau 5.

Les colonnes 2 et 5 du tableau 5 (modèle 1) présentent successivement les résultats d'estimation du modèle de régression de la performance bancaire, mesurée par la ROA et ROE, sur les variables du choix stratégique et les variables de contrôle. On a par la suite intégré progressivement la variable concentration de marché (modèle 2) et la part de marché (modèle 3).

Les colonnes 3 et 6 du tableau 5 présentent les résultats des estimations du modèle de régression de la performance sur la concentration de marché et les variables du choix stratégique, en absence de la part de marché de la banque. Ces résultats indiquent que le coefficient estimé de la variable concentration de marché est positif et statistiquement significatif au seuil de 5 %, quelque soit la mesure de performance retenue (ROA ou ROE). Notons que ces mêmes résultats ont été déjà obtenus lorsque la performance est régressée sur la concentration de marché et les variables de contrôle seulement, en absence de la part de marché et des variables stratégiques (résultats non présentés).

En revanche, lorsqu'on introduit simultanément dans le modèle de régression l'ensemble des variables explicatives, les résultats du tableau 5 (colonnes 4 et 7) montrent que le coefficient estimé de la variable part de marché demeure positif et statistiquement significatif au seuil de 1 %, quelque soit la mesure de performance retenue. En même temps, le coefficient estimé de la variable concentration de marché devient négatif, mais faible et statistiquement non significatif. Ainsi, en présence des variables stratégiques, la concentration de marché dispose d'un effet positif et statistiquement significatif sur la performance bancaire (ROA et ROE). Cet effet disparaît lorsqu'on intègre la variable part de marché dans le modèle de régression. Les résultats impliquent que seul l'effet de la part de marché est à l'origine de la relation entre la concentration de marché et la performance bancaire. En d'autres termes, l'impact de la concentration de marché s'explique par le lien entre cette dernière et la part de marché de la banque[1].

Quant aux variables stratégiques, les résultats du tableau 5 indiquent que le coefficient estimé de la variable ratio de capitalisation (CAP) est positif et statistiquement significatif au seuil de 1 %, quelque soit la mesure de performance retenue (ROA ou ROE), ce qui confirme l'hypothèse H3.2.

L'effet positif du ratio de capitalisation de la banque sur la performance confirme les résultats de plusieurs travaux antérieurs (Bourke, 1989; Berger, 1995; Stiglitz et Marilou, 1996; Girardone et al., 2010).

La relation positive entre le ratio de capitalisation et la performance bancaire permet de valider l'hypothèse relative aux coûts de faillite anticipés. Selon cette hypothèse, l'augmentation du niveau de capitalisation de la banque accroit sa performance. Cela s'explique, d'une part, par le fait que le capital représente la source de financement la plus chère pour la banque. De ce fait, l'augmentation du capital de la banque incite les dirigeants à réduire au minimum les charges d'exploitation, afin d'accroître les profits et de permettre le versement des dividendes aux actionnaires. D'autre part, l'augmentation du capital diminue le risque de défaut de la banque et réduit le coût de financement de ses activités.

Le coefficient estimé de la variable risque de crédit (CRISK) est négatif et statistiquement significatif au seuil de 1 %. L'hypothèse relative à une relation négative entre le risque de crédit et la profitabilité est confirmée pour le cas de notre échantillon de banques commerciales (H3.1). Ces résultats laissent penser que la nette diminution de la profitabilité des banques peut être attribuable à l'augmentation substantielle du risque de crédit. La prise excessive du risque de crédit par les banques engendre une dégradation de la qualité de leurs portefeuilles d'actifs et une accumulation des prêts impayés. Pour les banques, cette situation se traduira à long terme par une augmentation du montant de pertes sur les prêts accordés, ce qui réduit leur performance.

1. La mesure de la concentration de marché utilisée dans notre étude empirique (l'indice de Herfindahl- Hirschmann *HHI*) indique une relation d'identité dont la concentration de marché est une fonction de transformation déterministe des parts de marché de toutes les banques.

TABLEAU 5

Résultats d'estimation des régressions sur données de panel dynamique

Variable dépendante	**ROA** *(GMM en système)*			**ROE** *(GMM en système)*		
Variables indépendantes	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Constante	0,8000	0,8942	1,1096	9,7905	11,5935	13,3305*
	(0,66)	(0,73)	(0,91)	(1,23)	(1,42)	(1,66)
Variable dépendante retardée :						
$\pi_{i(t-1)}$	0,1015	0,1035	0,0673	0,2229	0,2139	0,1873
	(1,21)	(1,24)	(0,62)	(1,44)	(1,39)	(1,20)
Structure de marché :						
CONC	-	0,0037**	-0,0014	-	0,0712**	-0,0525
	-	(2,08)	(-0,17)	-	(2,22)	(-0,77)
PM	-	-	0,1234***	-	-	1,0839***
	-	-	(3,20)	-	-	(3,00)
Choix stratégiques :						
CAP	0,0118***	0,0119***	0,0116***	0,0070***	0,0111***	0,0183***
	(2,42)	(2,96)	(2,87)	(3,17)	(2,94)	(3,20)
CRISK	-0,3906***	-0,3910***	-0,3900***	-1,1532**	-1,1701***	-1,1586*
	(-3,52)	(-3,52)	(-3,47)	(-1,96)	(-2,76)	(-1,70)
TEFF	0,7311***	0,7287***	0,7149***	4,3712**	4,3383***	4,1658**
	(2,76)	(2,76)	(2,67)	(1,99)	(2,87)	(1,87)
SEFF	0,0216*	0,0182*	0,0628*	2,7935*	2,7329*	2,0764*
	(1,84)	(1,75)	(1,78)	(1,75)	(1,72)	(1,66)
DIVERS	0,5853***	0,5948***	0,7681***	2,1347***	2,3600***	3,6199***
	(3,07)	(2,98)	(3,10)	(3,11)	(3,01)	(2,95)
Caractéristiques des banques :						
SIZE	-0,0064	-0,0055	-0,0365	-0,1688	-0,1478	-0,4085
	(-0,28)	(-0,24)	(-0,64)	(-0,96)	(-0,83)	(-1,17)
COMP	0,0064*	0,0064*	0,0065*	0,0307	0,0298	0,0307*
	(1,66)	(1,67)	(1,69)	(1,27)	(0,222)	(1,74)
Condit° macroéconomiques :						
GDPG	0,0133**	0,0104*	0,0157*	0,0973***	0,1489***	0,1107**
	(1,93)	(1,84)	(1,75)	(2,55)	(3,41)	(2,01)
INF	-0,0164*	-0,0147	-0,0150	-0,1358*	-0,1050	-0,1060
	(-1,64)	(-1,50)	(-1,54)	(-1,83)	(-1,31)	(-1,36)
INTR	0,0086**	0,0089***	0,0111*	0,0287***	0,0339**	0,0496*
	(2,45)	(2,78)	(1,76)	(2,61)	(2,40)	(1,70)
Dévelop. Système financier :						
Devbank	-0,0071	-0,0067	-0,0078	-0,0370	-0,0283	-0,0323
	(-1,12)	(-1,02)	(-1,16)	(-0,62)	(-0,48)	(-0,55)
Devmarch	-0,0026	-0,0025	-0,0026	0,0041	0,0056	0,0025
	(-0,67)	(-0,65)	(-0,70)	(0,16)	(0,22)	(0,10)
Variables binaries :						
Countries dummies	NON	NON	NON	NON	NON	NON
Years dummies	NON	NON	NON	NON	NON	NON

Variable dépendante	ROA *(GMM en système)*			ROE *(GMM en système)*		
Variables indépendantes	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Nombre d'observations	1758	1758	1758	1758	1758	1758
Nombre de banques	293	293	293	293	293	293
F- Test	5,82***	5,66***	5,44***	18,02***	17,79***	15,99***
Prob > F	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Test de Sargan *Chi2*	43,08	42,51	42,05	40,78	41,48	41,74
Prob > Chi2	(0,164)	(0,150)	(0,134)	(0,231)	(0,177)	(0,141)
Test d'Arellano et Bond						
AR(1) en différence première = z	-4,32***	-4,34***	-3,36***	-3,70***	-3,69***	-3,39***
Prob > z	(0,000)	(0,000)	(0,001)	(0,000)	(0,000)	(0,001)
AR(2) en différence première = z	-0,15	-0,13	-0,34	-0,13	-0,18	-0,36
Prob > z	(0,883)	(0,894)	(0,737)	(0,895)	(0,858)	(0,720)

*, ** et *** indiquent respectivement que le coefficient estimé est statistiquement significatif au seuil de 10 %, 5 % et 1 %.

Les relations estimées entre les mesures de la prise de risque (risque de crédit et capitalisation) et la performance ont des implications aussi bien pour les banques que pour les autorités de réglementation. Afin d'augmenter la performance, les banques sont incitées à accorder plus d'attention à leur capitalisation ainsi qu'au risque de crédit assumé. D'une part, elles doivent se conformer continuellement aux règles prudentielles et aux standards de réglementation dictés par la banque centrale, par le biais d'un ajustement structurel du montant des provisions au risque de crédit inhérent. En outre, les banques doivent respecter le ratio de solvabilité international « Cooke », en gardant un niveau de capitalisation optimal. D'autre part, elles doivent mettre l'accent sur la solvabilité de leurs débiteurs (entreprises) et leur capacité à honorer leurs engagements. Les dirigeants des banques doivent adopter des stratégies de sélection rationnelle et de gestion plus efficace du risque de crédit.

Le degré de diversification des activités de la banque (DIVERS) est évalué par l'indice de concentration de son portefeuille d'actifs (*HHIactifs*). Cet indice prend des valeurs entre 0 et 1. Plus la valeur de cet indice est élevée et se rapproche de 1, plus la concentration des actifs est forte et la diversification est faible. Les résultats du tableau 5 indiquent que le coefficient de la variable (DIVERS) est positif. Ce coefficient est statistiquement significatif au seuil de 1 %. Ainsi, ces résultats font apparaître un impact négatif du degré de diversification des activités de la banque sur sa performance, ce qui confirme l'hypothèse H3.4. Les banques spécialisées dans un nombre réduit d'activités sont plus performantes que les banques diversifiées. La relation négative entre le degré de diversification des activités de la banque et sa performance est en concordance avec l'argument de destruction de la valeur de la firme par la diversification (diversification discount), envisagée par la théorie de « free cash flow » de Jensen (1986). Le développement de cette théorie est fondé sur les phénomènes de l'aversion des dirigeants au risque, des coûts d'agence, de l'inefficience des opérations, l'inefficacité du contrôle des productivités et des inégalités des pouvoirs sur le marché. Ce résultat rejoint ceux obtenues par plusieurs recherches antérieures (Servaes, 1996; DeLong, 2001; Levine et Laeven, 2007). Berger et al., (2010) ont étudié empiriquement l'impact de la diversification sur la performance des banques commerciales en Chine durant la période 1996-2006. Les résultats indiquent que les différentes stratégies de diversification (des actifs, des prêts, des dépôts, par régions) réduit les profits des banques et augmentent leurs charges. Les auteurs ont expliqué ces résultats par, d'une part, la complexité de la structure organisationnelle des banques diversifiées, l'éloignement du métier de base d'intermédiation, la pénétration de nouveaux marchés inconnus, la présence des problèmes d'asymétrie d'information et de la sélection adverse. D'autre part, les auteurs ont mis l'accent sur les capacités limitées des dirigeants et leurs incompétences pour la discrimination et le contrôle des débiteurs de la banque.

Les résultats du tableau 5 montrent que les effets des mesures d'efficience technique (TEFF) et d'échelle (SEFF) sur la performance de la banque sont positifs et statistiquement significatifs au seuil de 1 % et 10 % respectivement. Ces résultats nous poussent à confirmer l'hypothèse (H.3.3) relative à une relation positive entre le degré d'efficience coûts de la banque et sa profitabilité. Cependant, il est à remarquer

que les effets des mesures d'efficience coûts (efficience technique et d'échelle) ne sont pas de la même importance. Plus précisément, l'effet de l'efficience technique est supérieur à celui de l'efficience d'échelle quelque soit la mesure de performance retenue (ROA ou ROE). Ces résultats impliquent que la réduction des coûts (l'augmentation de la profitabilité) de la banque par la bonne gestion des ressources utilisées dans le processus de production (efficience technique) est plus importante que par le biais des économies d'échelle (augmentation de la taille et du volume des activités). Ainsi, seules des augmentations trop importantes des scores d'efficience d'échelle pourraient améliorer distinctement la profitabilité des banques. Ces résultats corroborent ceux de (Berger et al., 1997; Williams, 2005; Gelos, 2006; Girardone et al., 2010).

Ainsi, les résultats de l'étude empirique indiquent que, pour améliorer la performance bancaire, les dirigeants doivent adopter des stratégies de forte capitalisation, une politique de crédit faiblement risquée, une gestion optimale des charges d'exploitation (score d'efficience élevé) et un degré élevé de spécialisation dans un nombre réduit d'activités (faible diversification).

Pour les variables de contrôle, les résultats des estimations montrent que la performance des bancaire est positivement et significativement affectée par les variables de croissance économique (GDPG) et du taux d'intérêt réel (INTR). L'effet de la taille de la banque (SIZE) sur la performance est négatif, mais toujours faible et non significatif statistiquement. La variable ratio de liquidité du portefeuille d'actifs (COMP) dispose d'un effet positif sur la performance bancaire. Cependant, cet effet est statistiquement significatif au seuil de 10 % seulement lorsque la performance bancaire est mesurée par la rentabilité des actifs (ROA). Outre ces différentes variables de contrôle, on a incorporé dans le modèle de régression deux catégories de variables binaires. La première catégorie est relative au pays de l'échantillon et la deuxième catégorie représente les années de la période d'étude. Les coefficients estimés de l'ensemble des variables binaires ne sont pas reportés dans le tableau 5 de résultats, car leurs effets sont statistiquement non significatifs pour les différentes mesures de performance utilisées (ROA et ROE). La non significativité des variables binaires laisse signaler qu'il n'y pas d'autres variables macroéconomiques relatives aux pays, omises par le modèle de régression estimé, et qui sont pertinentes pour l'explication de la performance bancaire.

Rôle de la performance passée

Les résultats du tableau 5 indiquent que le coefficient estimé de la variable dépendante retardée (performance) est positif, mais statistiquement non significatif au seuil de 10 %. La faiblesse du coefficient estimé de la variable dépendante retardée indique une vitesse d'ajustement de la performance assez rapide à son niveau normal (d'équilibre).

Par ailleurs, on peut remarquer que ce coefficient estimé de la variable dépendante retardée a diminué, en valeur absolue et en significativité, par rapport aux régressions de la performance sur les variables de structure de marché en absence des variables stratégiques (tableau 4). Lorsqu'on exclu du modèle de régression les variables stratégiques, le coefficient estimé de la variable dépendante retardée est positif et statistiquement significatif au seuil de 1 %. Ainsi, le phénomène de persistance de la performance disparaît en présence des variables du choix stratégique de la banque. Ces résultats mettent en évidence le rôle du choix stratégique des dirigeants dans la relation entre la structure de marché et la performance bancaire (Berger et al., 2000).

Importance relative des effets du choix stratégique et de la structure de marché sur la performance

Afin d'évaluer l'importance relative des effets du choix stratégique et de la structure de marché sur la performance de la banque, on a procédé par des comparaisons du degré d'explication du modèle de régression global (équation 1) avec deux modèles restreints. Le modèle de régression global intègre simultanément l'ensemble des variables explicatives de la performance (les variables stratégiques, la structure de marché et les variables de contrôle). Les deux modèles restreints consistent à régresser la performance soit sur les variables stratégiques, soit sur les variables de structure de marché. On effectue des tests de significativité des modèles restreints à travers des comparaisons avec le modèle de base (spécification nulle), qui comprend seulement les variables de contrôle (caractéristiques de la banque et les conditions macroéconomiques). Spécifiquement, on essaye d'identifier l'importance relative de chaque catégorie de variables explicatives en se basant sur le test de *Chi-deux* (χ^2). Cette approche est largement utilisée dans la littérature pour mesurer la contribution de certaines variables dans l'explication d'autres (Kotha et Nair, 2009). Les résultats sont illustrés dans la figure 1.

Les résultats obtenus montrent que le degré explicatif du modèle de base de régression de la performance sur les variables de contrôle uniquement (caractéristiques de la banque et les conditions macroéconomiques) est faible. Le coefficient de détermination ajusté R^2 est de l'ordre de 3 %. Le modèle de régression restreint intégrant seulement les variables de structure de marché améliore nettement le modèle de base ($\Delta\chi^2 = 180{,}95$, $p < 0{,}005$). Le degré explicatif de la performance du modèle restreint est largement supérieur à celui du modèle de base ($R^2 = 0{,}16 > 0{,}03$)

Par ailleurs, le modèle restreint de régression de la performance sur les variables stratégiques uniquement constitue aussi une amélioration significative du modèle de base ($\Delta\chi^2 = 145{,}83$, $p < 0{,}005$). Le coefficient de détermination ajusté du modèle de régression de la performance sur les variables stratégiques est de l'ordre de $R^2 = 0{,}29$. Il est largement supérieur au modèle de base (avec variables de

contrôle uniquement). En outre, il est à signaler que le degré explicatif du modèle restreint avec variables stratégiques est plus important que celui du modèle restreint avec seulement les variables de structure de marché ($R^2 = 0{,}29 > 0{,}16 > 0{,}03$).

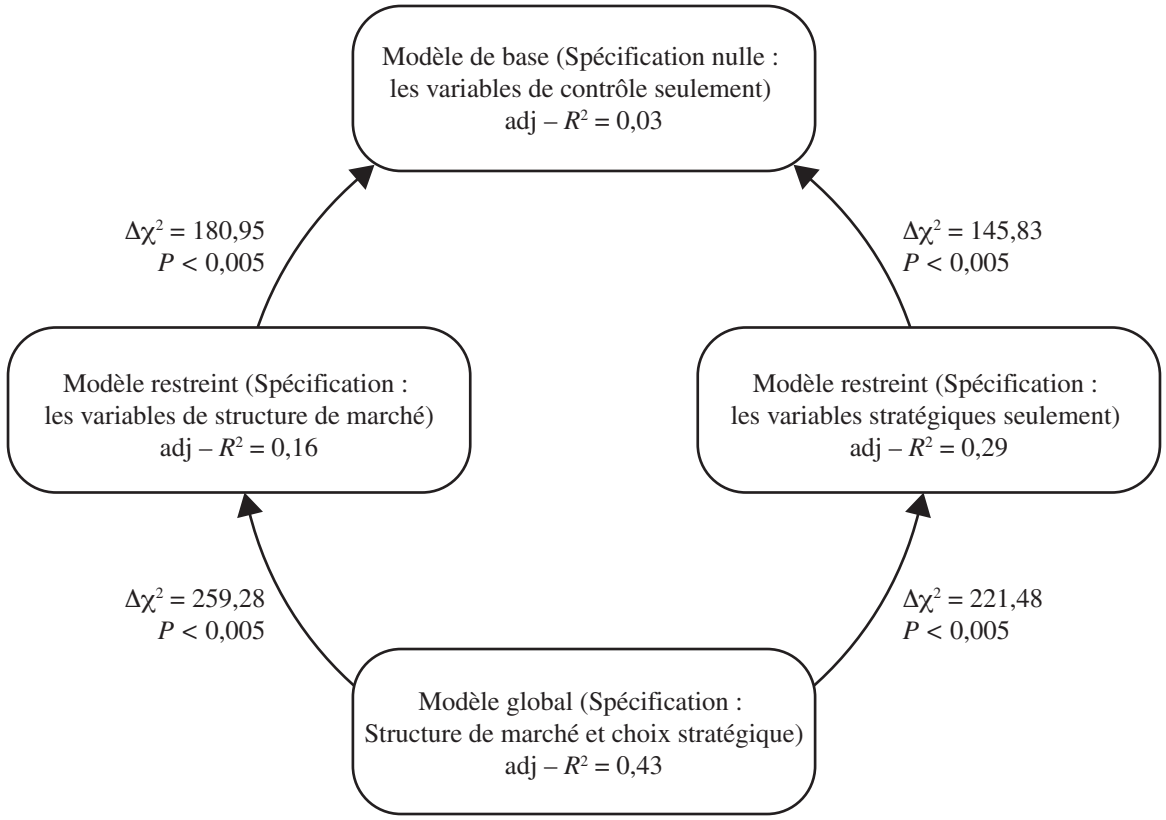
L'intégration à la fois des variables stratégiques et de structure de marché (modèle global) améliore significativement le modèle restreint avec variables stratégiques ($\Delta\chi^2 = 221{,}48$, $p < 0{,}005$) et le modèle restreint avec variables de la structure de marché ($\Delta\chi^2 = 259{,}28$, $p < 0{,}005$). Le coefficient de détermination ajusté de ce modèle de régression global est de l'ordre de $R^2 = 0{,}43$. Il est nettement supérieur à celui des deux modèles restreints et du modèle de base ($R^2 = 0{,}43 > 0{,}29 > 0{,}16 > 0{,}03$). Ces résultats impliquent que la performance de la banque est principalement affectée par le choix stratégique des dirigeants et la structure de marché. Les contributions de ces deux catégories de variables pour l'explication de la performance sont importantes et significatives, que ce soit intégrées dans le modèle séparément (modèles restreints) ou simultanément (modèle global). Toutefois, les résultats des estimations indiquent que la contribution marginale des variables stratégiques, pour l'explication de la performance des banques, est supérieure à celle de la structure de marché. Les résultats dégagés rejoignent ceux des études antérieures récentes (Carletti, 2006; Williams et al., 2009; Seelanatha, 2010) qui ont prouvé la prédominance des facteurs spécifiques aux banques, par rapport aux facteurs externes, pour la détermination de la performance.

Conclusion

L'objectif de cet article est d'évaluer l'impact de la structure de marché et du choix stratégique des dirigeants sur la performance bancaire. Cela permet d'étudier la validité de deux littératures différentes portant sur la performance des banques. La première, fondée sur le paradigme traditionnel « Structure - Conduct - Performance », à savoir que la performance bancaire est principalement déterminée par la structure de marché. La deuxième relève du paradigme alternatif « Stratégie – Performance » et s'inscrit dans le cadre du management stratégique. Elle envisage que la performance bancaire est expliquée par le choix stratégique des dirigeants.

FIGURE 1

Importance relative des effets du choix stratégique et de la structure de marché sur la performance bancaire



Cette recherche constitue une extension par rapport aux travaux antérieurs. En effet, malgré les tentatives des recherches récentes, l'impact du choix stratégique n'a pas été étudié explicitement. En absence de mesures directes dans les modèles de performance estimés, l'effet du choix stratégique a été examiné indirectement dans les études antérieures. Ces dernières proposent que la relation entre la structure de marché et la performance, si elle existe, reflète l'effet des facteurs de gestion spécifiques à la banque.

Sur le plan empirique, les résultats des estimations obtenus indiquent que la performance bancaire augmente avec la part de marché, le niveau de capitalisation et les scores d'efficience coûts. En revanche, cette performance diminue avec la prise du risque de crédit et le degré de diversification de la banque. Les résultats des estimations montrent aussi que l'effet de la concentration de marché sur la performance bancaire, en présence des variables stratégiques, demeure positif et statistiquement significatif. Cet effet disparaît pratiquement lorsqu'on intègre la variable part de marché dans le modèle de régression. Par contre, le coefficient estimé de la variable part de marché est toujours positif et statistiquement significatif. Ces résultats permettent, d'une part, de mettre en évidence le rôle du choix stratégique de la banque dans l'explication de la performance. D'autre part, ils nous poussent à rejeter l'hypothèse traditionnelle (SCP), à la base de la relation entre la concentration de marché et la performance, et à accepter l'hypothèse alternative relative au pouvoir de marché relatif (RMP).

Ainsi, en intégrant simultanément l'ensemble des facteurs explicatifs de la performance bancaire, le modèle de régression global permet de confirmer empiriquement que le choix stratégique et la structure de marché constituent des déterminants clés de la performance bancaire. Cependant, les résultats montrent bien que la contribution marginale du choix stratégique pour l'explication de la performance bancaire est nettement supérieure à celle de la structure de marché. Les résultats dégagés ont permis de confirmer la prédominance des facteurs spécifiques aux banques, par rapport aux facteurs externes, pour la détermination de la performance.

Bibliographie

Acharya V., Hassan I., et Saunders, A., (2006) « Should banks be diversified? Evidence from individual bank loan portfolios », *Journal of Business,* Vol. 79, N°3, pp. 1355-1412.

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.

Bain, J.S., (1951) « The relation of profit rate to industry concentration: American manufacturing: 1936-194 », *Quarterly Journal of Economics*, N°65, pp. 293-324.

Banker, R., Charnes, A., et Cooper, C., (1984) « Some Models for Estimating Technical and Scale Inefficiencies in Data Envelopment Analysis », *Management Science*, Vol. 30, N°9, pp. 1078-1092.

Ben Naceur, S., et Goaid, M., (2001) « The determinants of the Tunisian deposit banks' performance », *Applied Financial Economics*, Vol. 11, pp. 317- 319.

Berger, A.N., (1995) « The relationship between capital and earning in Banking », *Journal of Money, Credit and Banking,* Vol. 27, N°2, pp. 432-456.

Berger, A.N., et Hannan, T.H., (1997) « Using efficiency measures to distinguish among alternatives explanations of the structure-performance relationship in banking », *Managerial Finance,* Vol. 23, N°1, pp. 6-31.

Berger, A.N., Bonime, S.D., Covitz, D.M., et Hancock, D., (2000) « Why are profits so persistent? The role of product market competition, Information opacity and regional macroeconomic shocks », *Journal of Banking and Finance*, Vol. 24, pp. 1203-1235.

Berger, A.N., Hasan, I., et Zhou, M., (2010) « The Effects of Focus versus Diversification on Bank Performance: Evidence from Chinese Banks », *Journal of Banking and Finance,* Vol. 34, pp. 1417-1435.

Blundell R., et Bond, S., (1998) « Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models », *Journal of Econometrics*, Vol. 87, N°1, pp. 115-143.

Bourke, P., (1989) « Concentration and Other Determinants of Bank Profitability in Europe, North America and Australia », *Journal of Banking and Finance*, Vol. 13, pp. 65-79.

Bowman, E.H., (1980) « A risk/return paradox for strategic management », *Sloan Management Review,* Vol. 21, N°3, pp. 17-31.

Bowman, E.H., (1982) « Risk seeking by troubled firms », *Sloan Management Review*, Vol. 23, N°4, pp. 33-42.

Boyd, J. H., et De Nicolo, G., (2005) « The theory of bank risk taking and competition revisited », *Journal of Finance*, Vol. 60, pp. 1329-1343.

Byeongyong, P.C., et Weiss, M.A., (2005) « An Empirical Investigation of Market Structure, Efficiency, and Performance in Property-Liability Insurance », *Journal of Risk & Insurance*, Vol. 72, N°4, pp. 635-73.

Carletti, E., (2006) « Competition and regulation in banking. » *In: Boot, A., Thakor, A. (Eds), Handbook of corporate Finance, Financial Intermediation and Banking. North Holland, London.*

Caruana, J., (2010) « Systemic Risk: How to deal with it? », *Bank of International Settlements Working Paper,* February

Caves R. E., et B. S. Yamey (1980) « Risk and corporate rates of return: Comment », *The Quarterly Journal of Economics,* Vol. 35, N°1, pp. 513-517.

Chaffai, M. E., Dietsch, M., et Lozano-Vivas, A (2001) « Technological and environmental differences in the european banking industries », *Journal of Financial Services Research*, Vol. 19, pp. 147-162.

Charnes, A., Cooper, W., and Rhodes, E., (1978) « Measuring the Efficiency of Decision Making Units », *European Journal of Operational Research*, Vol. 2, N°6, pp. 429-444.

Chatterjee, S., Lubatkin, M., Schweiger, D.M., et Weber, Y., (1992) « Cultural differences and shareholder value in related mergers: linking equity and human capital », *Strategic Management Journal,* Vol. 7, pp. 119-139.

Chirwa, E., (2003) « Determinants of commercial banks' profitability in Malawi: A cointegration approach », *Applied Financial Economics*, N°13, pp. 565-571.

Chirwa E., et Mlachila, M., (2004) « Financial Reforms and Interest Rate Spreads in the Commercial Banking System in Malawi », *IMF Staff Papers,* Vol. 51, N°1, pp. 96-122.

Delis, M.D. et Papanikolaou, N., (2009) « Determinants of bank efficiency: evidence from a semi-parametric methodology », *Managerial Finance*, Vol. 35, N°3, pp. 260-275.

DeLong, G.L., (2001) « Stockholder Gains from Focusing versus diversifying bank mergers » *Journal of Financial Economics*, Vol. 59, pp. 221-252.

Demirgüç-Kunt. A., Detragiache, E., et Tressel, T., (2009) « Banking on the Principles: Compliance with Basel Core Principles and Bank Soundness », *Journal of Financial Intermediation*, Vol. 17, N°4, pp. 511-542.

Demirgüc-Kunt, A., Laeven, L., et Levine, R., (2004) « Regulations, market structure, institutions, and the cost of financial Intermediation », *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 36, pp. 593-622.

Duffie D. et Lando, D., (2001) « Term Structures of credit spreads with incomplete accounting information », *Econometrica,* Vol. 69, pp. 633-664.

Gabriel-Jiménez, J., Lopez, A. et Saurina, J., (2007) « How does competition impact bank risk taking? », *Working paper, Federal Reserve Bank of San Francisco.*

Gelos, G.R., (2006) « Banking Spreads in Latin America », *IMF Working Paper, 06/44, International Monetary Fund.*

Girardone, C., Georgios, E., Chortareas, J.G., et Garza, G., (2010) « What affects the interest margins of Latin American banks? », *Working Paper*, *University of Athens Department of Economics.*

Goddard, J., et Wilson, J.O.S., (1999) « Persistence of Profit: A New Empirical Interpretation », *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 17, pp. 663-687.

Goddard, J., Molyneux, P. et Wilson, J.O.S., (2004) « The profitability of European banks: A cross-sectional and dynamic panel analysis » *Manchester School*, Vol. 72, pp. 363-381.

Goddard, J., Molyneux, P., Wilson, J.O.S., Tavakoli, M., (2007) « European banking: An overview. », *Journal of Banking and Finance*, Vol. 31, pp. 1911-1935.

Goldberg, A., et Rai, A., (1996) « Operational efficiency in banking: An international comparison », *Journal of Banking and Finance*, Vol.20, pp. 655-672.

Gujarati, D.N., (2003) « *Basic Econometrics* » Boston : McGraw Hill.

Hambrick, D.C., (1988) « Operationalizing the concept of business-level strategy in research », *Academy of Management Review*, N°5, pp. 567-575.

Hannan, T.H., (1991) « Foundations of the Structure- Conduct-Performance Paradigm in Banking », *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 23, N°1, pp. 68-84

Hassan, M.K., et Isik, I., (2002) « Technical, scale and allocative efficiency of Turkish banking industry », *Journal of Banking and Finance*, Vol. 26, N°4, pp. 719-766.

Harris, M., et Raviv, A., (1991) « The theory of capital structure. », *The Journal of Finance*, Vol. XLVI, N°1.

Heitfield, E.A., et Prager, R.A., (2004) « The Geographic Scope of Retail Deposit Markets », *Journal of Financial Services Research*, February, pp. 37-55.

Hellmann, T.F., Murdock, K.C., et Stiglitz, J.E., (2002) « Liberalization, moral hazard in banking, and prudential regulation: Are capital requirements enough? », *American Economic Review*, Vol. 90, N°1, pp. 147-165.

Hitt M. A., et Ireland, R.D., (1985) « Corporate distinctive competence, strategy, industry and performance », *Strategic Management Journal*, Vol. 6, pp. 273-293.

Jarrow, R. A. et Turnbull, S. M., (2000) « The intersection of market and credit risk », *Journal of Banking and Finance*, Vol. 24, pp. 271-299.

Jensen, M., (1986) « Agency costs of cash flow, Corporate finance, and Takeovers », *American Economic Review*, Vol. 76, pp. 323-329.

Kang, H.P., et Weber, W.L., (2006) « Profitability of Korean Banks: Test of Market Structure versus efficient – structure », *Journal of Economics and Business*, Vol. 58, N°3, pp. 222- 239.

Kotha, S., et Nair, A., (2009) « Strategy and environment as determinants of performance: Evidence from the Japanese machine tool industry », *Strategic Management Journal*, Vol.16, N°7, pp. 497-518.

La Porta, R., Lopez-De-Silanes, F., et Shleifer, A., (2002) « Government ownership of banks », *Journal of Finance,* N°57, pp. 265-301.

Levine, P., et Aaronovitch, S., (1981) « The financial characteristics of firms and theories of merger activity », *The Journal of Industrial Economics* 30, 2, pp. 149-172.

Levine, R., et Laeven, L., (2007) « Is there a diversification discount in financial conglomerates? », *Journal of Financial Economics* Vol. 85, pp. 331-367.

Lippman, S.A., et Rumelt, R.P., (1982) « Uncertain Imitability and Aanalysis of Interfirm Differences in Efficiency under Competition », *Bell Journal of Economics*, Vol. 13, pp. 418-438.

Lloyd-Williams, D.M., Molyneux, P., et Thornton, J., (1994) « Market structure and performance in Spanish banking », *Journal of Banking and Finance,,* Vol. 18, pp. 433-443.

Lubatkin, M., (1983) « Merger and performance of the acquiring firm », *Academy of Management Review* Vol. 8, N°2, pp. 218-225.

Mamatzakis, E., Staikouras, C., et Koutsomanoli-Fillipaki, N., (2007) « Competition and concentration in the banking sector of the south eastern European region », *Emerging Markets Review,* Vol. 6, pp.192-209.

Maniatis, P., (2006) « Market Concentration and Industry Profitability: The Case of Greek Banking (1997-2004) », *International Business & Economics Research Journal,* Vol. 5, N°5.

Maudos, J., et Guevara, J.F., (2008) « The Cost of Market Power in Banking: Social Welfare Loss vs. Cost Inefficiency », *Journal of Banking and Finance,* Vol. 31, pp. 2103-2125.

Mckenzie, D.J., (2001) « The Impact of Capital Controls on Growth Convergence », *Journal of Economic Development,* Vol. 26, N°1.

McLuaghlin, R., et Iskandar-Datta M., (2009) « Global Diversification: New Evidence from Corporate Operating Performance », *Wayne State University Working Paper, 1-37.*

Mercieca, S.K., Schaeck, S., et Wolfe, S., (2009) « Small European banks: Benefits from diversification? », *Journal of Banking and Finance*, Vol. 31, Issue 7, pp. 1975-1998.

Merton, R., (1974) « An analytic deviation of the cost of deposit insurance and loan guarantee: An application for modern option pricing theory », *Journal of Banking and Finance*, Vol. 8, pp. 3-11.

Merton, R., (1978) « On the cost of deposit insurance when there are surveillance costs », *Journal of Business*, Vol. 14, pp. 439-452.

Miller, D., (1992) « Relating Porter's business strategies to environment and structure: analysis and performance implications », *Academy of Management Journal*, Vol. 31, N°2, pp. 280-308.

Modigliani, F., et Miller, M.H., (1958) « The cost of capital, corporation finance and the theory of investment », American Economic Review, Vol. 48, pp. 261-297.

Molyneux, P., et Forbes, W., (1993) « Market structure and performance in European Banking », *The Institute of European Finance*, N° 93/5.

Myers, S., et Majluf, N.S., (1984) « Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have », *Journal of Financial Economics*, Vol. 13, pp. 187-221.

Olalekan, A., (2010) « Market-Focused Strategic flexibility among Nigerian banks », *African Journal of Marketing Management*, Vol. 2, N°2, pp. 18-28.

Peteraf, M.A., (1993) « The Cornerstones of Competitive Advantage: A Resource-Based View », *Strategic Management Journal*, Vol. 14, pp. 179-191.

Pilloff, S.J., et Rhoades, S.A., (2002) « Structure and Profitability in Banking Markets », *Review of Industrial Organization,* Vol. 20, pp. 81-98.

Porter, M.E., (1980) « Competitive strategy: Techniques for analyzing industries and competitors » *New York : Free Press.*

Porter, M.E., (1985) « Competitive Advantage: Creating and Sustaining Superior Performance » *New York : Free Press.*

Porter, M.E., (1987) « From competitive advantage to corporate strategy », *Harvard Business Review,* Vol. 65, pp. 43-59.

Porter M. E. (1991) « Towards a dynamic theory of strategy », *Strategic Management Journal*, Vol. 12, pp. 95-117.

Rajan, R., (1994) « Why bank credit policies fluctuate: A theory and some evidence », *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, pp. 399-441.

Ramaswamy, K., (1997) « The performance impact of strategic similarity in horizontal mergers: evidence from the U.S. banking industry », *Academy of Management Journal,* Vol. 40, N°3, pp. 697-715.

Repullo, R., (2004) « Capital requirements, market power, and risk-taking in banking », *Journal of Financial Intermediation*, Vol. 13, pp. 156-182.

Rodriguez-Fernandez, F., et Carbo-Valverde, S., (2007) « The Determinants of Bank Margins in European Banking », *Journal of Banking and Finance,* Vol. 31, N°7, pp. 2043-2063.

Salas, V., et Saurina, J., (2003) « Deregulation, market power and risk behavior in Spanish banks », *European Economic Review*, Vol. 47, pp. 1061 – 1075.

Schwalbach, J., (1991) « Profitability and Market Share: A Reflection on the Functional Relationship », *Strategic Management Journal*, Vol. 12, N° 4, pp. 299-306.

Schweiger, I., et Mcgee, J.S., (1961) « The Structure and Performance of Banks and Related Financial Institutions in Chicago and Other Areas », *Journal of Business*, Vol. 34, N°2.

Scott, J., (1986) « The probability of bankruptcy: A comparison of empirical prediction and theoritical models », *Journal of Banking and Finance*, Vol. 8, pp. 317-344.

Seelanatha, L., (2010) « Market structure, efficiency and performance of banking industry in Sri Lanka », *Banks and Bank Systems*, Volume 5, Issue 1.

Servaes, H (1996) « The value of diversification during the conglomerate merger wave », *Journal of Finance*, Vol. 51, pp. 1201-1225.

Sevestre, P., (2002) « Econométrie des données de panel. » Paris, Dunod.

Smirlock, M., (1985) « Evidence on the (non) relationship between concentration and profitability in banking », *Journal of Money, Credit and Banking,* Vol. 17, N°1, pp. 69-83.

Stiglitz, J.E., et Marilou, U., (1996) « Financial Markets, Public Policy, and the East Asian Miracle », *The World Bank Research Observer*, Vol. 11, N°2, pp. 249 – 276.

Stiroh, K.J., (2004) « Do Community Banks Benefit from Diversification? », *Journal of Financial Services Research*, Vol. 25: N°2-3, pp. 135-160.

Stiroh, K., et Rumble, A., (2006) « The dark side of diversification: The case of US financial holding companies », *Journal of Banking and Finance*, Vol. 30, pp. 2131-2161.

Stomper, A., (2009) « A Theory of Banks' Industry Expertise, Market Power, and Credit Risk », *Working Paper, University of Vienna.*

Stultz, R., et Shin, H., (2007) « Are Internal Capital Markets Efficient? », *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 113, pp. 531-552.

Williams, B., (2005) « Domestic and international determinants of bank profits: foreign banks in Australia », *Journal of Banking and Finance*, Vol. 27, pp. 1185-1210.

Williams, F.J., Carvalho, A., et De Paula, L., (2009) « Banking in Latin America », *In The Oxford Handbook of Banking, edited by Allan Berger, Philip Molyneux and John Wilson, Chapter 34. Oxford: Oxford University Press.*

Winton, A., (2010) « Don't Put All Your Eggs in One Basket? Diversification and Specialization in Lending », *Working Paper, N° 9903, Finance Department, University of Minnesota, Minneapolis*.

ANNEXE

Développements de la méthode DEA

La technique de DEA, initialement développée par Charnes et al., (1978), est une technique non paramétrique de programmation linéaire pour évaluer l'efficience relative des unités organisationnelles. Les possibilités de production des firmes constituent la frontière et l'efficience relative de chacune peut être évaluée par rapport à cette frontière.

Charnes et al., (1978) ont proposé un modèle avec orientation inputs, en supposant que les rendements d'échelle sont constants. Plusieurs autres auteurs, particulièrement Banker et al., (1984), ont étudié le cas avec rendements d'échelles variables.

1. Modèle avec orientation inputs et des rendements d'échelle constants (CRS)

Soient ***N*** unités de décisions (firmes) qui utilisent ***K*** inputs différents pour produire ***M*** outputs. L'objectif de l'approche de DEA est de construire une enveloppe de données de production (frontière) non paramétrique. Afin de développer le programme mathématique de la méthode DEA, il convient de spécifier le ratio de productivité total;

$$\frac{\sum_{m=1}^{M} v_m Y_m}{\sum_{k=1}^{K} w_k X_k}, \tag{1}$$

Ym; représente l'output ***m*** produit par la firme ***j***,

X_k; représente l'input ***k*** utilisé par la firme ***j***,

v_m et w_k; représentent respectivement des coefficients de pondération. Ils sont introduits pour réduire les échelles de mesure des outputs et des inputs de la firme.

Dans le cas où il existe ***N*** firmes qui utilisent les mêmes inputs pour produire les mêmes outputs, le ratio de productivité totale sera converti en une mesure d'efficience en ajoutant des contraintes qui reflètent les performances des autres firmes. En considérant les outputs Ym et inputs $X_k$comme constants, on choisit les coefficients de pondération v_m et w_k qui maximisent le facteur d'efficience totale de la firme par rapport à ces leaders (les firmes totalement efficientes). On aura;

$$\underset{v_m w_k}{MAX} \frac{\sum_{m=1}^{M} v_m Y_m}{\sum_{k=1}^{K} w_k X_k}, \tag{2}$$

Sous les contraintes; $\frac{\sum_{m=1}^{M} v_m Y_{mj}}{\sum_{k=1}^{K} w_k X_{kj}} \leq 1$, pour $j = 1,\ldots\ldots, N.$

$v_m, w_k \geq 0.$

Cette forme non linéaire du modèle peut être linéarisée en supposant que le dénominateur de la fonction objective à maximiser est égale à 1;

$$\underset{v_m w_k}{MAX} \sum_{m=1}^{M} v_m Y_m \tag{3}$$

Sous les contraintes; $\sum_{k=1}^{K} w_k X_k = 1$

$$\sum_{m=1}^{M} v_m Y_{mj} - \sum_{k=1}^{K} w_k X_{kj} \leq 0$$

$v_m, w_k \geq 0.$

Afin de réduire le nombre de contraintes et simplifier d'avantage la mesure des scores d'efficience, nous utilisons la notion de dualité dans la programmation linéaire. Ainsi, on passe au modèle dual qui est de la forme suivante;

$$\underset{\lambda}{MIN}\theta - \varepsilon\left(\sum S_k + \sum S_m\right) \tag{4}$$

Sous les contraintes;

$X_k\theta - \sum X_k\lambda - S_k = 0,\ k = 1,\ldots\ldots,\ K.$

$Y_m - \sum Y_m\lambda + S_m = 0,\ m = 1,\ldots\ldots,M.$

λ, s_k et $s_m \geq 0.$

λ; représente les variables duales correspondantes aux contraintes du modèle 3.

S_k et S_m; représentent respectivement les contraintes relatives aux v_m et w_k.

La valeur de θ obtenue correspond au score d'efficience de la firme. Cette valeur satisfait la contrainte $\theta \leq 1$. Avec une valeur égale à 1 indique un point juste sur la frontière d'efficience, et la firme sera considérée techniquement efficiente. Notons que ce programme linaire doit être résolu ***N*** fois autant de firmes de l'échantillon. Une valeur de θ (score d'efficience) obtenue pour chaque firme. Si la valeur optimale de $S_k > 0$, alors la firme en question peut réduire la consommation de l'input ***k*** sans pour autant diminuer la production de l'output. En revanche, une valeur optimale de $S_m > 0$, indique que la firme peut accroitre la production de l'output sans augmenter la consommation de l'input. La firme est considérée efficiente si et seulement si le ratio d'efficience est égal à 1 et les variables S_k et S_m sont nulles, et donc la firme se situe sur la frontière d'efficience. Des valeurs positives de λ indiquent des firmes similaires dominantes (efficientes) localisées sur la frontière.

2. Modèle avec orientation inputs et des rendements d'échelle variables (VRS)

Banker et al., (1984) précisent que la spécification du modèle de DEA avec rendements d'échelles constants, pour des firmes en sous activité, donne lieu à une estimation des scores de l'efficience technique qui se confond avec l'efficience d'échelle. La modélisation avec des rendements d'échelles variables permet de dissocier entre ces deux éléments de l'efficience (technique et d'échelle). Ainsi, le programme linéaire avec rendements d'échelles constants peut être modifié en ajoutant une contrainte relative à la variabilité des rendements d'échelles. Le modèle modifié est le suivant;

$$\underset{\lambda}{MIN}\theta - \varepsilon\left(\sum S_k + \sum S_m\right) \quad (5)$$

Sous les contraintes; $X_k\theta - \sum X_k\lambda - S_k = 0,\ k = 1,\ldots\ldots,K.$

$Y_m - \sum Y_m\lambda + S_m = 0,\ m = 1,\ldots\ldots,M.$

$\sum\lambda = 1$

λ, S_k et $S_m \geq 0$

Le modèle de Banker et al., (1984) permet de décomposer les scores d'efficience technique (TEFF) obtenus par le modèle de Charnes et al., (1978) avec rendements d'échelles constants, en deux composants; l'efficience technique pure (PTEFF) et l'efficience d'échelle (SEFF). La différence entre l'efficience technique pure (PTEFF) et l'efficience technique (TEFF) constitue l'efficience d'échelle (SEFF).

Analytiquement, on a; $TEFF_{CRS} = PTEFF_{VRS} * SEFF$, Ou $SEFF = \dfrac{TEFF_{CRS}}{PTEFF_{VRS}}$

Un score d'efficience égal à 1, indique que la firme opère à des échelles optimales. Si le score est différent de 1, la firme doit augmenter (rendements croissants) ou réduire (rendements décroissants) les échelles de ses opérations.

3. Paramètres d'estimations : Définition des outputs et des inputs de la banque

Pour produire des outputs Y_j, les banques utilisent des quantités d'inputs X_i à des prix donnés p_i qui minimisent le coût total C. Les inputs et outputs de la banque sont identifiés en se basant sur l'approche d'intermédiation. En adoptant la démarche de Goldberg et Rai (1996) on peut définir les outputs et inputs de la banque à utiliser pour mesurer les scores d'efficience.

*** Les outputs :**

Les outputs considérés sont de deux catégories;

Y_1 : Indique le volume total des prêts accordés = Total prêts aux entités économiques non bancaire + Prêts accordés à d'autres banques,

Y_2 : Indique la somme des autres actifs de la banque = Autres actifs à revenu d'intérêt + Autres actifs à revenus non liés aux intérêts,

*** Les inputs :**

Les inputs considérés sont les suivants;

X_1 : Indique le facteur travail = l'effectif moyen annuel du personnel de la banque.

X_2 : Indique le facteur capital financier = Volume des dépôts + Autres fonds empruntés.

X_3 : Indique le facteur capital physique = Total actifs immobilisés de la banque.

En adoptant l'approche de Goldberg et Rai (1996), les scores d'efficience des banques individuelles de chaque pays seront déterminés à travers l'estimation des fonctions de coûts séparées pour les différents pays de l'échantillon. L'avantage de cette méthode est d'évaluer l'efficience des banques de chaque pays par rapport à une frontière spécifique qui reflète l'homogénéité des services offerts par ces banques, le même système de réglementation et des conditions macroéconomiques similaires. Pour ce faire, nous utilisons le logiciel DEAP pour Windows version 2.1.