

LES PRINCIPAUX PROBLÈMES DE L'INEFFICIENCE DU SYSTÈME BANCAIRE TUNISIEN

Montej Abida et Ilhem Gargouri

Volume 95, numéro 4, décembre 2019

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/1076263ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/1076263ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Abida, M. & Gargouri, I. (2019). LES PRINCIPAUX PROBLÈMES DE L'INEFFICIENCE DU SYSTÈME BANCAIRE TUNISIEN. *L'Actualité économique*, 95(4), 349–379. <https://doi.org/10.7202/1076263ar>

Résumé de l'article

Notre article présente une analyse de l'efficacité du secteur bancaire en comparant le niveau d'efficacité des banques privées et des banques publiques. En effet, la situation difficile par laquelle passent les banques publiques tunisiennes nous pousse à déterminer les causes de l'inefficacité de ces banques et nous oblige à chercher les solutions possibles à ce problème. Parmi les solutions possibles, on trouve trois cas : fusion, recapitalisation et privatisation. Notre échantillon est constitué de toutes les banques commerciales tunisiennes pendant la période 2005-2014. Pour mesurer l'efficacité de ces banques, nous utilisons spécification translogarithmique pour la fonction de coût. Les résultats montrent que les banques publiques sont plus inefficaces que les banques privées qui ont une taille plus faible : les banques privées enregistrent des scores d'efficacité les plus élevés, avec une moyenne sectorielle de l'ordre de (81,3 %). En effet, ce sont les risques de crédits qui sont la cause principale de l'inefficacité technique des banques publiques. Ce qui implique que ces dernières ont beaucoup de problèmes de gestion et en particulier de gouvernance.

LES PRINCIPAUX PROBLÈMES DE L'INEFFICIENCE DU SYSTÈME BANCAIRE TUNISIEN

Montej ABIDA

Maître de conférences en économie

Directeur de l'École Supérieure de Commerce de Sfax

Université de Sfax (Tunisie)

montejabida@gmail.com

Ilhem GARGOURI

Maître Assistante en Économie

Directeur de l'École Supérieure de Commerce de Sfax

Université de Sfax (Tunisie)

ilhemgargouri@gmail.com

RÉSUMÉ – Notre article présente une analyse de l'efficacité du secteur bancaire en comparant le niveau d'efficacité des banques privées et des banques publiques. En effet, la situation difficile par laquelle passent les banques publiques tunisiennes nous pousse à déterminer les causes de l'inefficacité de ces banques et nous oblige à chercher les solutions possibles à ce problème. Parmi les solutions possibles, on trouve trois cas : fusion, recapitalisation et privatisation. Notre échantillon est constitué de toutes les banques commerciales tunisiennes pendant la période 2005-2014. Pour mesurer l'efficacité de ces banques, nous utilisons spécification translogarithmique pour la fonction de coût. Les résultats montrent que les banques publiques sont plus inefficaces que les banques privées qui ont une taille plus faible : les banques privées enregistrent des scores d'efficacité les plus élevés, avec une moyenne sectorielle de l'ordre de (81,3 %). En effet, ce sont les risques de crédits qui sont la cause principale de l'inefficacité technique des banques publiques. Ce qui implique que ces dernières ont beaucoup de problèmes de gestion et en particulier de gouvernance.

ABSTRACT – Our article presents an analysis of the efficiency of the banking sector by comparing the efficiency of private banks and public banks. Indeed, the difficult situation in which Tunisian public banks are passing leads us to determine the causes of the inefficiency of these banks and obliges us to seek the possible solutions to this problem. Possible solutions include three cases : merger, recapitalization and privatization. Our sample is made up

of all Tunisian commercial banks during the period 2005-2014. To measure the efficiency of these banks, we use translogarithmic specification for the cost function. The results show that public banks are more inefficient than private banks with a smaller size : private banks have the highest efficiency scores, with a sectoral average of (81.3 %). Indeed, credit risks are the main cause of the technical inefficiency of public banks. This implies that the latter have many problems of management and in particular of governance.

INTRODUCTION

La structure du marché du secteur bancaire diffère d'un pays à l'autre. Mais, la plupart du temps, on trouve que le pouvoir public intervient fréquemment dans ce sujet en limitant d'une manière intense les possibilités de concurrence entre les banques. De plus, le pouvoir public donnait une priorité aux banques publiques pour les différents projets étatiques et de ce fait les banques privées n'avaient pas les mêmes chances que les banques publiques. La concurrence n'était pas libre et le pouvoir public jouait un rôle très important dans la distribution des règles du jeu de la concurrence du secteur bancaire.

Certains pouvoirs publics ne voulaient pas introduire de la concurrence dans le secteur bancaire puisque ce dernier a un rôle important dans l'activité économique. D'autres pouvoirs publics poussent de plus en plus à la libéralisation et à la dérégulation du système bancaire. Les banques qui ne parviennent pas à rester efficaces, à offrir un bon rapport qualité-prix à leur clientèle ou à s'adapter à l'évolution du cadre concurrentiel risquent d'être éliminées du marché. Certains principes (réglementations) du secteur bancaire représentent des obstacles à l'application de la concurrence.

Concernant le système bancaire tunisien, on a vu depuis la décennie 1990 plusieurs réformes économiques et financières caractérisées par la libéralisation et la déréglementation du système. L'objectif est de renforcer la concurrence entre les institutions financières dans le but de parvenir à une meilleure répartition plus efficace des ressources. En effet, les banques ont la liberté de prendre leurs propres décisions d'allocation de crédit. Le processus de déréglementation a encouragé certaines banques à utiliser la stratégie de fusion et acquisitions de la part des banques privées.

Le gouvernement tunisien oblige les banques à respecter des normes de gestion sous forme de ratios. L'objectif de cette mesure est de sécuriser l'ensemble du système bancaire, ainsi que l'amélioration de la performance du secteur bancaire. Par exemple, le respect du ratio de liquidité permet aux banques de faire face à leurs exigibilités à court terme avec leurs utilisations (ou emplois) de même durée. L'ensemble des crédits inférieurs à un mois doit être supérieur aux ressources de la même durée.

De même, le ratio de solvabilité (ou Cooke) s'intéresse au renforcement des fonds propres et à leur solvabilité. Les fonds propres et les fonds assimilés doivent

être supérieurs à 8 % des risques crédit de la banque (engagements pondérés par les risques crédit et pays plus équivalent au risque crédit hors bilan).

Face à l'évolution du nombre de faillites au cours des dernières années, nous devons nous inquiéter sur la performance du secteur bancaire. L'existence du problème des créances douteuses a une grande influence sur la performance des banques. Le niveau inquiétant des créances douteuses pose un problème de liquidité pour les banques qui grève leur rentabilité. Le secteur bancaire tunisien passe par de multiples problèmes et difficultés sur le plan du niveau des créances douteuses, de capitalisations insuffisantes, une mauvaise qualité d'actifs et une baisse de rentabilité. Cependant l'étude des ratios diversifiés tels que le ratio Cooke, ROA (la rentabilité des actifs, *Return on Assets*) et ROE (la rentabilité des capitaux propres, *Return on Equity*) assure l'existence de plusieurs anomalies dans le secteur bancaire et affirme qu'une réforme est nécessaire.

La banque est confrontée au risque de crédit qui est souvent connu sous le nom de risque de pertes financières résultant de l'incapacité d'un débiteur de s'acquitter de ses obligations. On trouve deux types de risques de crédit : le risque de non-remboursement et le risque d'immobilisation. Le crédit est basé sur le futur qui peut être favorable ou non pour le banquier. Ainsi, l'activité bancaire est soumise à plusieurs risques qui peuvent influencer la performance du secteur bancaire.

Le risque de non-remboursement est le risque le plus redouté par les banquiers, car il apparaît quand le client, en raison d'une dégradation de sa situation financière ou par mauvaise foi, n'est plus en mesure ou refuse carrément de rembourser les engagements qui lui ont octroyé. Ce risque résulte donc de l'insolvabilité du débiteur. Il trouve ses origines, essentiellement, dans le risque de l'entreprise, c'est-à-dire le débiteur lui-même, car ce risque est en fonction de la situation financière, industrielle et commerciale de l'entreprise.

Selon Augros et Queruel (2000), « le risque de contrepartie est, pour un établissement de crédit, le risque que ses débiteurs n'honorent pas totalement leurs engagements ». Le risque crédit ou risque de contrepartie est assimilé comme le risque des pertes consécutives au défaut d'un emprunteur sur un engagement de remboursement de dettes qu'il a constaté. Il est dans l'intérêt du banquier de faire une sélection qui réduit les risques de non-remboursement des crédits. Le banquier doit faire une bonne estimation sur la réussite du projet de ses clients afin d'éviter la survenance des difficultés de non-remboursement.

D'après Contesse (1996), le risque d'immobilisation est un risque proprement bancaire, car un simple retard dans le remboursement d'une créance ou un décalage entre les recettes et les dépenses peuvent être préjudiciables à la banque. Aussi, il peut découler d'une crise politique ou économique d'un pays. On dit que le risque de non-remboursement est un risque transmis, il prend naissance au niveau de l'entreprise et il est ensuite transféré à la banque en sa qualité de créancier.

La qualité de l'emprunteur doit être prise sérieusement afin de minimiser le risque de crédit. Le comité de Bâle a proposé un nouvel ensemble de recommandations, selon lequel sera définie une mesure plus pertinente du risque de crédit, avec en premier lieu la prise en compte de la qualité de l'emprunteur, y compris par l'intermédiaire d'un système de notation financière interne propre à chaque établissement (dénommé « IRB » pour *Internal Rating Based*). Le nouveau ratio de solvabilité est le ratio McDonough, du nom du président du comité de Bâle, William J. McDonough.

Les recommandations de Bâle II s'appuient sur trois piliers (terme employé explicitement dans le texte des accords) :

- L'exigence de fonds propres (ratio de solvabilité McDonough) ;
- La procédure de surveillance de la gestion des fonds propres ;
- La discipline du marché (transparence dans la communication des établissements).

Ainsi, pour accroître sa performance, chaque banque doit se protéger contre les risques. Il existe plusieurs méthodes de gestion de risque bancaire, telles que les assurances de dépôts et les règles prudentielles (Bâle I et II). Ces méthodes visent essentiellement la résolution des problèmes d'asymétrie d'information. Chaque banque est à la recherche de couple idéal rentabilité-risque.

Depuis janvier 1993, les banques doivent respecter un ratio de 8 % entre le total de leurs actifs (pondérés par le risque de non-recouvrement des créances) et leurs fonds propres. Il s'agit d'un ratio de solvabilité qui contraint les banques à réduire leur crédit et/ou à augmenter leur fonds propre.

Le travail de Taktak (2010) se propose d'étudier les particularités de la gouvernance bancaire et l'effet des mécanismes internes de gouvernance des banques tunisiennes cotées sur leur efficacité durant la période 2002–2006. En effet, ses analyses empiriques révèlent que les banques tunisiennes cotées, qu'elles soient de petite, moyenne ou grande taille, affichent un niveau d'efficacité moyen de 79,30 % durant la période d'étude. De même, les analyses montrent également que la détérioration du niveau d'efficacité des banques tunisiennes est principalement due aux défaillances des grandes banques publiques.

Afin d'élucider cette difficulté, la Tunisie a plus que jamais besoin d'un secteur financier moderne, actif et inventif, capable de relever ses défis en matière de bonne gouvernance. Pour cette raison, la présence ou encore la limitation publique dans le secteur bancaire est au cœur du débat sur la restructuration bancaire, mettant les partisans d'une politique de privatisation aux prises à ceux favorables au maintien des banques publiques, sous la tutelle de l'État. Dans un contexte marqué à la fois par l'ouverture de l'espace bancaire tunisien à la concurrence internationale et particulièrement le manque des sources de financement internes et externes du budget de l'État, le recours à une stratégie de sortie de l'État des banques publiques est à l'ordre du jour.

Plusieurs facteurs ne cessent de nourrir cette réflexion. Nous pouvons citer, en premier lieu, la situation alarmante des indicateurs des banques où nous remarquons des records des taux de créances accrochées, des déficiences dans les systèmes d'information, une culture de risque presque inexistante, et une mauvaise gouvernance. En deuxième lieu, nous pouvons citer l'incapacité du secteur bancaire public à mettre en place des politiques de développement régional durable. Nous mentionnons enfin le décalage de performance qui ne cesse de s'agrandir aussi bien à l'échelle nationale concernant les banques privées, qu'à l'échelle régionale par rapport au secteur bancaire des pays rivaux, spécialement le Royaume du Maroc.

Nous allons essayer d'analyser les principaux problèmes de l'inefficience du système bancaire tunisien. Nous allons présenter, dans un premier lieu, une étude théorique des déterminants de l'efficience bancaire tout en montrant que le problème de risque bancaire ainsi que la taille de la banque présentent une grande influence sur l'inefficience bancaire. Dans un second lieu, nous allons développer la méthodologie de recherche qui consiste à estimer une fonction de coût Translog à trois produits et trois prix d'inputs. Notre échantillon est décomposé de 11 banques commerciales tunisiennes et les données concernent la période 2005-2014. Finalement, nous allons interpréter les résultats de notre modèle en développant les principales sources de l'inefficience bancaire.

1. REVUE DE LA LITTÉRATURE

Plusieurs travaux ont développé les déterminants de l'efficience bancaire dans plusieurs pays. Par exemple, Mesa *et al.* (2014) ont travaillé sur le cas de l'Union européenne et ont montré que le ratio d'efficacité bancaire, tiré du compte de résultat, est positivement lié à la taille d'une banque en termes d'actif total. D'autres travaux ont évalué l'efficience des banques chinoises telles que Huang *et al.* (2017), Silva *et al.* (2017), Dong *et al.* (2016) et Zha *et al.* (2016). Ces derniers ont trouvé que les banques chinoises présentent une inefficacité technique entre 2008 et 2012 et que les banques commerciales appartenant à la ville sont plus efficaces sur le plan technique que les banques commerciales publiques et les banques commerciales communes. On peut encore citer l'exemple des banques indiennes où Tzeremes (2015) a trouvé que les banques étrangères se comportent mieux que les banques nationales privées et que la structure de la propriété affecte les niveaux d'efficacité technique des banques.

1.1 *L'effet du risque sur l'inefficience bancaire*

Le problème du risque bancaire a évolué à l'échelle internationale laissant surgir des crises financières graves. L'exemple le plus connu récemment est celui de la crise « *subprime* » de 2007 qui a provoqué des pertes importantes conduisant à de très fortes tensions sur le marché interbancaire.

L'information sur les clients est une composante essentielle pour la banque qui doit sélectionner les clients crédibles. Les banques qui ont une bonne information sur les clients peuvent bénéficier d'un avantage concurrentiel. En effet, l'existence d'asymétrie d'information, que ce soit *ex ante* ou *ex post*, augmente le risque d'insolvabilité des clients (de remboursement des crédits). L'existence de relations de clientèle de long terme permet à la banque de réduire les inefficiences liées aux imperfections de l'information. Selon Dietsch (2000), les défauts d'information créent donc un double problème, bien étudié par la théorie bancaire, de sélection adverse (les plus mauvais risques sont les plus incités à maintenir leur demande) et de hasard moral (la banque est exposée au comportement opportuniste de certains emprunteurs).

Les problèmes d'asymétrie d'information obligent la banque à être prudente vis-à-vis de l'octroi de crédits : le taux de refus de crédit pour les entreprises à risque est très élevé. Pour éviter les problèmes de non-remboursement, chaque banque essaye de minimiser les risques en étudiant convenablement les dossiers de crédit. Chaque banque cherche par tous les moyens à réduire les problèmes d'information.

Selon Dietsch (2000), en consentant un crédit, la banque accepte un risque, celui que l'emprunteur fasse défaut. Divers types d'imperfection d'information l'empêchant d'évaluer les probabilités de défaut avec assez de précision ou de veiller correctement à la bonne exécution des contrats de crédit.

1.2 *L'effet de la taille d'une banque sur l'inefficience*

En travaillant sur les banques de six pays émergents d'Asie, Phan *et al.* (2016) ont trouvé que la concentration du marché et la taille de la banque ainsi que la croissance du produit intérieur brut ont des influences positives sur l'efficience-X, alors que le risque de liquidité est négativement lié à l'efficience-X¹. Ce qui prouve que la taille d'une banque a une grande influence sur la notion de rentabilité. En effet, Williams (1998) et DeYoung et Nolle (1996) ont montré qu'il existe une relation positive non linéaire entre la taille et le profit et ont souligné que l'augmentation de la taille engendrera nécessairement une hausse de la profitabilité. D'autres résultats ont montré que l'existence d'une taille optimale, plus particulièrement des dépôts, permet la réalisation de profit plus élevé : les banques les plus rentables semblent être les banques moyennes.

Demirgüç-Kunt et Huizinga (2001), Ben Naceur (2003) et Guru *et al.* (2002) ont montré que les mesures de développement des banques, que soit par la taille ou le volume d'activité ont des signes négatifs et des coefficients statistiquement significatifs dans la majorité des régressions. Ce qui prouve que le marché ban-

1. La théorie de l'efficience-X a été développée par Leibenstein (1978) pour prendre en compte le fait que certaines inefficacités ne résultent pas uniquement d'un défaut d'allocation des facteurs de production.

caire présente une concurrence plus élargie et de ce fait les banques réalisent de faibles profits.

2. MÉTHODOLOGIE DE RECHERCHE : MODÈLE, VARIABLES ET MÉTHODES D'ESTIMATION

L'estimation des fonctions de coût et des fonctions de production a été donnée par l'introduction de la frontière stochastique de production. Ce modèle se distingue par un terme d'erreur composé en deux parties : une composante d'un côté non positive pour les fonctions de production et non négative pour les fonctions de coût représentant le degré d'inefficience et une autre composante symétrique représentant le bruit statistique d'habitude qui caractérise toute relation. Cette formulation a prouvé qu'il existe de certaines lacunes statistiques et pratiques dans les tentatives antérieures sur la mesure de la frontière, telles que les méthodes de programmation linéaire.

L'incapacité de mesurer les effets individuels représente un grave inconvénient de cette procédure. Dans une tentative pour corriger cette lacune, Jondrow *et al.* (1982) ont proposé d'estimer le niveau d'inefficience d'une firme avec une estimation de l'espérance conditionnelle de l'unilatérale composante conditionnelle sur la perturbation totale.

La fonction de l'espérance conditionnelle est sans biais et en général non linéaire, de sorte que toute comparaison naturelle de l'estimateur serait avec une estimation linéaire. La question qui se pose est de savoir qui est l'estimateur préféré. La réponse dépendra de l'utilisation à laquelle les résultats finaux sont obtenus. Les estimations des niveaux de l'inefficience d'une entreprise peuvent être utilisées pour classer un échantillon d'entreprises. Alternativement, le degré relatif d'inefficience au sein des entreprises peut être important.

L'estimation de l'inefficience technique d'une firme est difficile, mais certains économistes ont répugné à assister sur les exemples récents dans divers domaines qui sont apparus dans la littérature. Les futurs développements sont présagés sur l'importance d'intérêt en indices, aussi sur le travail naissant dans les méthodes non paramétriques, et sur l'utilisation de systèmes d'équations (tels que la fonction du coût ou des exigences d'entrée) ainsi que sur un ensemble de données les plus riches (comme plusieurs observations sur les mêmes entreprises).

2.1 *Fonction de coût Translog*

La productivité totale des facteurs représente l'augmentation de la richesse d'un pays ou d'une économie qui n'est pas expliquée par l'augmentation relative des facteurs de production. L'objectif de cette section est de connaître la notion de la productivité totale des facteurs et son élément principal tel que le progrès technique et l'économiste d'échelle.

Dans le modèle de production, le résidu de Solow est exposé comme étant une mesure largement utilisée des progrès de productivité. Cette contribution propose une vision critique de la méthode standard et quelques propositions d'amélioration des procédures habituelles. Les premières études qui cherchent à mesurer ce résidu montrent qu'il représente de 50 % à 70 % de la croissance de productivité. La croissance résiduelle mesure la contribution à la croissance de tout ce qui n'est pas de travail et de capital, elle peut être liée par exemple à des problèmes des mesures de travail et du capital.

Les nouvelles théories de la croissance s'efforcent de faire de la productivité globale des facteurs des facteurs endogènes ; que l'on explique par des facteurs tels que : l'effort de recherche et le développement ; l'investissement dans le travail. Dans ce sens, le progrès technique représente l'un des principaux éléments de la productivité totale des facteurs. La question qu'on se pose ici, d'où vient le progrès technique ?

Les inputs bancaires

- L'input travail (L) : selon De Bandt et Davis (2000), le facteur travail est mesuré par le nombre d'employés alors que le total des effectifs employés semble à l'unanimité la mesure la plus adoptée pour évaluer cet input. Dans ce travail nous allons estimer ce facteur par le nombre d'employés ;
- Le capital physique (K) : bien que le principe d'évaluation du facteur travail ne rencontre pas de difficultés, celle du capital physique pose un problème de définition à cause de la spécificité de la firme bancaire. Une revue non exhaustive des travaux sur l'efficacité bancaire révèle une absence de consensus quant à la mesure de l'évaluation du capital physique. De Bandt et Davis (2000) ont mesuré le capital physique par les immobilisations augmenté par le compte non valeurs nettes d'amortissement. Nous nous rejoignons, dans ce travail à Chaffai et Dietsch (1998, 1999) pour estimer la valeur du capital physique à partir des immobilisations ;
- Le capital financier (F) : selon Hirtle (2007) le capital financier, c'est l'ensemble des capitaux empruntés. L'adoption de l'ensemble des ressources engendrant des charges financières n'est pas en contradiction avec la littérature existante.

Les outputs bancaires

- Les crédits à la clientèle (Y_1) : sont composés par portefeuille escompte, comptes débiteurs des clientèles, compte crédits sur ressources spéciales et autres crédits à la clientèle ;
- Les prêts interbancaires (Y_2) : représentent la caisse et les avoirs auprès des établissements bancaires et financiers.

Il faut signaler que ces trois types de services bancaires, sont mesurés en unités monétaires, c'est à dire en dollars et sont directement tirés des bilans de la banque mondiale. En effet, bien que l'impact des crédits à court ou à long terme ne soit pas le même sur l'efficacité des banques, le faible nombre de points d'observations

nous oblige à considérer conjointement ces deux types de prêts. Il est aussi à noter qu'en dépit de l'engagement des banques tunisiennes dans le processus de libéralisation financière, ces dernières éprouvent toujours une réticence envers les investissements sous forme de titre.

TABLEAU 1
RÉSUMÉ DES DIFFÉRENTES VARIABLES UTILISÉES

Nom de la variable	Notation	Définition
Le prix de travail	P_L	$P_1 =$ Prix du travail = Charge personnel / effectif annuel
Le prix capital physique	P_K	$P_2 =$ Prix du capital physique = Charges d'exploitation / (immobilisations + non valeurs nettes d'amortissement)
Le prix de capital financier	P_F	$P_3 =$ Prix du capital financier = Dépenses d'intérêt / Total dépôt
Output 1	Y_1	Les crédits à la clientèle
Output 2	Y_2	Les prêts interbancaires
Coût total	CT	Coût total d'exploitation

Les prix des inputs bancaires

Les outputs bancaires, se définis, sont produits moyennant les charges d'intérêts et les charges de non-intérêts. Ces dernières sont les produits de trois catégories d'inputs : le capital physique, le capital financier et le travail, moyennant leurs prix unitaires suivants :

- Le prix du travail : mesuré en rapportant les frais de personnel à l'effectif de la banque i ;
- Le prix du capital physique : approximé en rapportant les charges d'exploitation par les immobilisations de la banque i ;
- Le prix du capital financier : mesuré par le rapport entre les charges d'intérêts (intérêts dépensés) et total dépôt de la banque i .

La fonction de coût translogarithmique

Pour mesurer la concurrence et l'efficience, nous avons estimé une fonction de coût Translog à trois produits et trois prix d'inputs. Nous avons intégré dans le modèle les équations des parts d'inputs, suivant le lemme de Shephard. D'après Christensen *et al.* (1971, 1973), la fonction de coût Translog est définie par :

$$\begin{aligned}
 LnCT = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^3 \beta_i Ln y_i + \sum_{j=1}^3 \theta_j Ln p_j + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^2 \sum_{m=1}^2 \gamma_{im} Ln y_i Ln y_m \\
 & + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^3 \sum_{s=1}^3 \delta_{js} Ln p_j Ln p_s + \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 \rho_{ij} Ln y_i Ln p_j + \alpha_{it} + \frac{1}{2} \alpha_{it}^2 \quad (1) \\
 & + \sum_{i=1}^2 \varphi_{it} Ln y_i + \sum_{j=1}^3 \vartheta_{jt} Ln p_j + \sum_m \gamma_m X_m
 \end{aligned}$$

où X_m une série de variables exogènes pour mieux expliquer l'efficacité technique et les dépenses globales des entreprises bancaires. En fait, nous trouvons les variables suivantes :

- LGDP : log du produit intérieur brut (PIB) de la Tunisie ;
- LEQT : log de l'équité bancaire mesurant l'équité concurrentielle en contrepartie de la stabilité du système ;
- Bank Risk : variables mesurant le risque de crédit comme étant le risque de perte auquel la banque est exposée en cas de détérioration ou de défaillance de la contrepartie ;
- HHI : indice mesurant la concentration du marché par l'indice de Herfindahl-Hirschman.

Cette équation doit vérifier certaines hypothèses à savoir d'homogénéité par rapport aux prix et de la symétrie par rapport aux outputs. La vérification de cette contrainte exige l'écriture suivante : $LnCT(\lambda p_j; y_i; t) = LnCT(p_j; y_i; t) + Ln\lambda$.

Il en découle de cette hypothèse les contraintes suivantes :

$$\left\{ \begin{array}{l} \sum_{j=1}^3 \theta_j = 1 \Rightarrow \theta_1 + \theta_2 + \theta_3 = 0 \\ \frac{1}{2} \sum_{j=1}^2 \delta_{jj} + 2[\delta_{12} + \delta_{13}] = 0 \\ \frac{1}{2} \delta_{11} + \delta_{12} = 0 \\ \frac{1}{2} \delta_{22} + \delta_{12} = 0 \\ \text{et} \\ \rho_{11} + \rho_{12} = 0 \\ \rho_{21} + \rho_{22} = 0 \\ \sum_{j=1}^3 \vartheta_{1j} = 0 \end{array} \right. \quad (2)$$

2.2 Productivité totale des facteurs, efficacité technique et économie d'échelle

Mesure de la Productivité totale des facteurs

La plupart des modèles utilisés pour l'analyse de la productivité sont basés sur la supposition d'une pleine utilisation ou un équilibre de long terme et des anticipations statiques à tous les inputs. Plus spécifiquement, ces modèles sont typiquement basés sur la supposition que les firmes utilisent généralement les combinaisons technologiques et économiques efficaces. Ainsi, la croissance de productivité peut être représentée par $\varepsilon_{ft} = \partial LnY / \partial t$, où Y_i est l'output défini par la fonction de production $Y = f(x)$, et t représente l'état technologique, ou par $\varepsilon_{Ct} = -\partial LnC / \partial t$, où C est le coût total (Baldwin *et al.*, 2013; Gu et Wang, 2013).

Le changement du coût total, à partir du progrès technique, représenté par dLn/dt , est caractérisé par la réponse totale des inputs variables et fixes aux niveaux d'équilibre de long terme.

$$\frac{\dot{C}}{C} = \frac{dLnC}{dt} = \frac{1}{C} \left[\frac{dC}{dt} \Big|_{X_m=\bar{X}_m} + \sum_m \frac{\partial C}{\partial X_m} \frac{dX_m}{dt} \right] \tag{3}$$

Ceci est une élasticité coût de long terme analogue au prix de long terme et l'élasticité d'output.

Le concept d'élasticité joue un rôle central dans les modèles économétriques en raison de sa propriété synthétisante. D'un point de vue méthodologique, l'élasticité pourrait n'apparaître, comme un sous-produit avec un même titre, qu'avec les coefficients estimés des équations. La forme logarithmique de la fonction du coût Translog facilite l'imposition des contraintes et le calcul des élasticités, afin d'expliquer les impacts des prix des facteurs de production sur les coûts de la demande, et la quantité d'output et du capital à l'équilibre.

Pour les élasticités de substitution entre les facteurs variables de production notées ESA (Élasticités de Substitution d'Allen), on note σ_{ij} et σ_{ii} l'élasticité-prix croisée ou l'élasticité de la demande de bien i suite au changement du prix du bien j , et l'élasticité-prix directe, respectivement. En effet, $\sigma_{ij} = \frac{\partial LnX_i}{\partial Ln p_j} = \frac{\partial X_i}{\partial p_j} \frac{p_j}{X_i}$ et $\sigma_{ii} = \frac{\partial LnX_i}{\partial Ln p_i} = \frac{\partial X_i}{\partial p_i} \frac{p_i}{X_i}$, donc,

$$\sigma_{ij}^{CT} = \frac{\delta_{ij} + S_i S_j}{S_i \times S_j} \quad \text{et} \quad \sigma_{ii}^{CT} = \frac{\delta_{ii} + S_i^2 - S_i}{S_i^2} \tag{4}$$

Comme nous avons vu précédemment, le terme de l'efficience technique est basé principalement sur les travaux de Farrell (1957) où il a essayé de trouver une mesure de cette dernière en se basant sur la définition formelle de Koopmans. En effet, dans cette sous-section, on met l'accent sur les méthodes de mesure de l'efficience technique basées sur les travaux de Jondrow *et al.* (1982) où on observe qu'il existe deux types de mesure tels que la méthode de SFA et la méthode des moments.

Dans ce qui suit, nous nous penchons sur l'efficience technique, c'est-à-dire, sur la capacité à produire le plus possible à partir de quantités fixes d'inputs. Farrell (1957) fut le premier à concevoir l'efficience d'une firme comme étant le produit de deux composantes : l'efficience technique qui reflète l'habileté d'une firme à obtenir le maximum d'output à partir d'une quantité d'inputs donnée, et puis l'efficience allocative qui reflète l'habileté de la firme à utiliser ses inputs dans des proportions optimales au regard de leurs prix respectifs. Un terme d'er-

reur aléatoire v est ajouté dans la relation (1). Nous obtenons ainsi un modèle à erreur composée :

$$CT = f(x, \beta) + (v + u) \tag{5}$$

avec $u \geq 0$ et $-\infty \leq v \leq +\infty$. v représente l'écart dû aux aléas qui influencent la production et qui ne sont pas directement sous le contrôle du gestionnaire. Par ailleurs, v et u sont indépendants l'un de l'autre ainsi que de x . On peut re-paramétriser la relation (5) comme suit :

$$y_i = \beta'_0 + \sum \beta_j x_{ij} + \varepsilon'_i \tag{6}$$

avec $\beta'_0 = (\beta_0 - \mu)$ et $\varepsilon'_i = v_i - (u_i - E(u_i)) = v_i - (u_i - \mu) = \varepsilon_i + \mu$.

Pour estimer les efficacités techniques à partir (6), il faut spécifier une distribution particulière pour chacun des termes d'erreur. On peut tout d'abord estimer μ par la méthode des moments et, par la suite, β_0 (Aigner *et al.*, 1977). En effet, à partir du vecteur résiduel $\hat{\varepsilon}'$ de (6), on peut obtenir une estimation des moments d'ordre deux ($\hat{\mu}^2$) et trois ($\hat{\mu}^3$) et donc de $\hat{\sigma}_u^2$ et $\hat{\sigma}_v^2$. Les variances $\hat{\sigma}_u^2$ et $\hat{\sigma}_v^2$ sont estimées de manière convergente par :

$$\hat{\sigma}_u^2 = \left[\hat{\mu}_3 \sqrt{\frac{2}{\pi}} \left(\frac{\pi}{\pi - 4} \right) \right]^{2/3} \quad \text{et} \quad \hat{\sigma}_v^2 = \hat{\mu}_2 - \left(\frac{\pi - 2}{\pi} \right) \hat{\sigma}_u^2 \tag{7}$$

L'estimation des moments centrés est donnée par les formules suivantes :

$$\mu_2 = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon})^2 \quad \text{et} \quad \mu_3 = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon})^3 \tag{8}$$

qui correspondent à l'équation de moment de Schmidt et Lovell (1979) suivante :

$$\mu_2 = \frac{\pi - 2}{\pi} \sigma_u^2 + \sigma_v^2 \quad \text{et} \quad \mu_3 = \sqrt{\frac{2}{\pi}} \left(\frac{4}{\pi} - 1 \right) \sigma_u^3 \tag{9}$$

Selon Jondrow *et al.* (1982), les inefficacités de coût sont estimées par la moyenne de la distribution conditionnelle de u_{it} sachant ε_{it} , en utilisant l'expression suivante :

$$E(u_{it} | \varepsilon_{it}) = \left(\frac{\sigma_u \sigma_v}{\sigma} \right) \left[\left(\frac{\phi \left(\frac{\varepsilon_{it} \lambda}{\sigma} \right)}{\Phi \left(\frac{\varepsilon_{it} \lambda}{\sigma} \right)} \right) + \frac{\varepsilon_{it} \lambda}{\sigma} \right] \tag{10}$$

où $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$, $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$, et $\phi \left(\frac{\varepsilon_{it} \lambda}{\sigma} \right)$ et $\Phi \left(\frac{\varepsilon_{it} \lambda}{\sigma} \right)$ sont les fonctions de densité de la probabilité normale standard et de répartition respective.

Calcul de l'élasticité d'échelle et l'inefficience d'échelle

L'élasticité d'échelle de la fonction de coût (à savoir, les économies d'échelle) se réfère à l'augmentation proportionnelle des coûts résultant d'une légère augmentation proportionnelle du niveau de l'output (l'élasticité du coût total par rapport à l'output).

Dans l'échantillon les élasticités d'échelle sont calculées comme dans Mester (1996) et Altunbaş et Chakravarty (1998) et sont évalués au niveau de l'output moyen, prix des inputs et de la qualité des actifs. Le degré d'élasticités d'échelle est donné par la somme des élasticités de coûts individuels. Pour le cas de la fonction de coût Translog, la mesure des économies d'échelle globales (EE) est donnée par l'élasticité des coûts suivants en différenciant la fonction de coût par rapport aux deux outputs.

Cela nous donne :

$$EE = \sum_{i=1;3} \frac{\partial LnCV}{\partial LnY_i} = \sum_{i=1;3} S_i \tag{11}$$

Si *EE* calculée est inférieure à 1, alors les rendements d'échelle sont croissants, ce qui implique des économies d'échelle. D'autre part, si *EE* est égale à 1 alors nous sommes dans une situation où les rendements d'échelle sont constants. Enfin, si *EE* est supérieure à 1 alors les rendements d'échelles sont croissants.

Evanoff et Israilevich (1995) ont constaté que la comparaison des économies d'échelle (élasticités échelle) avec l'inefficience-X est trompeuse, car le premier est une élasticité et la deuxième est une mesure relative de l'efficacité. Alors que de nombreux auteurs comparent les économies d'échelle et l'inefficience-X, Evanoff et Israilevich suggèrent qu'il faut calculer les inefficiences d'échelle pour des comparaisons précises.

La mesure de l'élasticité d'échelle, $\varepsilon = \partial LnC / \partial LnY$, est une élasticité associée à un niveau d'output particulier et indique la variation relative du coût associé à un changement d'échelon de ce niveau de production. L'inefficience d'échelle *IE*, d'autre part, peut être mesurée comme le coût agrégé des *N* firmes inefficientes ($\varepsilon \neq 1, 0$) par rapport au coût d'une seule firme efficace ($\varepsilon = 1, 0$). Ainsi, $IE = [N \times C_I / C_E] - 1, 0$, où *C_I* et *C_E* sont le coût de production dans les firmes inefficientes efficaces, respectivement.

Par conséquent, les deux concepts diffèrent parce que l'élasticité est liée à des changements progressifs de la production, et l'inefficience est liée à la variation de la production nécessaire pour produire à l'efficacité d'échelle minimale. La mesure de l'inefficience est généralement associée à des changements de production beaucoup plus importante, car elle mesure la différence de coût total moyen ou à des niveaux d'output distincts.

En outre, les économies réalisées par une augmentation progressive de la production par l'échelle d'une firme inefficace sont sans importance pour la mesure de l'inefficacité puisque ce ne sont pas les économies réalisées par la production à l'efficacité d'échelle.

Compte tenu de la simple représentation suivante pour la fonction de coût :

$$\ln C = a + b \times \ln Y + 0,5 \times c \times (\ln Y)^2 \quad (12)$$

Ensuite l'élasticité d'échelle pour les firmes inefficaces est égale à $\varepsilon_I = \partial \ln C_I / \partial \ln Y_I$, d'autre part l'élasticité d'échelle pour les firmes efficaces vaut 1,0 par définition.

L'inefficacité d'échelle (voir Evanoff et Israilevich, 1995) peut alors être écrite comme :

$$IE = \exp [(0,5/c)(1 - \varepsilon_I)^2] - 1,0 \quad (13)$$

De là, l'inefficacité d'échelle est une fonction des première et seconde dérivées de la fonction (fonction de coût ainsi que d'autres formes fonctionnelles) par rapport à l'output (la deuxième dérivation vise à atteindre c qui est la clé pour le calcul de l'inefficacité).

En outre, si la valeur estimée de l'élasticité d'échelle est significativement différente de l'unité, cela ne signifie pas l'inefficacité d'échelle est significativement différent de zéro parce que la différence statistique de la mesure de l'élasticité d'une valeur de l'unité dépend entièrement de l'erreur type du coefficient estimé b .

2.3 Méthodes d'estimations : la méthode de la frontière stochastique

La croissance de la productivité totale des facteurs de production dépend de l'évolution de l'efficacité technique et allocative, du progrès technique et aussi des changements des rendements d'échelle (Kumbhakar et Lovell, 2003). D'où, on distingue que la mesure de la PTF dépend principalement de deux concepts : la première est le progrès technique « changement technique » et la seconde de l'efficacité technique, l'intérêt de mesure de cette dernière se trouve son origine dans le travail de Farrell (1957) qui représente à la première fois le concept de frontière de la production.

Concernant la frontière de production, la littérature distingue deux grandes approches selon la façon dont elle est estimée. Il s'agit des approches à frontières déterministes et des approches à frontières stochastiques. L'approche paramétrique de la frontière de production a pour objectif une décomposition plus variée en termes d'analyse des sources de la productivité globale des facteurs. (Sharma, 2003; Kumbhakar et Lovell, 2003; Tzouvelekas *et al.*, 1999; Lachaal, 1998)

La méthode de la frontière stochastique a été traitée la première fois par Aigner *et al.* (1977), Meeusen et van Den Broeck (1977) et améliorée par la suite avec Jondrow *et al.* (1982). On peut dire que l'approche de la frontière stochastique est la plus dominante. Cette approche postule que le terme d'erreur est composé en deux parties indépendantes, une erreur aléatoire qui capte les inefficacités techniques et une erreur aléatoire qui prend en compte les autres erreurs du modèle. Cette méthode permet de répondre au biais de simultanéité et l'analyse de la frontière stochastique, en introduisant une autre variable aléatoire qui représente le bruit statistique, afin d'isoler le terme d'erreur purement aléatoire.

En outre, le terme d'erreur est décomposé en deux éléments : une composante stochastique symétriquement distribuée absorbant le bruit statistique et l'autre une composante stochastique avec une distribution inégale représentant l'inefficience technique. L'avantage de cette méthode est de tenir compte du fait que la performance des firmes peut être modifiée par des facteurs qui sont hors de leur contrôle. On peut dire que lorsqu'on utilise ce type de méthode, on se trouve également confronté à la difficulté d'avoir à traiter le cas d'entreprises qui produisent plusieurs biens.

3. ANALYSE EMPIRIQUE

Notre objectif est d'analyser la performance du secteur bancaire à travers l'analyse de l'efficacité des banques commerciales tunisiennes. La première remarque qu'on peut donner sur ce sujet est qu'il n'y a pas une unanimité sur la définition explicite et les mesures des inputs et des outputs d'une banque. D'une façon générale, chaque définition d'input et de production porte avec elle un ensemble particulier de concepts bancaires qui influencent et limitent l'analyse des caractéristiques de la production de cette industrie.

3.1 Description des données

Notre échantillon est décomposé de 11 banques commerciales tunisiennes qui sont : Banque de l'Habitat (BH), Banque Nationale Agricole (BNA), Société Tunisienne de Banque (STB), Banque de Tunisie (BT), Amen Bank (AMEN), Banque Internationale Arabe de Tunisie (BIAT), Banque de Tunisie et des Émirats (BTE), Arab Tunisian Bank (ATB), Attijari Bank (ATTIJARI), Union Bancaire pour le Commerce et l'Industrie (UBCI), Union Internationale de Banques (UIB). Les données sont étalées de 2005 à 2014.

Pour des raisons différentes, le secteur bancaire et la période couverte dans l'échantillon sont pertinents. Tout d'abord, en dépit de l'activité importante de fusion qui a eu lieu, les banques ont des tailles très hétérogènes. En outre, elles ont fait face à une réduction considérable et significative dans les résultats financiers de quelques banques. Enfin, à la suite de la déréglementation du secteur bancaire, les banques tunisiennes ont suivi une stratégie de croissance dans la gamme des produits et dans le nombre d'agences ouvertes. Cette stratégie a créé un problème

de capacité excédentaire. En bref, nous avons un secteur où les stratégies de croissance concernant la taille ont conduit à une situation d'inefficience de capacité causée par un excès d'investissement dans le capital physique, comme illustré dans le tableau 2.

TABLEAU 2

ÉVOLUTION MOYENNE DE LA TAILLE DE LA BRANCHE BANCAIRE DANS LA PÉRIODE ANALYSÉE

Variables	2005	2010	2014	Global	Taux de croissance (%)
Y_1	1 479 587,06	2 348 552,45	2 585 169,63	2 179 715,22	0,75
Y_2	242 442,727	360 626,891	479 087,219	358 494,215	0,98
P_1	26,8930155	38,6271055	55,7163864	39,7715925	1,07
P_2	0,55352636	0,63125909	0,63379545	0,59069364	0,15
P_3	0,06114182	0,03179091	0,04050636	0,03910136	-0,34
CT	104 159,231	144 809,727	182 681,39	144 019,468	0,75
$BankRisk$	0,01619819	0,01061177	0,01052146	0,01526026	-0,35
$LEQT$	5,22084405	5,38573367	5,40636013	5,34618654	0,04
GPD	3 218	3 848	4 016	3 711,2	0,25
HHI	0,11435204	0,10938271	0,10787917	0,11149166	-0,06

Le tableau 2 résume l'évolution moyenne des différentes variables, dont les crédits et le capital physique. La hausse de l'ensemble des outputs est également claire. En bref, cette tendance implique une augmentation de la qualité des services fournis (étant plus proche des clients et étendant la quantité des services fournis) et illustre aussi à quel point le branchement a évolué au fil du temps.

Compte tenu de la disponibilité des données en Tunisie nous retenons l'approche d'intermédiation. Selon cette optique, seuls les crédits (et plus généralement l'ensemble des actifs) sont considérés comme des outputs tandis que les dépôts (plus généralement l'ensemble des capitaux empruntés) sont intégrés dans la liste des inputs. Le coût total (coûts opératoires + charges d'intérêts) est alors retenu comme variable de mesure du coût.

3.2 Estimations et interprétations de la fonction coût

L'estimation des paramètres du modèle translogarithmique multiproduit a donné les résultats présentés dans le tableau 4.

À partir des estimations ci-dessus, nous constatons plusieurs variables du modèle significatives. En effet, nous observons la significativité des deux outputs et du facteur travail. En outre, il existe une interaction significative entre les deux outputs. Par ailleurs, nous constatons la non significativité des composantes tendanciennes à l'exception à celle du deuxième output (ϕ_{12}). Il faut signaler que notre modèle est estimé en supposant une distribution semi-normale de l'inefficience technique ($\mu = 0$).

À propos des variables auxiliaires, les estimations de la fonction de coût Translog avec la méthode SFA a généré la significativité de la variable risque (*bsr*) où elle exerce un effet positif important sur les dépenses totales. De même, il existe des impacts positifs et significatifs de la croissance économique du pays et l'indice de concentration sur les charges globales. Au total, notre modèle est globalement significatif du fait que les deux variances des résidus σ_u^2 et σ_v^2 sont largement significatifs et nous permettent d'estimer les scores d'efficacité.

Sur la base des résultats trouvés ci-dessus de la fonction coût Translog, nous passons à l'estimation des différents indices de performance tels que l'efficacité technique, le progrès technique et l'efficacité d'échelle des 11 banques durant la période 2005-2014.

Il est très important d'interpréter nos résultats en termes d'élasticité. En effet, à long terme, l'élasticité de substitution de σ_{KK} a obtenu un effet positif important de 3,18 qui suit la hausse du capital à long terme puisqu'il est supposé comme étant un facteur quasi fixe. De même, l'autre input variable (travail) par rapport au capital σ_{LK} est positif de valeur de 0,93 ; qu'il signifie que l'impact de travail sur le capital est important (voir figure 1).

À court terme, on peut trouver l'évidence d'une complémentarité significative entre le capital et le travail. D'autre part, la sensibilité de la capacité de production de court terme suite à une croissance du prix de travail est positive. L'augmentation du prix de travail tend ainsi à augmenter énormément la demande du capital à long terme (94,1 %).

4.3. Estimations et interprétations de l'efficacité technique

Une fonction de coût, sous sa forme la plus générale, établit une relation entre les « inputs » et les « outputs ». Elle peut être aussi conçue comme une frontière, celle du possible pour une entreprise ou toute autre unité de décision. Nous pouvons dire que les unités les plus performantes vont servir de modèles aux autres. La performance de chaque année est évaluée par rapport aux bonnes pratiques observées. Les scores d'efficacité sont donc des mesures de la performance relative. Un accroissement de l'efficacité moyenne à l'intérieur d'une année donnée veut dire que les années les plus mauvaises se rapprochent des meilleures. Les scores d'efficacité ne sont pas des indicateurs de la performance absolue.

Pour dépasser l'insuffisance des premières frontières dites déterministes, Aigner *et al.* (1977), Battese et Corra (1977), Moeusen et van den Broeck (1977) ont simultanément développé des méthodes de frontières stochastiques (SFA). L'approche de frontière stochastique décompose le terme d'erreur en une composante d'inefficacité- X et en une composante d'erreur aléatoire représentant les erreurs de mesure et les chocs exogènes. Pour mieux comprendre, nous faisons l'approche stochastique (SFA) et notre analyse peut être décomposée en deux composantes : l'une variable et l'autre fixe.

TABLEAU 3

ESTIMATION DE LA FONCTION DE COÛT TRANSLOG : DISTRIBUTION SEMI-NORMALE DE L'INEFFICIENCE TECHNIQUE

Variabiles	Valeur	Écart-Type	t-statistique	p-value
α_0	5,344	6,495	0,82	0,411
β_1	-2,792	0,563	-4,95	0,000
β_2	1,300	0,333	3,90	0,000
θ_{13}	1,367	0,393	3,48	0,001
θ_{23}	0,701	0,333	0,21	0,832
α_i	0,005	0,091	0,05	0,960
γ_{11}	0,345	0,039	8,96	0,000
γ_{22}	0,008	0,022	0,38	0,706
γ_{12}	-0,108	0,024	-4,54	0,000
δ_{11}	-0,044	0,040	-1,10	0,271
δ_{22}	-0,052	0,021	-2,49	0,013
δ_{12}	-0,005	0,021	-0,21	0,833
α_{it}	2,0e - 4	0,003	0,07	0,946
ρ_{11}	-0,041	0,01	-1,31	0,189
ρ_{12}	-0,004	0,029	-0,14	0,891
ρ_{21}	0,011	0,025	0,48	0,613
ρ_{22}	0,027	0,021	1,32	0,188
φ_{11}	-0,009	0,006	-1,59	0,112
φ_{22}	0,010	0,004	2,46	0,014
ϑ_{11}	-0,006	0,007	-0,81	0,420
ϑ_{12}	-0,005	0,005	-1,01	0,311
<i>LEQT</i>	0,049	0,036	1,35	0,177
<i>Bank Risk</i>	5,544	1,843	3,01	0,003
<i>HHI</i>	1,250	0,473	2,64	0,008
<i>LGDP</i>	1,189	0,376	3,16	0,002
η	0,034	0,014	2,55	0,011
σ^2	0,189	0,079		
γ	0,972	0,013		
σ_u^2	0,184	0,079		
σ_v^2	0,006	0,001		

Le tableau 6 présente l'évolution annuelle moyenne des efficacités techniques des banques tunisiennes entre 2005 et 2014. En effet, d'après la figure 2, il existe une tendance annuelle pour toutes les banques tunisiennes. Après une augmentation continue au cours des premières années d'étude, le niveau d'efficacité a atteint un niveau moyen d'efficacité de 81,3 %. L'augmentation de l'efficacité des banques commerciales est due essentiellement aux actions de restructuration et des réformes financières.

Une forte observation montre également d'après le tableau 5, que les banques privées enregistrent des scores d'efficacités les plus élevées, avec une moyenne sectorielle de l'ordre de (81,3 %). Ce résultat est conforme à celui de Cook *et al.* (2001) ayant reporté que les banques privées sont plus efficaces que les banques publiques. L'explication d'un tel résultat pourrait être la suivante : les banques publiques sont généralement des entités créées essentiellement pour promouvoir des priorités politiques. En outre, ces banques ont été pour longtemps obligées

TABLEAU 4
ANALYSE DESCRIPTIVE DES DIFFÉRENTES ÉLASTICITÉS

Désignation	σ_{LL}	σ_{KK}	σ_{LK}
Moyenne	0,618	3,205	0,941
Écart-Type	0,125	0,469	0,024
Minimum	0,215	1,545	0,857
Maximum	0,859	3,832	0,977

d'allouer un pourcentage fixe de leurs dépôts pour prêter aux secteurs prioritaires et se sont ainsi trouvées avec un volume important de crédits non performants, dans leurs bilans.

Les résultats montrent que les efficacités moyennes par banque varient entre (29,4 %) et (97,2 %). De ce fait nous pouvons dire que les écarts d'efficience entre les banques commerciales sont élevés.

En diagnostiquant l'analyse descriptive du tableau 6, nous remarquons que l'efficience technique est passée de 23,9 % à 97,6 %, ce qui donne une moyenne globale de 70,1 % avec un écart-type de 0,6 %. La hausse en termes d'efficience est très significative est due essentiellement aux grands rendements des sociétés présentés par l'évolution du progrès technique (voir figure 3) et de l'inefficience d'échelle (voir figure 4).

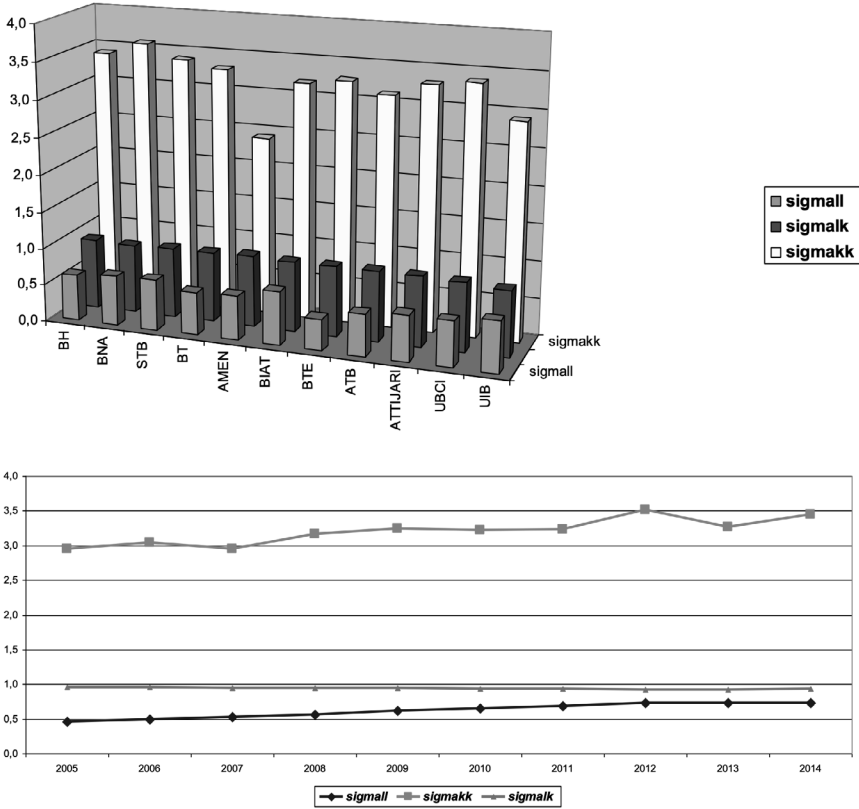
TABLEAU 5
COMPARAISON DES NIVEAUX D'EFFICIENCE MOYENNE PAR BANQUE

Banques	Type	Moyenne	Écart-type	Min	Max
AMEN	Privé	0,963	0,004	0,957	0,968
BIAT	Privé	0,959	0,004	0,952	0,965
STB	Publique	0,940	0,006	0,931	0,949
BNA	Publique	0,931	0,007	0,920	0,941
ATTIJARI	Privé	0,921	0,007	0,909	0,932
BH	Publique	0,896	0,010	0,880	0,910
UIB	Privé	0,850	0,014	0,828	0,871
ATB	Privé	0,775	0,019	0,744	0,805
UBCI	Privé	0,748	0,021	0,713	0,780
BT	Privé	0,671	0,026	0,628	0,711
ATTIJARIWafa	Privé	0,620	0,029	0,573	0,664

Malgré que la période d'étude a connu des événements qui ont influencé négativement la politique du système financier, tel que celui de 2006/2007 (crise des *subprimes*) et la révolution tunisienne (2011), ces évènements n'ont pas porté un impact sur l'évolution de l'efficience technique.

D'après l'évolution du progrès technique ci-dessus, nous enregistrons un niveau de croissance faible évalué d'une moyenne de 6,2 % avec un écart-type de

GRAPHIQUE 1
ÉVOLUTION DES DIFFÉRENTES ÉLASTICITÉS



0,5 %. Il est important de signaler que la sous-utilisation des facteurs de production (capital physique et financier) est très considérable. Cette sous optimalité a eu de mauvaises répercussions sur la bonne gestion de la politique décisionnelle des banques utilisées.

Par ailleurs, et d’après la figure 4 de l’inefficience d’échelle, suite à la hausse du rythme de croissance des institutions bancaires, la majorité a réussi à minimiser les inefficiences d’échelle pour passer de 9,5 % à 1,5 % avec une moyenne globale de 6,2 % et surtout à partir de 2010 avant d’observer un retour à l’inefficience juste après la révolution.

Cette baisse d’inefficience due essentiellement à l’amélioration des rendements d’échelle entre 2005 et 2014 où les estimations montrent deux phases. La première entre 2005 et 2008 où les rendements sont supposés décroissants

GRAPHIQUE 2
LA VALEUR MOYENNE DE L'EFFICIENCE PAR PÉRIODE

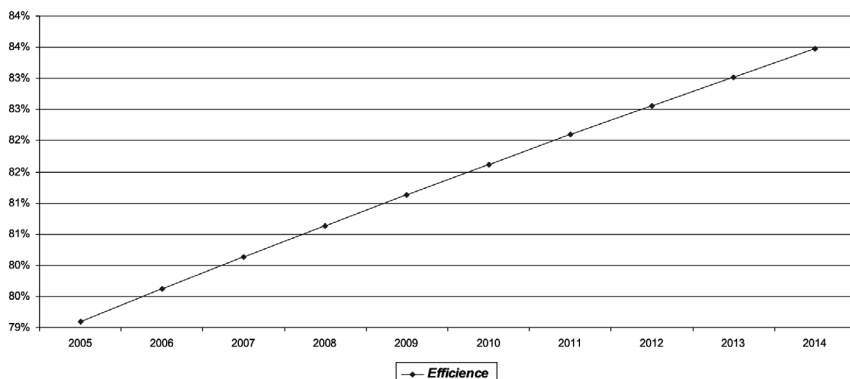


TABLEAU 6
ANALYSE DESCRIPTIVE DES DIFFÉRENTS INDICATEURS (EN %)

Désignation	Effizienz technique	Ineffizienz d'échelle	Économie d'échelle	Progrès technique
Moyenne	81,3	22,9	57,1	5,4
Écart-type	19,7	15,3	12,4	0,6
Minimum	23,9	10,1	29,6	3,7
Maximum	96,8	89,9	86,0	7,8

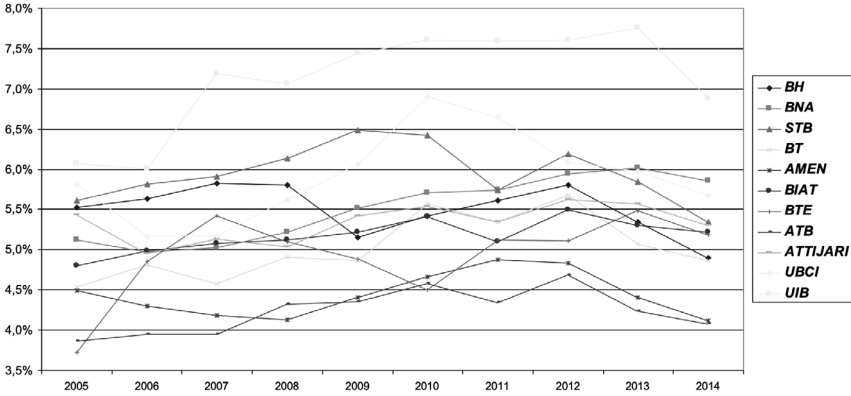
(RE < 1) et une deuxième de 2009 jusqu'à 2014 où les rendements deviennent croissants (RE > 1).

L'analyse du coût et du coefficient d'effizienz technique montre que le système bancaire tunisien est plus sensible aux variations de prix. Toutefois, la variation simultanée des prix du capital et de travail n'a d'effet conjugué que sur les différentes années. Certes, l'effet positif du capital financier sur la valeur ajoutée permet d'atténuer l'effet négatif de l'augmentation des risques et de volatilité du système financier. La résultante de ces deux mesures engendre un effet négatif sur le système financier par une réduction du profit.

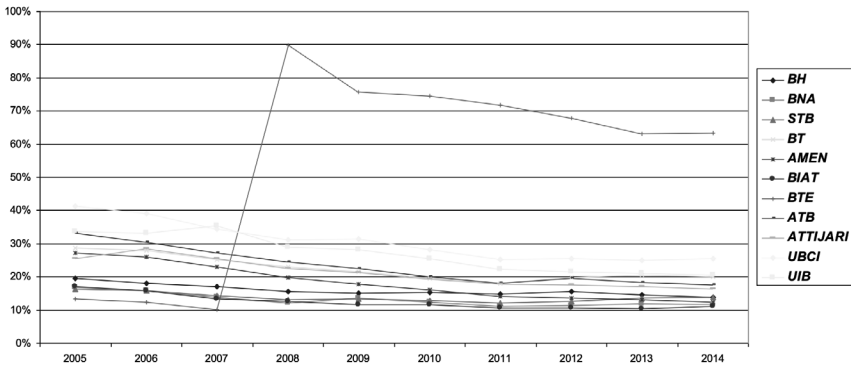
Les résultats d'estimation de l'effizienz coût des banques commerciales tunisiennes estimés à partir du modèle translogarithmique multiproduit affichent une tendance croissante tout au long de la période (2005-2014). En effet, le niveau moyen d'effizienz est passé de 62 % (ATTIJARI) à 96,3 % (AMEN). Cette nette amélioration de l'effizienz du secteur bancaire tunisien peut s'expliquer par les actions de restructuration et de modernisation qui ont été entreprises par les autorités monétaires pour libéraliser le système bancaire en Tunisie. Cependant cette

tendance n'est pas continue au cours du temps comme le montrent les résultats précédents.

GRAPHIQUE 3
ÉVOLUTION DU PROGRÈS TECHNIQUE



GRAPHIQUE 4
ÉVOLUTION DE L'INEFFICIENCE D'ÉCHELLE



3.3 Estimations et interprétations de la source d'inefficience

Pour analyser l'impact des variables de la structure bancaire sur l'inefficience, nous contrôlons les facteurs spécifiques bancaires et les facteurs environnementaux du pays. Dans cette étude, nous avons retenu quelques variables qui semblent

mieux expliquer l'activité des banques tunisiennes. Ainsi, nous modélisons l'inefficience bancaire par la forme dynamique suivante :

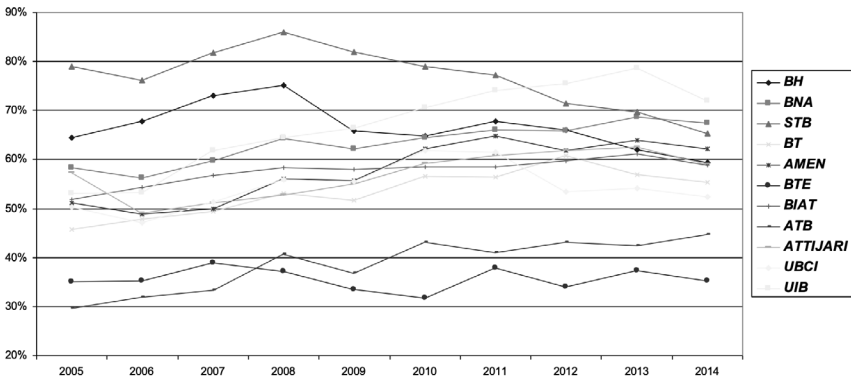
$$INEFF_{it} = \rho INEFF_{it-1} + \beta_0 + \beta_1 RISK_{it} + \beta_2 ROA_{it} + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 SHARMAR + \beta_5 SUBPRIME_{it} + \beta_6 REVOLUTION_{it} + v_i + \varepsilon_{it} \tag{14}$$

où

- INEFF : représente l'inefficience bancaire ;
- RISK : représente le risque de crédit ;
- ROA : un indice de rentabilité « *Return on Assets* » ;
- SIZE : représente la taille mesurée par le logarithme du total actif ;
- SHARMAR : représente la part de marché en termes de dépôt mesurée par le total crédit par banque par rapport au total crédits accordés par l'ensemble des banques de notre échantillon ;
- SUBPRIME : variable dummies représentant la période de la crise *sub-primes* égale à 1 pour 2008 et 2009 et 0 ailleurs ;
- REVOLUTION : variable dummies représentant la période de révolution tunisienne de 2011 égale à 1 de 2011 jusqu'à 2014 et 0 ailleurs.

GRAPHIQUE 5

ÉVOLUTION DE L'ÉCONOMIE D'ÉCHELLE



Dans toutes les estimations, nous supposons que v_i et ε_{it} sont indépendantes sur toutes les périodes et pour chaque banque i . Le terme v_i représente les effets spécifiques à la banque qui sont censés être indépendants et identiquement distribués sur les différentes banques. Et ε_{it} est également indépendant et identiquement distribué.

Nous estimons le modèle à l'aide d'un estimateur de la méthode des moments généralisée (MMG) développée par Arellano et Bond (1991). Nous présentons

les statistiques pertinentes pour les tests d'autocorrélation et de validité des instruments (test de Sargan), la statistique de Hansen pour tester l'hypothèse nulle de validité des instruments (test de suridentification) ainsi que les estimations de coefficient aux tableaux 8. Nous admettons l'estimateur GMM en système.

La première étape consiste à vérifier si la spécification est en accord avec le principe d'homoscédasticité, autrement dit de savoir si l'on a le droit de supposer que le modèle théorique étudié est parfaitement identique pour toutes les banques, ou au contraire s'il existe des spécificités propres à chaque banque pouvant entraîner des coefficients différents en relation notamment avec des variables omises.

Ainsi, nous avons testé la présence d'une hétéroscédasticité par la méthode de White où la statistique de Khi-deux enregistre une valeur de 238,2 avec une probabilité nulle. Ce qui prouve que notre échantillon montre une forte hétérogénéité ce qui nous amène à la corriger par l'option « robust » avec le logiciel STATA 13.1.

Pour l'estimateur GMM *system*, les statistiques de diagnostic sont favorables. Le test de sur-identification de Hansen ne rejette pas la validité des instruments utilisés et le test d'Arellano et Bond ne rejette pas l'autocorrélation à l'ordre 1 et 2.

Les résultats de la régression effectuée avec la méthode du GMM *system* en panel dynamique confirme l'effet positif et significatif de l'inefficience retardée. Les résultats montrent aussi qu'il existe une relation positive et significative entre le risque du crédit et la taille des banques sur l'inefficience.

TABLEAU 7

LES DÉTERMINANTS DE L'INEFFICIENCE DES BANQUES TUNISIENNES

Variables	Coefficient	Écart-type	t-statistique	p-value
<i>INEFF</i> (-1)	0,975	0,001	692,27	0,000***
<i>RISK</i>	0,006	0,003	2,02	0,046**
<i>ROA</i>	-0,210	0,089	-2,35	0,021**
<i>SIZE</i>	0,139	0,023	6,11	0,000***
<i>SHARMAR</i>	-1,966	0,219	-8,98	0,000***
<i>SUBPRIME</i>	0,022	0,012	1,83	0,068*
<i>REVOLUTION</i>	0,038	0,009	3,89	0,000***
Constante	-0,785	0,288	-2,72	0,006***
Test AR(1)	1,44			0,150
Test AR(2)	0,19			0,846
Test de Sargan	200,61			0,000***
Test de Hansen	1,33			1,00

NOTE : *** significativité à 1 %, ** significativité à 5 %, * significativité à 10 %.

Les banques les plus rentables sont les plus efficaces puisque le coefficient de ratio de rentabilité des capitaux propres (*ROA*) est significatif et négativement corrélé avec l'inefficience. Ces résultats sont confirmés par les études de Pastor

et al. (1997), Carbo *et al.* (1999) et Jackson et Fethi (2000). Ce qui montre que les meilleurs déposants et créanciers sont attirés par les banques rentables.

Les risques des crédits (*RISK*) sont positivement et significativement liés à l'inefficience technique des banques tunisiennes ce qui implique que les banques les plus inefficaces sont celles qui accordent le plus de crédits. Ce résultat est en cohérence avec la littérature (Kwan, 2006; Barr *et al.*, 2002; DeYoung et Nolle, 1996; Resti, 1997; Berger et DeYoung, 2001; Kwan *et al.*, 1995). Ces études, menées sur différents secteurs bancaires, ont démontré que la détérioration de la qualité de l'actif est la principale source de défaillance des banques.

Les banques tunisiennes devraient, donc, se concentrer davantage sur la gestion des risques de crédit, plus particulièrement les méthodes d'évaluations permettant de discriminer les « bons » des « mauvais » créanciers. Ce résultat affirme la mauvaise qualité des crédits octroyés par les banques inefficaces. Pour que les banques soient efficaces, elles doivent réviser leur politique de crédit en adoptant des méthodes d'évaluation et de notation plus sophistiquées qui permettraient de déceler à l'avance l'insolvabilité des créanciers. L'adoption de l'accord de Bâle II par les banques tunisiennes pourrait éventuellement remédier à cette situation.

Le coefficient de la part de marché (*SHARMAR*) est significatif est de signe négatif. Les banques les mieux capitalisées sont les plus efficaces ; ce résultat a été démontré par Cook *et al.* (2001). En effet, ces derniers ont développé l'effet des réformes financières sur les banques tunisiennes pendant la période 1992-1997. De même, Stavarek (2006); Isik et Hassan (2003); Kwan *et al.* (1995); Rao (2005); Casu et Girardone (2004) ont trouvé le même résultat.

La taille (*SIZE*) affecte positivement et significativement l'inefficience bancaire, ce qui signifie que les banques de grande taille sont les plus inefficaces. Donc, on peut dire que plus la taille augmente, plus le niveau de l'efficacité diminue. Les banques de petite taille connaissent des efficacités coûts moyennes plus importantes que celles réalisées par les banques de grandes tailles.

Dans le contexte tunisien, cette relation s'expliquerait par la nature de l'actionnariat plutôt que pour des arguments d'économies d'échelle. Les trois plus grandes banques tunisiennes sont publiques et n'opèrent pas toujours sous une contrainte de maximisation de profit. Cette constatation est confirmée par la relation positive qui lie l'inefficience aux banques publiques. En effet, les résultats révèlent que la structure de propriété, approximée par une variable dichotomique qui prend la valeur de 1 si la banque est privée et 0 si elle est publique, affecte négativement et significativement l'inefficience. Les banques publiques financent la plupart du temps des projets non rentables, mais qui répondent aux politiques de développement économique du pays. Salas et Saurina (2002) ont montré que les banques publiques sont obligées parfois de financer des projets risqués.

La révolution a eu des conséquences négatives sur l'efficacité bancaire. En effet, le problème du chômage et des disparités régionales ainsi que les troubles politiques et la dégradation de la situation sécuritaire (surtout les attaques terro-

ristes) ont eu des conséquences négatives sur la croissance économique et notamment sur des secteurs très sensibles tels que le secteur touristique. Le système économique tunisien est très dépendant des banques publiques et privées qui représentent presque 50 % de la capitalisation du marché financier. De même, l'investissement joue un rôle très important dans la croissance économique et notamment dans la croissance du secteur bancaire puisque ce dernier est une source de financement très utilisée par les entreprises tunisiennes. Cette révolution a entraîné aussi une aggravation des déséquilibres financiers internes et externes avec une baisse considérable des exportations et des investissements directs étrangers. Cette mauvaise ambiance a affecté négativement le climat des affaires en freinant les transactions des biens et services à l'échelle nationale et internationale. En bref, l'efficacité du secteur bancaire dépend essentiellement de la stabilité politique, économique et sociale.

CONCLUSION

Dans cette recherche, nous avons mené une analyse à deux étapes pour mesurer et expliquer l'inefficience des banques tunisiennes durant la période 2005-2014. Pendant ces années, le secteur bancaire a été fragilisé par une conjoncture économique défavorable qui a donné des conséquences négatives sur la rentabilité du secteur bancaire. Les banques publiques tunisiennes souffrent de plusieurs problèmes de gestion et plus précisément de gouvernance. Ces banques publiques sont gérées comme une entreprise publique et non pas comme des institutions financières. Notre travail montre que les banques privées, qui ont une taille plus faible, sont plus efficaces que les banques publiques. Les créances douteuses constituent l'handicap majeur de l'inefficience des banques publiques puisqu'elles occupent le taux de 25 %, alors que pour les banques privées, ce taux ne dépasse pas le taux de 12 %.

Le problème d'asymétrie d'information a une grande influence sur la rentabilité du secteur bancaire. Le banquier doit accentuer le contrôle et la surveillance de l'entreprise et couper ses concours ou ses crédits en cas de non-respect des conditions du contrat des crédits. On peut dire que le banquier ne doit pas être un simple intermédiaire, il doit être aussi un gestionnaire de patrimoine et un conseiller de la clientèle.

Ce sont surtout les banques publiques qui sont les plus touchées de la qualité de leurs actifs ainsi que de graves problèmes de gouvernance. Les banques publiques sont la plupart du temps menacées par le problème des créances douteuses. En effet, le pouvoir public est le premier responsable de ce problème puisque les crédits non performants octroyés répondent à des objectifs de développement économique et social du pays. Les trois banques publiques ont une grande responsabilité concernant la croissance économique du pays puisque 42 % des fonds sont réservés au financement de l'économie tunisienne. De plus, les banques publiques sont les premiers partenaires des entreprises publiques qui sont en grande partie déficitaires, surtout après la révolution tunisienne.

Pour résoudre les problèmes de l'inefficience des banques publiques, il faut améliorer la gestion de crédit en évaluant le risque et en assurant le suivi des projets financés. On doit donc réduire les créances non performantes en renforçant les procédures de contrôle de l'activité de crédit. Le gouvernement tunisien a le choix entre deux stratégies pour réduire l'inefficience des banques publiques. La première stratégie consiste à fusionner les trois banques publiques : une seule banque publique capable de financer l'économie du pays avec des normes de gestion beaucoup plus prudente vis-à-vis du risque. La deuxième stratégie consiste à privatiser les banques publiques.

Les stratégies de fusion et de consolidation sont devenues plus dynamiques ces dernières années. Plusieurs banques étaient à la recherche de partenaires pour étendre leurs activités au marché bancaire. L'objectif essentiel de la stratégie de fusion est la formation d'une union solide capable de dominer et de renforcer sa place dans le secteur bancaire et de bénéficier de certains avantages tels que les économies d'échelle. Le premier objectif de la stratégie de fusion des trois banques publiques tunisiennes est la construction d'une puissance capable de mieux résister aux chocs économiques et financiers. Parmi les objectifs de la stratégie de fusion, on trouve l'augmentation des parts de marché, la diversification des activités, l'économie d'échelle et de gamme, la minimisation du risque en construisant un système informationnel plus élargi et le gain d'efficience.

BIBLIOGRAPHIE

- AIGNER, D., C. K. LOVELL et P. SCHMIDT (1977) : « Formulation and estimation of stochastic frontier production function models », *Journal of econometrics*, 6(1), 21–37.
- ALTUNBAŞ, Y. et S. P. CHAKRAVARTY (1998) : « Efficiency measures and the banking structure in Europe », *Economics Letters*, 60(2), 205–208.
- ARELLANO, M. et S. BOND (1991) : « Some tests of specification for panel data : Monte Carlo evidence and an application to employment equations », *The review of economic studies*, 58(2), 277–297.
- AUGROS, J.-C. et M. QUERUEL (2000) : *risque de taux d'intérêt et gestion bancaire*. Economica.
- BALDWIN, J. R., W. GU ET AL. (2013) : *Mesure de la productivité multifactorielle à Statistique Canada*. Statistique Canada, Division de l'analyse économique.
- BARR, R. S., K. A. KILLGO, T. F. SIEMS, S. ZIMMEL ET AL. (2002) : « Evaluating the productive efficiency and performance of US commercial banks », *Managerial Finance*, 28(8), 3–25.
- BATTESE, G. E. et G. S. CORRA (1977) : « Estimation of a production frontier model : with application to the pastoral zone of Eastern Australia », *Australian journal of agricultural economics*, 21(3), 169–179.

- BEN NACEUR, S. (2003) : « The determinants of the Tunisian banking industry profitability : Panel evidence », *Universite Libre de Tunis working papers*, 11(3), 317–319.
- BERGER, A. N. et R. DEYOUNG (2001) : « The effects of geographic expansion on bank efficiency », *Journal of Financial Services Research*, 19(2-3), 163–184.
- CARBO, S., E. GARDENER et J. WILLIAMS (1999) : « Efficiency and Technical Change in the European Savings Bank Sector », dans *Annual Seminar of the European Association of University Teachers of Banking and Finance (Lisbon, 2-3 September 1999)*.
- CASU, B. et C. GIRARDONE (2004) : « Large banks' efficiency in the single European market », *The Service Industries Journal*, 24(6), 129–142.
- CHAFFAI, M. et M. DIETSCH (1998) : « Productive efficiency performances of Tunisian and Moroccan banks : an econometric analysis using panel data », dans *Article présenté à la 4ème conférence annuelle de l'ERF, Beirut*, pp. 7–9.
- CHAFFAI, M. E. et M. DIETSCH (1999) : « Mesures de l'efficacité technique et de l'efficacité allocative par les fonctions de distance et application aux banques européennes », *Revue économique*, pp. 633–644.
- CHRISTENSEN, L. R., D. W. JORGENSON et L. J. LAU (1971) : « Conjugate duality and the transcendental logarithmic function », .
- (1973) : « Transcendental logarithmic production frontiers », *The review of economics and statistics*, pp. 28–45.
- CONTESSE, A. (1996) : « La maîtrise du risque de crédit sur le terrain », *Banque*, pp. 23–23.
- COOK, W. D., M. HABABOU et G. S. ROBERTS (2001) : « The effects of financial liberalization on the Tunisian Banking Industry : a non-parametric approach », *Topics in Middle Eastern and North African Economies*, 3.
- DE BANDT, O. et E. P. DAVIS (2000) : « Competition, contestability and market structure in European banking sectors on the eve of EMU », *Journal of Banking & Finance*, 24(6), 1045–1066.
- DEMIRGÜÇ-KUNT, A. et H. HUIZINGA (2001) : « The taxation of domestic and foreign banking », *Journal of Public Economics*, 79(3), 429–453.
- DEYOUNG, R. et D. E. NOLLE (1996) : « Foreign-owned banks in the United States : Earning market share or buying it? », *Journal of Money, Credit and Banking*, 28(4), 622–636.
- DIETSCH, M. (2000) : « Les surcapacités bancaires », *Bulletin de la Commission bancaire*, avril.
- DONG, Y., M. FIRTH, W. HOU et W. YANG (2016) : « Evaluating the performance of Chinese commercial banks : A comparative analysis of different types of banks », *European Journal of Operational Research*, 252(1), 280–295.
- EVANOFF, D. D. et P. R. ISRAILEVICH (1995) : « Scale elasticity versus scale efficiency in banking », *Southern Economic Journal*, pp. 1036–1046.

- FARRELL, M. J. (1957) : « The measurement of productive efficiency », *Journal of the Royal Statistical Society : Series A (General)*, 120(3), 253–281.
- GU, W. et W. WANG (2013) : *Croissance de la productivité et utilisation de la capacité dans les industries du secteur des entreprises au Canada*. Statistique Canada.
- GURU, B. K., J. STAUNTON et B. BALASHANMUGAM (2002) : « Determinants of commercial bank profitability in Malaysia », *Journal of Money, Credit, and Banking*, 17(1), 69–82.
- HIRTLE, B. (2007) : « Public disclosure, risk, and performance at bank holding companies », *FRB of New York Staff Report*, (293).
- HUANG, T.-H., C.-I. LIN et K.-C. CHEN (2017) : « Evaluating efficiencies of Chinese commercial banks in the context of stochastic multistage technologies », *Pacific-Basin Finance Journal*, 41, 93–110.
- ISIK, I. et M. K. HASSAN (2003) : « Financial deregulation and total factor productivity change : An empirical study of Turkish commercial banks », *Journal of Banking & Finance*, 27(8), 1455–1485.
- JACKSON, P. M. et M. D. FETHI (2000) : « Evaluating the efficiency of Turkish commercial banks : An application of DEA and Tobit Analysis », .
- JONDROW, J., C. K. LOVELL, I. S. MATEROV et P. SCHMIDT (1982) : « On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model », *Journal of econometrics*, 19(2-3), 233–238.
- KUMBHAKAR, S. C. et C. K. LOVELL (2003) : *Stochastic frontier analysis*. Cambridge university press.
- KWAN, S. H. (2006) : « The X-efficiency of commercial banks in Hong Kong », *Journal of Banking & Finance*, 30(4), 1127–1147.
- KWAN, S. H., R. A. EISENBEIS ET AL. (1995) : « An analysis of inefficiencies in banking », *Journal of Banking & Finance*, 19(3-4), 733–734.
- LACHAAL, L. (1998) : « Production structure characteristics and adaptations of productivity growth measures : a survey », *Cahiers d'Economie et de Sociologie Rurales (CESR)*, 48(905-2016-70126), 61–78.
- LEIBENSTEIN, H. (1978) : « X-inefficiency Xists : Reply to an Xorcist », *The American Economic Review*, 68(1), 203–211.
- MEEUSEN, W. et J. VAN DEN BROECK (1977) : « Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error », *International economic review*, pp. 435–444.
- MESA, R. B., H. M. SÁNCHEZ et J. N. R. SOBRINO (2014) : « Main determinants of efficiency and implications on banking concentration in the European Union », *Revista de Contabilidad*, 17(1), 78–87.
- MESTER, L. J. (1996) : « A study of bank efficiency taking into account risk-preferences », *Journal of banking & finance*, 20(6), 1025–1045.

- MOEUSEN, W. et J. VAN DEN BROECK (1977) : « Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error », *International Economic Review*, 18, 435-44.
- PASTOR, J., F. PEREZ et J. QUESADA (1997) : « Efficiency analysis in banking firms : An international comparison », *European Journal of Operational Research*, 98(2), 395-407.
- PHAN, H. T. M., K. DALY et S. AKHTER (2016) : « Bank efficiency in emerging Asian countries », *Research in International Business and Finance*, 38, 517-530.
- RAO, A. (2005) : « Cost frontier efficiency and risk-return analysis in an emerging market », *International Review of Financial Analysis*, 14(3), 283-303.
- RESTI, A. (1997) : « Evaluating the cost-efficiency of the Italian banking system : What can be learned from the joint application of parametric and non-parametric techniques », *Journal of banking & finance*, 21(2), 221-250.
- SALAS, V. et J. SAURINA (2002) : « Credit risk in two institutional regimes : Spanish commercial and savings banks », *Journal of Financial Services Research*, 22(3), 203-224.
- SCHMIDT, P. et C. K. LOVELL (1979) : « Estimating technical and allocative inefficiency relative to stochastic production and cost frontiers », *Journal of econometrics*, 9(3), 343-366.
- SHARMA, R. (2003) : « Barriers in using technology for education in developing countries », dans *International Conference on Information Technology : Research and Education, 2003. Proceedings. ITRE2003.*, pp. 512-516. IEEE.
- SILVA, T. C., B. M. TABAK, D. O. CAJUEIRO et M. V. B. DIAS (2017) : « A comparison of DEA and SFA using micro-and macro-level perspectives : Efficiency of Chinese local banks », *Physica A : Statistical Mechanics and its Applications*, 469, 216-223.
- STAVAREK, D. (2006) : « Banking efficiency in the context of European integration », *Eastern European Economics*, 44(4), 5-31.
- TAKTAK, S. (2010) : « Gouvernance et efficience des banques tunisiennes : étude par l'approche de frontière stochastique », *Revue Libanaise de Gestion et d'Économie*, 3(5), 143-178.
- TZEREMES, N. G. (2015) : « Efficiency dynamics in Indian banking : A conditional directional distance approach », *European Journal of Operational Research*, 240(3), 807-818.
- TZOUVELEKAS, V., K. GIANNAKAS, P. MIDMORE et K. MATTAS (1999) : « Decomposition of olive oil production growth into productivity and size effects : A frontier production function approach », *Cahiers d'Économie et de Sociologie Rurales (CESR)*, 51(905-2016-70472), 5-21.
- WILLIAMS, B. (1998) : « Factors affecting the performance of foreign-owned banks in Australia : A cross-sectional study », *Journal of Banking & Finance*, 22(2), 197-219.

ZHA, Y., N. LIANG, M. WU et Y. BIAN (2016) : « Efficiency evaluation of banks in China : A dynamic two-stage slacks-based measure approach », *Omega*, 60, 60–72.