



Munich Personal RePEc Archive

Explanatory Factors of X-Efficiency In The Tunisian Banks: A Stochastic Frontier Approach

Zaghla, Abdessalem and Boujelbene, Younes

FSEGS

February 2008

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/12437/>
MPRA Paper No. 12437, posted 31 Dec 2008 15:58 UTC

Les Facteurs Explicatifs d'Efficienc-X Dans Les Banques Tunisiennes : Une Approche De Frontière Stochastique

BOUJELBENE Younes
Maître de Conférences à la Faculté des
Sciences Economiques et de Gestion de Sfax
ZAGHLA Abdessalem
Doctorant
Unité de Recherche en Economie Appliquée –URECA- FSEG-SFAX
2007
slaeim@yahoo.fr

Résumé :

Les banques tunisiennes opèrent actuellement dans un environnement très compétitif. La viabilité à long terme de ce secteur dépend de son degré d'efficacité. Donc une étude portant sur les déterminants de l'Efficienc-X des banques tunisiennes présente un intérêt majeur.

Pour y parvenir, nous avons fait recours à une extension de l'approche de frontière stochastique appelée "SFA Amélioré" qui assume un paramètre de troncation spécifique à chaque banque.

Les résultats empiriques révèlent des différences d'efficacité prononcées selon la taille et la structure de la propriété des banques. L'efficacité moyenne des banques de petites et de moyennes tailles est significativement plus importante que celle de grandes banques. En plus, les banques publiques sont relativement plus efficaces que les banques privées.

Par la suite, nous analysons les déterminants internes du niveau de l'efficacité des banques tunisiennes. Dans ce cadre, trois résultats méritent d'être soulignés.

Premièrement, l'amélioration du niveau de l'efficacité des banques tunisiennes est plus liée à la capacité managériale plutôt qu'à la taille des banques. En plus, la prépondérance de l'activité de crédit, par rapport à d'autres outputs représente une source d'efficacité.

Deuxièmement, il existe une relation négative entre le ratio capitaux propres sur total actif et l'efficacité des banques, qui semble indiquer que celles-ci sont trop engagées dans des activités à risque.

Troisièmement, la part des crédits non performants représente une source d'inefficacité, dans la mesure où le coût d'une banque augmente avec ces types de crédits, surtout pour les banques de grandes tailles.

Mots clés : Efficienc-X, Approche de Frontière Stochastique « SFA », Banques Commerciales, Modèle Translog, Déterminants Internes.

Classification JEL : G21, G32, D21, C23.

Les Facteurs Explicatifs d'Efficienc-X Dans Les Banques Tunisiennes : Une Approche De Frontière Stochastique

I. Introduction :

Les banques tunisiennes opèrent actuellement dans un environnement très compétitif. La viabilité à long terme de ce secteur dépend de son degré d'efficacité. Donc une étude portant sur les déterminants de l'Efficienc-X des banques tunisiennes présente un intérêt majeur.

L'estimation de la productivité des banques a fait l'objet de plusieurs études, toutefois les approches employées sont multiples.

De nombreuses analyses concernent les Etats-Unis et certains pays industrialisés. Cependant rares sont les études relatives à la productivité des banques des pays en voie de développement. Parmi les 130 études recensées par Berger et Humphrey [1997] sept seulement concernent les pays en développement. Aucun des travaux retenus n'a considéré la Tunisie.

Concernant le contexte tunisien, le travail de Chaffai [1997] est le premier à avoir analysé l'efficacité des banques commerciales tunisiennes. Dans son papier, il a évalué l'expérience de la déréglementation du système bancaire tunisien et a conclu que l'efficacité totale des banques s'est accrue suite au processus libéral initié en 1986.

Une autre étude due à Chaffai et Dietsch [1998] s'est assignée l'analyse de l'évolution de l'efficacité dans le temps en Tunisie et en Maroc.

Othman Joumady [2000], a prolongé l'analyse de Chaffai et Dietsch [1998], il a adopté une démarche plus large, permettant de prendre en compte l'évolution du progrès technologique qui n'a pas manqué de faire évoluer le fonctionnement de l'activité bancaire. Ils ont montré qu'en Tunisie, les banques commerciales sont plus efficaces que les banques de développement. Ils ont toutefois conclu qu'en l'absence d'un contexte concurrentiel, il n'y a pas de tendance nette de l'évolution de l'efficacité sur la période 1989-95.

Cette revue de la littérature empirique sur le secteur bancaire tunisien, est focalisée sur la mesure de l'Efficienc-X selon des différentes méthodes d'estimation sans expliquer les principaux facteurs qui peuvent influencer les scores d'Efficienc-X dans banques tunisiennes.

Ainsi, l'objectif de notre recherche est d'apprécier l'Efficienc-X des banques commerciales tunisiennes durant la période 1989-2003 tout en identifiant les déterminants internes du niveau d'efficacité dans ces banques. Plutôt que de se concentrer sur l'analyse de l'efficacité d'échelle, on se concentre sur l'analyse de l'efficacité managériale. Cette idée est tirée des récentes recherches effectuées sur l'industrie bancaire. M. Chaffai [2000], Berger & al [1993], Dietsch [1996], ont indiqué que les gains de productivité attendus d'une amélioration de l'efficacité managériale sont beaucoup plus importants que ceux qui seraient réalisés par l'effet de taille.

Dans cette étude, nous employons une extension de l'approche traditionnelle de frontière stochastique « SFA »¹, d'abord présentée par Battese et Coelli [1995], afin d'estimer l'Efficienc-X dans le secteur bancaire Tunisien. Cette approche est basée sur la

¹ Appelé aussi Approche de Frontière Stochastique Améliorée « AFSA » (en anglais Improved Stochastic Frontier Approach « ISFA »), qui assume un paramètre de troncation différent pour chaque banque.

décomposition de l'erreur en deux termes: une composante d'inefficience et une composante d'erreur aléatoire combinant les erreurs de mesure et les chocs exogènes.

Dans la plupart des études qui ont employé l'approche de frontière stochastique « SFA », y compris celles dans le secteur bancaire américain, les estimations des scores d'efficacité pour chaque banque sont déterminées en assumant une distribution normale tronquée en zéro, avec une valeur prévue commune pour toutes les banques dans l'industrie.

En revanche, dans la présente étude, le paramètre de troncature est déterminé pour chaque banque séparément, sur la base des variables caractérisant l'activité de chaque banque.

Le reste de cet article comporte six sections. La seconde section présente la méthode de frontière stochastique de mesure de l'Efficiency-X. La troisième section présente les détails relatifs à la méthodologie poursuivie. La quatrième est consacrée à la spécification économétrique utilisée.

La cinquième section présente et commente les résultats empiriques. Et la dernière section tire les conclusions.

II. L'approche de frontière stochastique :

Cette approche (également appelée « modèle à erreurs composées ») a été développée par Aigner, Lovell & Schmidt [1977] et par Meeusen & Van Den Broek [1977].

L'intégration des effets aléatoires par la méthode dite « frontière stochastique » se fait par la décomposition de l'erreur en deux termes: une composante d'inefficience et une composante d'erreur aléatoire combinant les erreurs de mesure et les chocs exogènes. La composante aléatoire suit une distribution symétrique normale, tandis que la composante d'inefficience suit une distribution asymétrique définie positivement pour une fonction de coût et négativement pour une fonction de production.

Pendant les années récentes, plusieurs extensions des modèles de frontière stochastique ont été proposées. Nous pouvons citer le modèle de Kumbhakar & H.J. Almarsson [1993] et de Battese & Coelli [1988, 1992]. Ces derniers modèles cherchent en effet, à construire des estimateurs plus fiables des inefficiences individuelles.

En effet, dans le cas d'une fonction de coût, le modèle de Battese & Coelli s'écrit de la manière suivante:

$$CT_{it} = x_{it} \beta + (u_{it} + v_{it}) \quad \text{avec} \begin{cases} i=1, \dots, N \\ t=1, \dots, T \end{cases}$$

Où,

CT_{it} : Le logarithme des coûts totaux pour la firme i dans la période t ,

x_{it} : Un vecteur de quantités de l'input et de l'output de la firme i dans la période t ,

β : Le vecteur de paramètres à estimer,

u_{it} : Le terme d'erreur asymétrique représentant l'inefficience de la firme i dans la période t :

$$u_{it} = u_i e^{-\eta(t-T)}$$

$u_i \rightarrow N(\mu, \sigma_u^2)$: représente la déviation de la firme i par rapport à la frontière efficiente.

Elle sert comme approximation de l'efficacité technique et allocative.

v_{it} : Le terme d'erreur usuel qui suit $N(0, \sigma_v^2)$.

η : Représente l'évolution de l'inefficience dans le temps, on distingue trois cas :

$$\eta < 0$$

- Si $\eta < 0$, l'inefficience augmente dans le temps.
- Si $\eta > 0$, l'inefficience diminue dans le temps.
- Si $\eta = 0$, l'inefficience est stable.

Conformément à Battese, Prasada Rao et Coelli [1997], certaines imperfections peuvent être émises concernant le modèle SFA.

Premièrement, il n'y a aucune justification a priori sur le sujet de la distribution de probabilité de la composante du terme d'inefficience. D'ailleurs, puisque dans la distribution semi-normale le mode est égal à zéro, ceci implique qu'il y a une probabilité élevée que le terme d'inefficience est au voisinage de zéro. En d'autre terme, cette supposition a comme conséquence que la majorité des banques étant caractérisées comme efficaces, quand dans la pratique seulement un faible pourcentage de ces banques peut vraiment être efficace.

Deuxièmement, l'estimation n'exploite pas entièrement le fait que nous avons des données de panel à notre disposition, puisqu'elle ne permet pas à l'efficacité coût de changer dans le temps.

Troisièmement et d'une manière primordiale, la décomposition en une composante représentant le terme d'inefficience et celle représentant le terme d'erreur aléatoire, est basée uniquement sur des considérations techniques, sans tenir compte de l'interaction entre l'efficacité et d'autres variables qui caractérisent la performance de chaque banque dans l'industrie. En particulier, ce modèle ne clarifie pas la nature de la relation entre l'estimation d'efficacité et d'autres variables, qui sont habituellement employées pour évaluer la performance de la gestion bancaire, telle que la rentabilité et le risque.

En dépit de toutes ces inconvénients, cette version traditionnelle du SFA a été appliquée dans plusieurs études précédentes traitant l'efficacité coût dans le secteur bancaire.

Dans une revue de la littérature, la majorité des travaux traitant l'Efficiency-X, l'estimation est faite en deux étapes. Dans la première étape, les scores d'inefficience sont dérivés en utilisant la méthodologie appropriée. Ces inefficiences estimées sont alors régressées sur un certain nombre de variables explicatives, de ce fait supposant que ces variables sont corrélées avec les inefficiences de la régression du premier étape.

Même pour les études dans lesquelles un modèle plus général au moyen d'équations simultanées est estimé, comme pour Kwan et d'Eisenbeis [1997], l'efficacité coût est dérivée dans la première étape séparément, comme décrit ci-dessus.

L'inconvénient principal de cette approche est que les estimations d'efficacité coût ne sont pas obtenues comme résultat d'une interaction simultanée avec les variables qui caractérisent l'activité de la banque. Il est donc impossible de connaître en avance les dispositifs de ces estimations.

De ce fait, cette procédure en deux étapes a été contestée puisque l'estimation des paramètres dans la seconde étape contredit une hypothèse faite dans la première étape, notamment l'indépendance des termes d'erreurs lors de l'estimation de la frontière. Pour pallier cette lacune, plusieurs auteurs ont proposé des modèles qui permettent d'estimer simultanément la frontière de production stochastique et l'impact des facteurs explicatifs des écarts d'efficacité entre les firmes.

Ainsi, Notre principal effort dans cette étude est de surmonter la plupart des imperfections mentionnées ci-dessus. Pour cela, nous formulerons et estimerons un genre de modèle d'abord présenté par Battese et Coelli [1995], qui est une extension des études de Huang et Liu [1994], Reifschneider et Stevenson [1991] et Kumbhakar, Ghosh et McGuekin [1991]. En effet, dans notre modèle appelé « SFA amélioré », les scores d'inefficience-X de la banque sont dérivés sur la base des variables caractérisant l'activité bancaire, nous supposons que notre méthodologie proposée laissera alléger une partie des inconvénients mentionnés ci-dessus.

Notre spécification comprend deux principaux avantages par rapport à la formulation traditionnelle "SFA". Premièrement, le modèle présente explicitement la possibilité que les scores d'Efficiences-X estimés peuvent changer dans le temps.

En second lieu, et d'une manière primordiale, les estimations des scores d'Efficiences-X sont déterminées par un système d'équations simultanées, en fonction des variables explicatives spécifiques à chaque banque, telle que son volume d'activité, niveau du risque encouru, sa rentabilité etc.²

III. Méthodologie, Définition et Mesure des variables :

III.1 Méthodologie :

Choisir la définition appropriée de la production de la banque est une question importante pour les recherches dans l'efficacité de coûts enregistrée par les banques. Même si la nature multi-productrice de l'entreprise bancaire est largement reconnue, il n'y a pas encore aucun accord sur la définition explicite et les mesures des inputs et des outputs d'une banque.

Généralement chaque définition d'entrée 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.

La banque de données que nous avons pu construire en vue de cette analyse est tributaire de la disponibilité des données en Tunisie. Or, les seules données bancaires individuelles disponibles publiquement sont celles publiées dans les rapports d'activité des banques et par des bases de données de l'Association Professionnelle des Banques de Tunisie (APBT), ces dernières issues elle-même des bilans et comptes de résultats publiés par les banques.

L'échantillon analysé est constitué de toutes les banques commerciales à l'exception de deux banques nouvellement créées, telle que la Banque Tunisienne de Solidarité (BTS) et l'Arab Banking Corporation (ABC) qui n'avaient pas d'activité régulière au cours de la période de notre étude. En outre, pour des raisons d'homogénéité statistique, nous avons exclu du champ de notre étude deux autres petites banques telle que la Citibank (C-B) et la banque Franco-Tunisienne (BFT).

On se limite aux banques de dépôts pour deux raisons. D'une part, la différence entre les structures comptables et financières de deux catégories des banques (banques de développement et banques de dépôts) rend alors difficile l'interprétation des résultats. D'autre part, les banques de dépôts occupent la place la plus importante dans le financement de l'économie tunisienne. En effet, plus de 90% de l'épargne est collectée par les banques commerciales et plus de 80 % des crédits est accordée par ces banques.

Notre échantillon final comporte des observations qui s'entendent de 1989 à 2003, soit 15ans, qui correspondent à la période des réformes du secteur bancaire. Elle se rapporte à 10 banques commerciales tunisiennes.

Dans notre démarche méthodologique, il nous semble que l'approche par l'intermédiation est la mieux appropriée compte tenu de l'importance de l'activité interbancaire et le poids des coûts d'intérêt. Les banques tunisiennes utilisent les fonds misent à leur disposition pour principalement accorder des prêts. Il s'ensuit que le passif des banques tunisiennes ait tendance à être considéré comme un input plutôt qu'un output. Selon cette approche :

- Le Dinar est l'unité de mesure de l'output bancaire;
- Les dépôts constituent le capital financier de la banque sont considérés comme un

² Pour une référence complète sur la mesure d'efficacité des firmes utilisant les approches de frontières stochastiques, voir Coelli, Prasada Rao et Battese [1998], en particulier chapitres 8 et 9.

input ;

- Les charges financières sont incluses dans notre analyse.

III.2 Définition et Mesure des variables :

a) Les outputs bancaires :

Les outputs offerts par les banques commerciales tunisiennes sont classés en deux catégories :

- Les Crédits à la Clientèle « CC » : composés par le portefeuille escompte, les comptes débiteurs de la clientèle, les crédits sur ressources spéciales et les autres crédits à la clientèle.
- Portefeuilles Titres « PT » : Figure comme un poste à l'actif du bilan.

Ces deux types des outputs sont mesurés en unités monétaires, c'est-à-dire en Dinar Tunisien et directement tirés du bilan de la banque.

Dans notre étude, pour mesurer l'activité bancaire, nous avons pris comme variable indicatrice l'output agrégé (Q) obtenu grâce à la méthode d'agrégation proposée par Benston, Hanweck & Humphrey [1982] et qui se présente ainsi :

$$Q_i = \frac{\sum_s n_{si}}{\sum_s n_s} \bar{Q}$$

Avec Q_i : L'output agrégé de la banque i;

s : les services bancaires cités plus haut (CC et PT);

n_{si} : La quantité de l'output s de la banque i;

\bar{Q} : Une moyenne géométrique de la somme des différentes outputs

bancaires définie comme suit:

$$\bar{Q} = \prod_i \left[\frac{\sum_s n_{si}}{n_s} \right]^{1/m}$$

m : Le nombre des banques dans l'échantillon;

\bar{n}_s : Une moyenne géométrique des outputs bancaires définie comme suit:

$$\bar{n}_s = \prod_i \left[n_{si} \right]^{1/m}$$

b) Les inputs bancaires :

Les outputs cités ci-dessus sont produits grâce à la combinaison des facteurs de production, à savoir : le facteur travail « L », le facteur capital physique « K » et le facteur capital financier « F ». Les différentes formes de dépôts qui constituent le capital financier sont considérées comme un input, comme le stipulent les partisans de l'approche d'intermédiation.

Ces facteurs de production sont mesurés de la manière suivante :

L = Le nombre d'employés ;

K = Immobilisations nettes

F = Dépôts à vue à la clientèle + Dépôts d'épargne + Bons et comptes à termes et autres produits financiers + Autres sommes dues à la clientèle.

c) Les coûts de production bancaire :

Le coût total « CT » englobe l'ensemble des coûts financiers et opératoires :

$$CT = (CL + CK) + CF = CO + CF.$$

Le calcul du coût bancaire s'effectue à partir des comptes de résultats et de bilan bancaire. La composition de ces coûts se résume comme suit :

Les coûts de production bancaire

Coûts	Comptes correspondants
Coût du facteur travail « CL »	Masse salariale
Coût du facteur capital physique « CK »	Charges générales d'exploitation + Dotations aux amortissements et provisions.
Coût du facteur capital financier « CF »	Intérêts encourus et charges assimilées

d) Les prix des inputs bancaires :

A l'issue de détermination des coûts de chaque input bancaire, nous sommes en mesure d'évaluer les prix de ces inputs.

En fait, le prix unitaire de chaque facteur de production est mesuré par le rapport entre son coût et sa quantité, soit :

$$P_L = \frac{CL}{L} : \text{symbolise le prix du facteur travail.}$$

$$P_K = \frac{CK}{K} : \text{symbolise le prix du facteur capital physique.}$$

$$P_F = \frac{CF}{F} : \text{symbolise le prix du facteur capital financier.}$$

Le tableau 1 présente les statistiques descriptives (moyenne, écart type, minimum et maximum) de coût total, l'output agrégé, les inputs et leurs prix.

[Insérer tableau 1]

La lecture de ce tableau montre que les dépôts « F » sont mieux rémunérés par les banques publiques. En plus, la comparaison de prix du travail « PL » à travers la structure du capital, montre que les banques privées payent en moyenne des salaires réels plus élevés. Ceci pourrait être expliqué par le fait que les personnels employés par ces banques sont relativement plus qualifiés.

IV. Spécification économétrique

Nous utilisons une spécification translogarithmique monoproduit pour la fonction de coût :

$$\begin{aligned} \ln(C_{it}) = & \alpha_0 + \beta_Q \ln(Q_{it}) + \frac{1}{2} \beta_{QQ} [\ln(Q_{it})]^2 + \sum_j \alpha_{jit} \ln(P_{jit}) \\ & + \sum_j \beta_{jQ} \ln(P_{jit}) \ln(Q_{it}) + \frac{1}{2} \sum_j \sum_k \beta_{jk} \ln(P_{jit}) \ln(P_{kit}) + v_{it} + u_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

$i \in (1 \rightarrow 12)$: Désigne le nombre des banques;

$t \in (1 \rightarrow 14)$: Désigne les années d'étude (1989 → 2003).

$j \in \{L, K, F\}$

Avec :

C_{it} : La fonction du coût à estimer de la banque i à l'année t .

Q_{it} : L'output agrégé de la banque i à la période t .

PL_{it} : Le prix du facteur travail de la banque i à la période t .

PK_{it} : Le prix du facteur capital physique de la banque i à la période t .

PF_{it} : Le prix du facteur capital financier de la banque i à la période t .

v_{it} : Le terme d'erreur aléatoire, identiquement et indépendamment distribué selon une loi normale $N(0, \sigma_v^2)$.

u_{it} : Le terme d'erreur asymétrique mesurant l'inefficience : $u_{it} \rightarrow N(m_{it}, \sigma_u^2)$.

Notre démarche vise non seulement à l'estimation de la frontière de coût efficiente mais en outre l'identification des déterminants du score d'efficience attribué à chacune des banques de notre échantillon. Pour cela, et afin d'éviter les écueils d'une démarche en deux étapes, nous mettons en oeuvre l'approche en une seule étape recommandée par Battese et Coelli [1995] où on dissocie au niveau de l'inefficience une composante déterministe, représentée par un ensemble de variables censées influencer l'efficience de la banque, d'une partie aléatoire associée aux facteurs non observables. Ainsi, la distribution du terme aléatoire u_{it} relatif à la mesure de l'inefficience sera celle d'une loi normale tronquée en zéro

de variance σ_u^2 et d'espérance m_{it} définie par : $m_{it} = Z_{it} \delta$

Où, δ est un vecteur de p paramètres à estimer et Z_{it} un vecteur de p variables pouvant affecter l'efficience de la banque i à la période t . Toutefois, pour le Hessein de la

fonction de coût soit symétrique, l'égalité $\frac{\partial^2 CT}{\partial x_i \partial x_j} = \frac{\partial^2 CT}{\partial x_j \partial x_i}$ doit être satisfaite pour toute paire

de variables x_i et x_j . La symétrie se traduit par les restrictions suivantes:

$$\beta_{jk} = \beta_{kj} \quad j, k \in \{L, K, F\}.$$

En outre, toute fonction de coût doit être homogène de degré un en prix des inputs. Ainsi, une augmentation proportionnelle de tous les prix accroît le coût total dans la même proportion sans que la demande des facteurs soit affectée. Cette condition d'homogénéité implique d'autres contraintes qui s'expriment de la façon suivante :

$$\left\{ \begin{array}{l} \sum_j \alpha_j = 1 \\ \sum_j \beta_{jk} = 0 \\ \sum_j \beta_{jQ} = 0 \end{array} \right. \quad \text{avec } j, k \in \{L, K, F\}.$$

La contrainte d'homogénéité est prise en compte en normalisant le coût total (CT), les prix du capital physique (PK) et du prix du capital financier (PF) par le prix du capital travail

(PL). Un choix qui n'a aucune incidence sur les résultats dans la mesure où les estimateurs sont obtenus par la méthode de maximum de vraisemblance.

❖ **Explication du niveau de l'inefficience**

Conjointement à l'estimation de l'Efficiences-X des banques tunisiennes, notre objectif est de mettre en évidence le lien entre le score d'inefficience et les différentes variables sous contrôle bancaire. Etant donné que chaque banque présente des caractéristiques propres à elle. Cette étude utilise des caractéristiques internes de la banque pour évaluer l'efficiences managériale. On a choisi trois variables. La première concerne les caractéristiques financières des banques. La deuxième concerne la capacité managériale des personnels des banques et la troisième concerne ses caractéristiques organisationnelles.

➤ **Les caractéristiques financières** : cette variable est appréciée par 4 variables :

- Variables de politique commerciale: pour examiner les liens entre l'efficiences et la politique commerciale des banques ; nous avons retenu les deux ratios suivants: Le rapport dépôt/ total actif « TDA » et le ratio crédit au total actif « ETA ». Un impact positif est attendu pour ces deux ratios.

- Variable réglementaire: Parmi les variables relatives à la réglementation, on retient le poids des capitaux propres par rapport au total actif « CPTA », variable traduisant l'état des contraintes réglementaires en matière de capital : son orientation dépendra de degré d'aversion au risque.

- Pour tenir compte de l'influence des crédits non performants sur l'efficiences dans le secteur bancaire, nous introduisons la variable « CNP » mesuré par le rapport des crédits non performants et le total des crédits : un impact négatif est attendu.

➤ **La capacité managériale des personnels** : cette capacité est appréciée par une seule variable :

- La part des cadres supérieurs par rapport aux effectifs totaux « RCS » : Contrairement à de nombreuses études, nous n'avons pas retenu l'effectif moyen par agence mais plutôt le ratio « RCS », qui sont inférieurs en nombre mais dont la valeur ajoutée est plus importante. Plus la banque emploie des personnels de haute qualité, plus elle arrive à maîtriser son utilisation des inputs et maximise par conséquent son niveau d'output. Un taux d'encadrement important entraîne ainsi une amélioration de la productivité des agents et une capacité managériale importante. Le ratio « RCS » influence donc positivement le niveau d'efficiences.

➤ **La caractéristique organisationnelle** : cette caractéristique est appréciée par trois variables :

- Le logarithme du total actif « LN (TA) » : L'impact final attendu de cette variable sur l'efficiences dépend de la taille critique³.

- La variable Trend « T » : afin de tenir compte de l'évolution technologique dans le secteur bancaire tunisien durant la période de notre étude⁴ : un impact positif sur l'Efficiences-X est attendu.

³ En effet, Aly et al [1990], Berger et al [1993] ont trouvé une relation positive entre la taille et l'efficiences des grandes banques américaines, et Isik et al [2005] pour les banques en Jordanie. D'autre part, Hermalin et Wallace [1994], Kaparakis et al. [1994], De Young et Nolle [1996], Isik et Hassan [2002a] ont trouvé une relation négative. Cependant, d'autres études n'ont pas trouvé aucun rapport significatif entre la taille et le niveau d'efficiences, par exemple les travaux de Aly et al. [1992], Cebenoyan et al. [1993], Mester [1993], Pi et Timme [1993], Mester [1996], Berger et Hannan [1995], Berger et Mester [1997], et Chang et al. [1998].

⁴ Voir Altunbas et al [2000] et Lang et Welzel [1996].

- *Une variable dummy (muette) « D »* : pour déterminer la différence des scores d'efficacité dégagés selon la structure du capital de chaque banque :

$$\begin{cases} D_{it}=1 \text{ si la banque } i \text{ à la période } t \text{ est publique} \\ D_{it}=0 \text{ si la banque } i \text{ à la période } t \text{ est privée} \end{cases}$$

Ainsi, l'espérance du terme aléatoire u_{it} relatif à la mesure de l'inefficience est définie par :

$$\begin{aligned} m_{it} = & \delta_0 + \delta_1 CNP_{it} + \delta_2 RCS_{it} + \delta_3 LN(TA)_{it} + \delta_4 ETA_{it} \\ & + \delta_5 DTA_{it} + \delta_6 CPTA_{it} + \delta_7 T_{it} + \delta_8 D_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

Le tableau 2 représente les principales caractéristiques statistiques des variables explicatives du terme d'inefficience.

[Insérer tableau 2]

V. Résultats

V.1 Les paramètres estimés :

Les paramètres estimés de la fonction de coût frontière (1) et de l'espérance de l'inefficience (2) apparaissent dans le tableau 3.

[Insérer tableau 3]

Les coefficients et les degrés d'efficacité de chaque banque sont estimés par la méthode de maximum de vraisemblance en utilisant le logiciel « FRONTIER 4.1 » (Coelli, Rao et Battese, 1998).

Ce dernier utilise la paramétrisation alternative de la fonction de vraisemblance, qui substitue : σ_u^2 et σ_v^2 par $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$ et $\gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_v^2} \in [0,1]$.

En particulier une valeur de γ nulle indique que les déviations autour de la frontière sont tout à fait dues au bruit, pendant qu'une valeur égale à l'unité indique que toutes les déviations sont dues à l'inefficience.

La qualité des estimations est satisfaisante et les coefficients des variables sont en partie significatifs au seuil de 1%. Les deux principaux résultats qui se dégagent à la lecture du tableau 2 sont :

- En ce qui concerne le test du ratio du maximum de vraisemblance, il permet de vérifier si un modèle est globalement explicatif. Lorsque la valeur empirique du ratio en question (LR) est supérieure à la valeur théorique du khi-deux au seuil de 1%, nous concluons que l'ajustement considéré est globalement explicatif. Dans notre cas (voir Tableau 3), le modèle est globalement explicatif, la valeur théorique du khi-deux, 21.67, au seuil de 1% et à 9 degrés de liberté, étant inférieure au ratio empirique respectif.⁵

- Le paramètre γ est significativement différent de zéro. Ce résultat rejette l'hypothèse

⁵ Le degré de liberté correspond au nombre de variables exogènes du modèle.

que la variance de l'efficacité σ_u^2 soit nulle. Par conséquent le terme u_{it} ne peut être écarté de la régression et l'estimation des paramètres par la méthode des moindres carrés ordinaires est inadéquate.

V.2 Tests d'hypothèses pour les paramètres du modèle :

Avant d'interpréter les résultats de la fonction de frontière de coût stochastique nous effectuons différents tests de spécification. Le tableau 4 présente un certain nombre de tests statistiques basés sur le ratio de vraisemblance, qui sont prévus pour examiner notre modèle « SFA amélioré » face à des formes plus limitées.

[Insérer tableau 4]

La première hypothèse examine le point auquel il est possible de supposer une forme plus limitée de la spécification translogarithmique de la fonction de coût. En effet, cette première hypothèse examine si la fonction de coût peut être représentée par une fonction de Cobb-Douglas. Cette hypothèse est rejetée au niveau de signification de 99%.

Les autres hypothèses additionnelles examinent des caractéristiques alternatives de l'équation qui détermine l'inefficacité coût, étant donné que la fonction de coût demeure sous sa forme translogarithmique.

Ainsi, la deuxième hypothèse vise à examiner s'il est possible d'assumer un modèle dans lequel l'inefficacité coût n'existe pas, c'est à dire, s'il est possible de travailler avec un modèle de moindres carrés ordinaire « MCO ». Cette hypothèse est fortement rejetée au niveau de signification de 99%.

La troisième hypothèse examine le cas dans lequel l'inefficacité n'est pas une fonction linéaire des variables indépendantes. Cette hypothèse est fortement rejetée au seuil de 1%.

La quatrième hypothèse examine la nature et la distribution du terme d'inefficacité de la frontière coût. L'hypothèse nulle selon laquelle le terme d'inefficacité est distribué selon une loi semi-normale est rejetée au seuil de 1%. Ainsi, la distribution du terme de l'inefficacité sera celle d'une loi normale tronquée en zéro de variance σ_u^2 et d'espérance m_{it} .

La cinquième hypothèse, étudie le cas dans lequel la structure du capital n'a pas d'effet sur le niveau de l'efficacité entre les banques. Cette hypothèse est rejetée au seuil de 5%.⁶

Dans la dernière hypothèse, nous avons effectué le test de vraisemblance pour vérifier l'hypothèse de changement technologique dans le secteur bancaire tunisien. L'hypothèse nulle sans changement technologique a été rejetée au seuil de 1%.

Pour conclure, notre modèle proposé représente une amélioration une fois comparé aux caractéristiques fonctionnelles restrictives et particulièrement en comparaison avec des caractéristiques dans lesquelles la composante d'inefficacité n'est pas fonction des variables financières et managériales qui déterminent l'activité bancaire.

V.3 Les scores d'Efficiency-X estimés :

Les valeurs estimées pour les paramètres de la fonction de coût permettent de calculer la distance de chaque observation par rapport à la frontière efficiente. Le degré d'inefficacité

⁶ Cette hypothèse est acceptée au seuil de 1%. Ceci vérifie le résultat empirique selon laquelle l'amélioration des scores d'efficacité est relativement importante dans les banques publiques que les banques privées :

$\chi_{c,1\%}^2 = 5,774 < \chi_{table,1\%}^2 = 6,635$

calculé pour chaque banque varie entre zéro et l'infini. L'efficacité est mesurée par son inverse qui varie entre zéro et l'unité.

L'évolution des scores d'Efficiency-X moyens du secteur bancaire durant la période (1989-2003) ainsi que ses principales caractéristiques (minimum, maximum et écart type), sont présentées dans le tableau 5 :

[Insérer tableau 5]

A partir de ce tableau, on constate que l'Efficiency-X moyenne a connu une évolution mitigée entre 1989 et 2003. Donc, l'efficacité des banques commerciales tunisiennes est fluctuante. Ce résultat a été vérifié par Chaffai et Dietsch [1998] et par Cook, Hababou et Roberts [2000]. C'est à partir de l'année 2000 que le secteur bancaire tunisien a marqué une hausse régulière de son efficacité, enregistrant des scores d'Efficiency-X croissante, pour atteindre, en 2002, son niveau le plus élevé qui est à l'ordre de 86,81% (voir figure 1).⁷

[Insérer graphique 1]

Les valeurs moyennes de l'Efficiency-X pour les banques commerciales tunisiennes, en comparant leurs structures du capital d'une part et leurs tailles d'autre part, ainsi que ses principales caractéristiques (minimum, maximum et écart type), sont présentées dans le tableau 6 :

[Insérer tableau 6]

La lecture du tableau 6 montre que les banques de petites et de moyennes tailles de notre échantillon, affichent des efficacités moyennes meilleures que celles réalisées par les banques de grandes tailles (figure 2).⁸

[Insérer graphique 2]

Cette disparité, au niveau de l'efficacité, entre les banques, peut être due aux problèmes causés par les crédits non performants. En effet les grandes banques qui sont généralement caractérisées par une part importante des crédits non performants sont moins efficaces que les banques de tailles inférieures qui sont caractérisées par un faible pourcentage des crédits non performants.⁹

Cependant, l'amélioration des scores d'efficacité, est relativement importante dans les banques publiques que les banques privées (figure 3).

[Insérer graphique 3]

Cette amélioration de leur efficacité est certainement reliée au programme de réorganisation et de modernisation du secteur bancaire tunisien. Elle est due également du fait que l'Etat se rend compte au problème des crédits non performant qui menace la survie du système bancaire tunisien. C'est pourquoi l'Etat a décidé de résoudre les dettes des entreprises publiques par les banques. Etant donné l'importance de la quantité de créances

⁷ En effet, l'Efficiency-X moyenne a augmenté de 7.64% durant la période 1999-2002 (processus de modernisation et de réorganisation).

⁸ L'utilisation du critère « total moyen du bilan » sur notre échantillon, a permis d'hierarchiser les banques de dépôts tunisiennes en trois groupes : les grandes banques, dont TA > 2,4 millions dinars, les moyennes banques, dont 1,4 millions dinars < TA < 2,4 millions dinars et les petites banques, dont TA < 1,4 millions dinars.

⁹ Cette dernière idée est totalement confirmée dans notre échantillon. En effet, les plus grandes banques en Tunisie, la STB (banque publique) et la BIAT (banque privée) affichent les scores d'Efficiency-X moyennes les plus faibles qui sont à l'ordre de 68.20% et 66.30% respectivement.

douteuses dans leurs portefeuilles, ce programme a profité premièrement les banques publiques.

V.4 Les facteurs explicatifs du niveau de l'Efficienc-X des banques tunisiennes:

- La valeur prise par le ratio « CPTA » est positive est significative, donc a un impact négatif sur l'efficienc des banques commerciales tunisiennes. Ce résultat peut s'expliquer par l'obligation à maintenir un certain rapport entre le montant des fonds propres et les risques inhérents aux opérations engagées. Conformément aux indications du Comité de Bâle et aux directives européennes, ce ratio doit être maintenu à 8%.

La corrélation négative entre ce rapport et l'efficienc des banques semble indiquer qu'elles sont trop engagées dans des activités à risque (un ratio de fonds propres plus élevé indiquerait une capacité plus grande d'absorption des pertes). En effet, les banques tunisiennes investissent plus dans les actifs risqués, en particulier les créances commerciales et industrielles. En 2003, la part des créances risquées par rapport au total des emplois a augmenté. En 2003, la moyenne des créances risqués est d'environ 77.45% contre 74.49% en 2002, 71.99% en 2001 et 72.15% en 2000.

- Après la période qui a été marquée par des fluctuations, l'Efficienc-X dans le secteur bancaire Tunisien est amélioré considérablement. Ainsi, même si le processus de modernisation et de réorganisation a été lancé en 1997, c'est à partir de l'année 2000 que nous pourrions signaler un effet significatif de ce processus sur les scores d'efficiencs bancaires.

Ce qui justifie le signe négatif et significatif du coefficient de la variable « Trend » traduisant l'évolution technologique dans l'industrie bancaire. En fait, les investissements en nouvelles technologies au niveau du dégagement interbancaire ou du développement de l'atmosphère de réseau (guichet automatique), ont été autorisés pour développer des opérations bancaires avec un coût plus faible. Mais un certain temps était nécessaire de sorte que les effets prévus de ces investissements apparaissent parce que ces nouvelles technologies d'opérations bancaires sont accompagnées d'une nouvelle organisation de l'activité et d'une nouvelle attribution des fonctions à la banque. Ce qui justifie le déclin du score moyen d'efficienc en 1999.

- Pour tenir compte de l'influence des crédits non performants sur l'efficienc dans le secteur bancaire, nous introduisons cette variable dans le terme d'inefficienc. Elle est mesurée par le ratio crédits non performants sur total crédit « CNP ». Son coefficient est significatif et a le signe prévu (positif donc a un impact négatif sur l'efficienc des banques commerciales tunisiennes).

Ainsi, le coût d'une banque augmente avec les crédits non performants. Le poids significatif de ce ratio a constitué pour certaines banques une barrière à l'investissement en nouvelles technologies de l'information et de communication "NTIC". En effet, les efforts de l'octroi de ces types de crédits, qui ont été imposés par le règlement prudentiel, privent les banques, essentiellement de grandes tailles, de certaines ressources qui pourraient être employées pour aller loin dans le processus de modernisation. Ceci conforte les résultats obtenus antérieurement.

- Quant à la capacité managériale des personnels, cette dernière semble être intéressante. Dans le cadre de notre analyse, ce facteur affecterait positivement l'efficienc des banques, étant donnée la valeur ajoutée élevée des cadres supérieurs.

- Quant au ratio « ETA », son coefficient est significativement négatif pour le secteur bancaire. Ce résultat semble indiquer que les banques les plus actives sur le segment de crédits à la clientèle ont tendance à être plus efficaces. Par conséquent, la prépondérance de l'activité de crédit, par rapport à d'autres outputs représente une source d'efficienc.

Ce résultat est conforme à celui d'Allen & Rai [1996] pour qui les banques les plus agressives (qui s'engagent davantage dans l'activité de crédits) ont tendance à être mieux gérées et avec les travaux de Khalid Shams et Philip Molyneux [2003] pour les banques des pays de Gulfs.¹⁰

- L'influence du ratio « TDA » est significativement positive pour les banques commerciales tunisiennes. Cette source d'inefficience semble être expliquée à la présence des déséconomies d'échelle dans la collecte des dépôts ; ce qui explique, par ailleurs le signe sensiblement positif du coefficient « LN (TA) » pour les banques de l'échantillon. Ce résultat négatif peut s'expliquer par le fait que le « TDA » le plus élevé est enregistré par les grandes banques, qui ne bénéficient pas des avantages des économies d'échelle assez importantes par rapport aux autres banques de tailles inférieures.¹¹

Ainsi la taille de la banque affecte d'une manière négative le niveau de l'efficience. Plus la taille augmente, plus le niveau de l'efficience diminue. Ce résultat montre que les banques tunisiennes n'ont pas la capacité managériale nécessaire pour gérer un total actif important. Plus la taille augmente, plus le gaspillage des ressources augmente.

- Enfin, concernant la variable muette « D » son signe est négatif et significatif, ce qui montre que les banques publiques sont en moyennes relativement plus efficaces que les banques privées. Ce qui justifie les résultats trouvés antérieurement.

VI. Conclusion

L'utilisation de l'approche de frontière stochastique avec modèle déterministe de l'inefficience a conduit à des résultats intéressants. Elle a permis d'apprécier l'Efficience-X des banques commerciales tunisiennes durant la période 1989-2003 tout en identifiant les facteurs explicatifs du niveau de l'efficience, à l'aide de l'approche en une seule étape recommandée dans la littérature.

Les résultats empiriques montrent que le niveau moyen d'Efficience-X des banques Tunisiennes est à l'ordre de 86,77%. Ainsi, si les banques utilisent les inputs disponibles d'une manière efficace, elles peuvent réduire les coûts de production d'environ 13,23% tout en gardant le même niveau de production. Ce qui montre que les banques ne sont pas arrivées à maximiser leurs outputs compte tenu de ces inputs disponibles (efficience technique). De même, elles utilisent les facteurs de production dans des proportions erronées compte tenu de leurs coûts sur le marché (efficience allocative en input).

L'analyse des scores d'Efficience-X montre que les banques de petites et de moyennes tailles de notre échantillon, affichent des efficacités moyennes meilleures que celles réalisées par les banques de grandes tailles ; et l'amélioration des scores d'efficience, est relativement importante dans les banques publiques que les banques privées. On peut donc affirmer que la détérioration de niveau d'efficience des banques tunisiennes est principalement due aux défaillances des grandes banques dans la mesure où le niveau d'inefficience arrive à 33%.

Notre recherche montre que l'amélioration de niveau d'Efficience-X des banques tunisiennes n'est pas une question de taille, mais plutôt une question de capacité managériale.

Une augmentation de la taille ainsi que du volume des dépôts affecte négativement le niveau d'efficience. Par contre une augmentation de taux d'encadrement affecte positivement le niveau de l'Efficience-X. Les grandes banques tunisiennes souffrent donc d'une faible capacité managériale. Les personnels engagés ne peuvent pas gérer une taille d'actif important, ils ne peuvent gérer que les banques de petites et moyennes tailles. Les banques

¹⁰Cependant, notre résultat diffère avec certaines études antérieures (par exemple, Altunbas et al. [2000] trouve une relation positive entre le ratio ETA et les scores d'inefficience dans banques japonaises)

¹¹ En 2003, la BIAT garde la 1^{ère} place en terme de dépôts à la clientèle devant la BNA et la STB. Ces trois grandes banques partagent ensemble 45.7% des dépôts à la clientèle.

tunisiennes, surtout de grandes tailles, sont appelées donc à améliorer la performance de leurs ressources humaines, il faut essayer de développer ces ressources avant de réfléchir sur les opérations de fusion. Une augmentation de taille seulement ne leur assure pas un niveau d'efficacité élevé.

Parmi les facteurs qui affectent positivement le niveau d'efficacité, on peut citer le ratio « ETA ». Ce résultat semble indiquer que les banques les plus actives sur le segment de crédits à la clientèle ont tendance à être plus efficaces. Par conséquent, la prépondérance de l'activité de crédit, par rapport à d'autres outputs représente une source d'efficacité.

Parmi les facteurs qui affectent négativement le niveau d'efficacité, on peut citer le ratio « CPTA », cette corrélation négative entre ce rapport et l'efficacité des banques semble indiquer qu'elles sont trop engagées dans des activités à risque. En plus le ratio « CNP » a un impact négatif sur l'efficacité des banques commerciales tunisiennes, dans la mesure où le coût d'une banque augmente avec ces types de crédits, surtout pour les banques de grandes tailles.

Ainsi les banques tunisiennes sont appelées à améliorer leurs efforts pour constituer des provisions suffisantes afin de se couvrir contre les risques éventuels.

Enfin, il serait utile de compléter notre étude par deux volets : premièrement en adoptant la fonction translog multi-produit. Et deuxièmement en ajoutant des variables macro-économiques et des variables de structure de marché bancaire dans le terme d'inefficacité, étant donnée l'importance de ces variables sur l'explication du niveau d'efficacité des banques.

Liste des tableaux

Tableau 1 : Statistiques descriptives des variables de la fonction de coût translog durant la période 1989-2003

	Moyenne	Ecart Type	Minimum	Maximum
Output Agrégé				
Q[*]	1108158	398146	560215	1813989
Q (PUB)	1419188	464428	769505	2242940
Q (PRIV)	797128	334310	350925	1385037
Coût Total				
CT[*]	78293	26012	37751	121911
CT (PUB)	93501	31868	46729	147222
CT (PRIV)	63084	20554	28772	97701
Inputs				
L	1500	153	1210	1656
L (PUB)	1977	213	1622	2220
L (PRIV)	1022	97	797	1132
K[*]	26452	11382	12025	45190
K (PUB)	26670	8892	14864	38844
K (PRIV)	26234	14066	9186	51942
F[*]	868604	393564	422829	1549134
F (PUB)	1004989	445883	511979	1769394
F (PRIV)	732219	341868	333679	1328874
Prix des inputs				
PL	13,787	4,960	6,818	22,559
PL (PUB)	12,875	4,835	6,548	21,948
PL (PRIV)	14,694	5,113	7,089	23,170
PK	0,893	0,333	0,446	1,327
PK (PUB)	0,938	0,361	0,504	1,492
PK (PRIV)	0,846	0,340	0,388	1,267
PF	0,045	0,009	0,033	0,060
PF (PUB)	0,0480	0,0112	0,0339	0,0681
PF (PRIV)	0,0418	0,0066	0,0321	0,0522

En milliers de dinars

Tableau 2: Statistiques Descriptives des variables explicatives du terme d'inefficience

	CNP	RCS	LN (TA)	ETA	TDA	CPTA
Moyenne	0,1828	0,0945	14,1481	0,6595	0,5944	0,0766
Maximum	0,2176	0,1570	14,5951	0,7484	0,7282	0,1045
Minimum	0,1332	0,0572	13,6038	0,5314	0,5137	0,0414
Ecart Type	0,0247	0,0314	0,3142	0,0573	0,0783	0,0232

Tableau 3 : Paramètres estimés de la fonction de coût translog :

Paramètres de la frontière Coût Translog				
Variable		Coefficient	Ecart type	Ratio Student
Constante	α_0	5,873	1,598	3,676
LN (Q)	β_Q	-0,185	0,326	-0,566
LN (Q)* LN (Q)	β_{QQ}	0,059	0,027	2,182
PKQ	α_{KQ}	0,001	0,033	0,029
PFQ	α_{FQ}	-0,012	0,026	-0,470
LN (PKL)	α_{KL}	-0,405	0,448	-0,903
LN (PFL)	α_{FL}	0,612	0,452	1,353
BLK	BLK	0,083	0,033	2,551
BLF	BLF	0,051	0,048	1,063
BKF	BKF	-0,112	0,034	-3,309
Explication du niveau de l'inefficience-X				
Constante	δ_0	-5,078*	0,762	-6,660
CNP	δ_1	0,515	0,185	2,785
RCS	δ_2	-2,173*	1,129	-1,925
LN (TA)	δ_3	0,376	0,047	7,948
ETA	δ_4	-0,905*	0,178	-5,073
TDA	δ_5	1,067	0,175	6,110
CPTA	δ_6	1,819	0,644	2,824
T	δ_7	-0,037*	0,008	-4,906
D	δ_8	-0,140*	0,053	-2,652
Sigma carré	$\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$	0,006	0,001	5,305
gamma	γ	0,525	0,115	4,557
Log de Vraisemblance	187,767			
LR Test	214,633			
Nombre de restrictions	9			
Nombre d'itérations	52			

* Un signe négatif et significatif indique un impact négatif de la variable considérée sur le score d'inefficience de la banque et donc un effet positif sur l'Efficiency-X.

Tableau 4 : Tests du ratio de Vraisemblance des hypothèses sur les paramètres de la Frontière de Coût Stochastique

Tests du ratio de Vraisemblance des hypothèses sur les paramètres de la Frontière de Coût Stochastique			
Hypothèse nulle H_0	Log de Vraisemblance	LR Test*	Valeur Critique $\chi^2_{0,99}$ **
(1) $H_0 : \beta_{QQ} = \alpha_{KQ} = \alpha_{FQ} = \alpha_{KQ} = BLK = BLF = BKF = 0^1$	166,351	42,832	18,475
(2) $H_0 : \gamma = \delta_0 = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = \delta_6 = \delta_7 = \delta_8 = 0^2$	80,45	214,634	23,209
(3) $H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = \delta_6 = \delta_7 = \delta_8 = 0^3$	99,616	176,302	20,09
(4) $H_0 : \mu = 0^4$	174,595	26,345	6,635
(5) $H_0 : \delta_8 = 0^5$	184,88	5,774	$\chi^2_{0,95} : 3,841$
(6) $H_0 : \delta_7 = 0^6$	170,827	33,88	6,635

Notes :

* Le test de ratio de vraisemblance est donné par la statistique suivante :

$$LR = -2[\ln(H_0) - \ln(H_1)]$$

Où $\ln(H_0)$ et $\ln(H_1)$ représentent les logarithmes de la vraisemblance des modèles estimés sous l'hypothèse nulle et l'hypothèse alternative. Cette statistique suit asymptotiquement un Khi Deux ayant comme degrés de liberté le nombre de restrictions sous l'hypothèse nulle.

** Valeur du test de ratio de vraisemblance donnée par la table.

¹ La fonction de coût peut être représentée par une fonction de Cobb-Douglas

² Le terme d'inefficience n'a pas d'effet.

³ L'inefficience n'est pas une fonction linéaire des variables indépendantes.

⁴ Le terme d'inefficience est distribué selon la loi semi-normale.

⁵ Structure du capital n'a pas d'effet sur les scores d'efficience entre les banques.

⁶ Pas de changement technologique dans le secteur bancaire tunisien.

Tableau 5: Sores moyens d'Efficienc-X durant la période 1989-2003

Années	Efficienc-X	Ineff-X
1989	0,8653	0,1347
1990	0,9002	0,0998
1991	0,8992	0,1008
1992	0,8976	0,1024
1993	0,8967	0,1033
1994	0,8865	0,1135
1995	0,8893	0,1107
1996	0,8600	0,1400
1997	0,8510	0,1490
1998	0,8589	0,1411
1999	0,7917	0,2083
2000	0,8390	0,1610
2001	0,8499	0,1501
2002	0,8681	0,1319
2003	0,8615	0,1385
Moyenne	0,8677	0,1323
Minimum	0,7752	0,0964
Maximum	0,9036	0,2248
Ecart Type	0,0377	0,0377

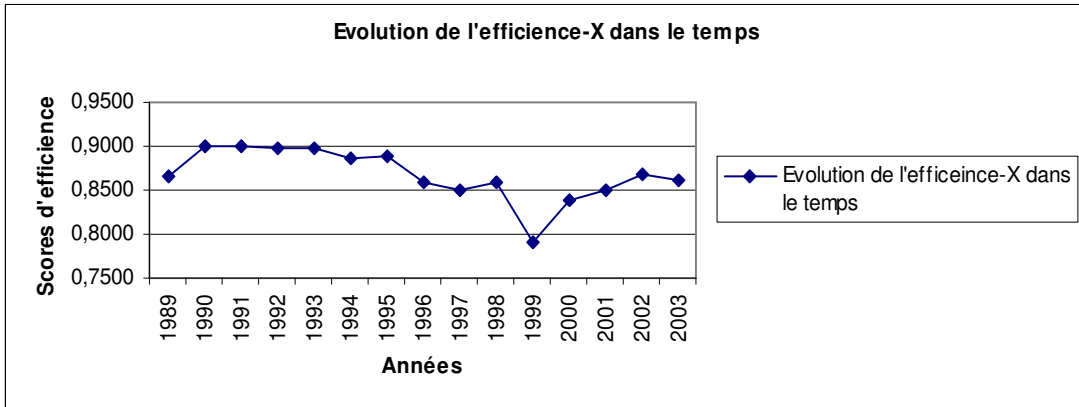
Tableau 6 : Evolution annuelle des scores d'Efficienc-X dans les banques commerciales tunisiennes (1989-2003)

	Structure du capital		Taille des banques		
	Publiques	Privées	Grandes banques	Moyennes banques	Petites Banques
1989	0,8769	0,8681	0,71173	0,9413	0,91240
1990	0,9072	0,8989	0,75718	0,9352	0,95716
1991	0,9155	0,8916	0,76490	0,9649	0,96192
1992	0,9084	0,8932	0,73961	0,9710	0,98370
1993	0,9053	0,8949	0,77541	0,9539	0,97762
1994	0,9008	0,8729	0,74762	0,9564	0,97692
1995	0,8944	0,8845	0,73568	0,9627	0,97446
1996	0,8599	0,8594	0,69191	0,9507	0,94608
1997	0,8492	0,8377	0,67671	0,9339	0,93913
1998	0,8722	0,8300	0,70288	0,9382	0,92729
1999	0,7897	0,7606	0,64325	0,8298	0,78204
2000	0,8365	0,7955	0,70965	0,8561	0,86192
2001	0,8331	0,8174	0,70890	0,8666	0,87747
2002	0,8450	0,8481	0,73218	0,8997	0,94351
2003	0,8667	0,8227	0,72743	0,9184	0,91537
Moyenne	0,8707	0,8517	0,7217	0,9253	0,9291
Minimum	0,7897	0,7606	0,6433	0,8298	0,7820

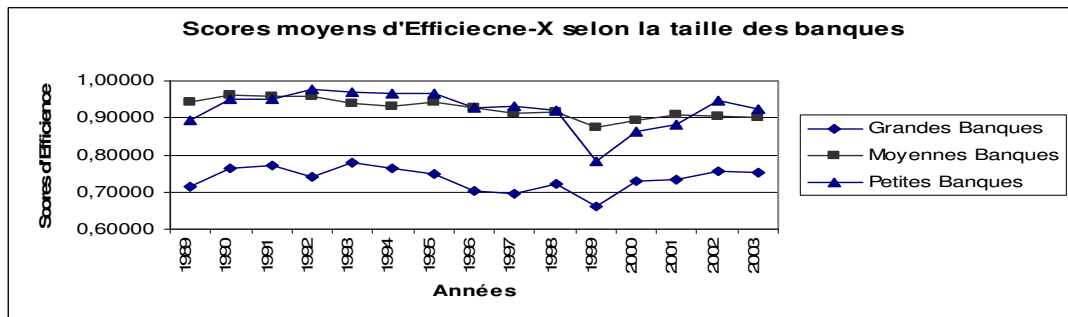
Maximum	0,9155	0,8989	0,7754	0,9710	0,9837
Ecart Type	0,0357	0,0409	0,0350	0,0432	0,0544

Liste des graphiques

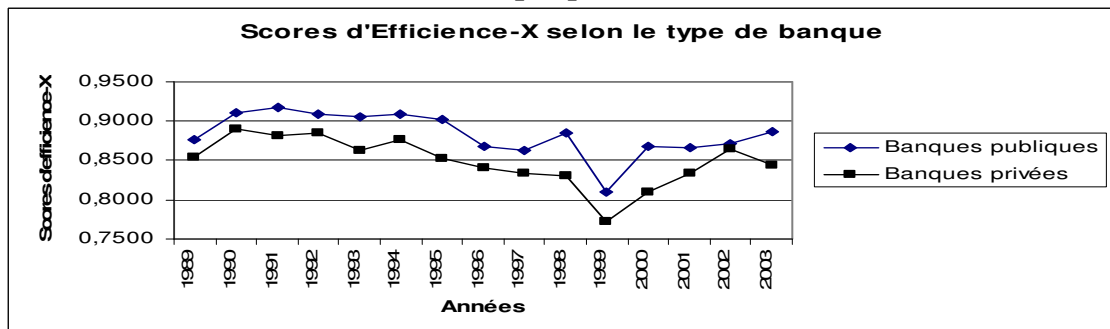
Graphique 1



Graphique 2



Graphique 3



Annexes

<u>Variables</u>	<u>Mesure</u>	<u>Signe prévu</u>
<u>Caractéristiques financières</u>		
TDA	Dépôts/ Total actif	+
ETA	Crédits/Total actif	+
CPTA	Capitaux propres/ Total actif	Selon le degré d'aversion au risque
CNP	Crédits non performants / Total crédits	-
<u>Capacité managériale des personnels</u>		
RCS	Cadres supérieurs/Nombre d'employés	+
<u>Caractéristique organisationnelle</u>		
LN (TA)	Ln (Total actif)	Dépend de la taille critique
T	Trend	+
D « Dummy »	1 si la banque est publique 0 si non	?

Annexe 1

Définitions, notation et effet prévu des variables explicatives du terme d'inefficience-

Annexe 2

Liste des banques commerciales tunisiennes

1- BNA : Banque Nationale Agricole	6- BIAT : Banque Internationale Arabe de Tunisie
2-STB : Société Tunisienne de Banque	7- UBCI : Union Bancaire pour le Commerce et l'Industrie
3-UIB : Union Internationale de Banque	8- ATB: Arab Tunisian Bank
4-BH* : Banque de l'Habitat	9- AB: Amen Bank
5-BS** : Banque du Sud	10- BT: Banque de Tunisie

Les cinq premières banques sont publiques alors que les autres banques sont privées.

* Jusqu'à l'année 2002, l'UIB est une banque publique, et à partir de 2003 elle est devenue privée (une part a été achetée par la SG). En effet, l'opération de privatisation de l'UIB a été finalisée, en novembre 2002, par la cession au profit de la banque française « Société Générale » de la participation de l'Etat et des entreprises publiques, soit 52% du capital de cette banque.

** BS est en cours de privatisation. En effet, selon le magazine économique « Ecofinance », BNP Paribas qui contrôle déjà 65,15% du capital de la Banque Marocaine pour le Commerce et l'Industrie – BMCI – et détient la majorité du capital de l'UBCI (Tunisie), serait parmi les six (6) banques présélectionnées pour l'acquisition du bloc de 33,54% du capital de la BS. Par ailleurs, et selon la même source, Monte dei Paschi di Siena (Italie), Banque Commerciale du Maroc (Maroc) et Banco Santander (Espagne) figurent aussi sur la même liste. (Pour plus de détail consulter le site : www.tustex.com.tn). L'exercice 2005, a été marqué par l'achèvement du processus de privatisation de la banque avec l'entrée dans son capital du consortium ANDALUMAGHREB composé par

BIBLIOGRAPHIE

- ✕ Altunbas Y, Liu M, Moulineux Ph and Seth R (2000) “Efficiency and risk in Japanese banking”, *Journal of Banking and Finance*, 20, p.655-672.
- ✕ Aigner, D.J., C.A.K Lovell and P. Schmidt (1977) “Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models”, *Journal of Econometrics* 6, 21-37.
- ✕ Allen, L. and A. Rai (1996): “Operational efficiency in banking: An international comparison”, *Journal of Banking and Finance* 20, p.655-672.
- ✕ Allen, L. and A. Rai (1993): “Economies of Scale and Scope in International Banking”, *Journal of International Financial Markets* 3 (2), 1-31.
- ✕ Aly, H., R. Grabowsky, C. Pasurka and N. Rangan (1990): “Technical, Scale and Allocative Efficiencies in U.S. Banking: An Empirical Investigation”. *The Review of Economics and Statistics* 72, p.211-218.
- ✕ Baccouche R and Kouki M (2003) « Stochastic production frontier and technical Inefficiency: A Sensitivity Analysis », *Econometric Review*, Vol 22, N°1, p.79-92.
- ✕ Battese, G.E. and G.S. Corra (1977): “Estimation of a Production Frontier Model: With Application to the Pastoral of Eastern Australia”, *Australian Journal of Agricultural Economics* 7, p.185-208.
- ✕ Battese, G.E. and T.J. Coelli (1988): “Prediction on Firm-Level Technical Efficiencies with a Generalized Frontier Production Function and Panel Data”, *Journal of Econometrics* 38, p.387-399.
- ✕ Battese, G.E. and T.J. Coelli (1995) “A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data”, *Empirical Economics* 20, p.325-332.
- ✕ Bauer, P., A.N. Berger, G.D. Ferrier and D.B. Humphrey (1998): “Consistency Conditions for Regulatory Analysis of Financial Institutions: A Comparison of Frontier Efficiency Methods”, *Journal of Economics and Business* 50, p.85-114.
- ✕ Berger, A. N. (1993): “Distribution-Free Estimates of Efficiency in the U.S. Banking Industry and Test of the Standard Distributional Assumptions”. *Journal of Productivity Analysis* 4, p.261-292.
- ✕ Berger, A.N., W.C. Hunter and S.G Timme (1993): “The Efficiency of Financial Institutions: A Review and Preview of Research Past, Present and Future”, *Journal of Banking and Finance* 17, nos. 2-3, p.221-249.
- ✕ Berger, A.N and R. DeYoung (1997): “Problems loans and cost efficiency in commercial banks, *Journal of Banking and Finance* 21, p.849-870.
- ✕ Berger, A.N. and T.H. Hannan (1989): “The price-concentration relationship in banking, *Review of Economics and Statistics* 71, p. 291-299.
- ✕ Berger, A.N. and T.H. Hannan (1998): “The efficiency cost of market power in the banking industry: A test of the “quit life” and related hypothesis”, *Review of Economics and Statistics* 80, p.454-465.
- ✕ Berger, A.N. and D.B. Humphrey (1997): “Efficiency of financial institutions: International survey and directions for future research, *European Journal of Operational Research* 98, p.175-212.
- ✕ Cebenoyan, A., E. Cooperman and C. Register (1993), “Firm Inefficiency and the Regulatory Closure of S & Ls: An Empirical Investigation”, *Review of Economics and Statistics* 75, p. 540-45.

- ✕ Chaffai M.E (1997), “Estimating input specific technical inefficiency: The case of the Tunisian banking industry”, *European Journal of Operational Research*, vol.98, n°2, p.314-331.
- ✕ Chaffai M.E (1997) “Estimation des frontières d’efficience: un survol des développements récents de la littérature”, *Revue d’Economie de Développement*, n°3, p.33-67.
- ✕ Chaffai M.E (2000) “Comment accroître les performances des banques commerciales tunisiennes : Une question d’organisation plutôt que de taille”, *Finance et Développement au Maghreb* n°42, p.79-89.
- ✕ Chaffai M.E et Dietsch M (1998) “Productive efficiency performances of Tunisian and Moroccan banks: an econometric analysis using panel data”, Paper presented at the ERF Fourth annual conference, Beirut 7-9 September.
- ✕ Chang, C., I. Hasan and W. Hunter (1998) “Efficiency of Multinational Banks: An Empirical Investigation”, *Applied Financial Economics* 8, p.1-8.
- ✕ Coelli, T. (1995): “Recent Developments in Frontier Modeling and Efficiency Measurement”, *Australian Journal of Agricultural Economics* 39, p.219-245.
- ✕ Coelli. T, Prasada Rao D. S & Battese G. E (1998) “An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis”, Kluwer Academic Publishers, Boston.
- ✕ Cook W.D, Hababou. M & Roberts G.S (2000) “The effects of financial liberalization on the Tunisian banking industry, a non parametric approach”, GDR Economie et Finances Internationales quantitatives, 23-24 Juin, Tunis.
- ✕ DeYoung, R. (1998) “Management quality and X-efficiency in national banks”, *Journal of Financial Services Research* 13, 5-22.
- ✕ Elias R., R. Minzer, and D. Ruthenberg (1999) “Linear Programming and Econometric Methods for Bank Efficiency Evaluation: An Empirical Comparison Based on a Panel of Israeli Banks”, *Banking Review* 7.
- ✕ Hermalin, B., N. Wallace (1994) “The Determinants of Efficiency and Solvency in Savings and Loans”, *Rand Journal of Economics* 25, p.361-381.
- ✕ Huang, C.J. and Liu J.T. (1994) “Estimation of a Non-neutral Stochastic Frontier Production Function”, *Journal of Productivity Analysis* 8, p.395-414.
- ✕ Isik I, Hassan M K, (2002a) “Technical, scale and allocative efficiencies of Turkish banking industry”, *Journal of Banking and Finance*, 26, p.719-766.
- ✕ Isik, I., and Hassan, M.K (2002b) “Cost and profit efficiency of the Turkish banking industry: An empirical investigation” *The Financial Review* 37, p.257-280.
- ✕ Isik, I., and Hassan, M.K. (2003) “Efficiency, ownership and market structure, corporate control and governance in the Turkish banking industry” *Journal of Business Finance and Accounting* 30, p.1363-1421.
- ✕ Isik I, Lokman Gunduz and Mohammed Omran (2005) “Impacts of Organizational Forms, Stock Performance and Foreign Ownership on Bank Efficiency in Jordan: A Panel Study Approach” Communication à l’Economic Research Forum, 19-21 Decembre 2005.
- ✕ Kwan S.H and Eisenbeis R.A (1996) “An Analysis of Inefficiencies in Banking: A Stochastic Cost Frontier Approach”, *Economic Review*, Federal Reserve Bank of San Francisco n° 2, p.16-26.
- ✕ Lang G and Welzel P (1996) “Efficiency and Technical Progress in Banking. Empirical Results for a Panel of German Cooperative Banks”, *Journal of Banking and Finance* n° 20, p.1003-1023.

- ✕ Mester, L. (1993) “Efficiency in the Savings and Loan Industry”, *Journal of Banking & Finance* 17, p.267-286.
- ✕ Mester, L.J. (1996) “A study of bank efficiency taking into account risk-preferences”, *Journal of Banking and Finance* 20, p.1025-1045.
- ✕ Mohamed K.S and Molyneux Ph (2003), “Are GCC Banks Efficient ?”, Communication à l’Economic Research Forum, 31 mars-2 avril 2003.
- ✕ Reifschneider, D. and R. Stevenson (1991) “Systematic Departures from the Frontier: A Framework for the Analysis of Firm Efficiency”, *International Economic Review* 32, p.715-723.
- ✕ Pi, L., and S. Timme (1993) “Corporate Control and Bank Efficiency”, *Journal of Banking and Finance* 17, p.515-530.
- ✕ Wang, H. and P. Schmidt (2002) “One-Step and Two-Step Estimation of the Effects of Exogenous Variables on Technical Efficiency Levels” *Journal of Productivity Analysis* 18, p.129-144.