

# Estimation de l'Efficiences Productive des Banques Commerciales Tunisiennes sans Hypothèse a priori sur la distribution de l'inefficience :

BOUJELBENE Younes<sup>1</sup>  
ZAGHLA Abdessalem<sup>2</sup>

## **Résumé :**

Dans ce papier, nous nous proposons d'évaluer les scores d'efficiences productive des banques commerciales tunisiennes tout au long de la période 1989-2005. Le paysage bancaire local a été marqué, au cours de la période étudiée, par des changements importants suite à l'adoption, par le gouvernement tunisien, de différentes mesures de libéralisation financière.

En vue d'étudier les niveaux d'efficiences coût réalisés par les banques commerciales tunisiennes, nous proposons une méthode paramétrique, à savoir l'approche de frontière stochastique « SFA » à effet fixe, d'une part, et une extension du modèle à effet aléatoire, à savoir la spécification de Cornwell, Schmidt et Sickles [1990], d'autre part. En plus, nous considérons que la technologie du secteur bancaire peut être représentée par une fonction de coût translog agrégée.

Notre étude empirique a porté sur onze banques commerciales tunisiennes, dont les informations ont été exploitées à partir de leurs rapports d'activités tout au long de la période 1989-2005.

Nos résultats permettent de conclure que les banques privées sont plus efficaces que les banques publiques. En plus l'approche de frontière stochastique à effet aléatoire est la plus appropriée pour le secteur bancaire tunisien étant donné que les scores d'Efficiences productive ne sont pas constants durant la période de notre étude.

## **Mots clés :**

Efficiences productive, frontière stochastique, modèle à effet fixe, modèle à effet aléatoire, banques commerciales, modèle translog agrégée.

**Classification JEL :** G21, G32, D21, C23.

## **Abstract:**

In this paper, we propose to evaluate the scores of productive efficiency of the Tunisian commercial banks throughout the period 1989-2005. The local banking landscape was marked, during the studied period, by significant changes following the adoption, by the Tunisian government, of various measurements of financial liberalization.

In order to study the levels of efficiency cost realized by the Tunisian commercial banks, we propose a parametric method, namely the Stochastic Frontier Approach "SFA" for fixed effects, on the one hand, and an extension of the model for random effects, namely the specification of Cornwell, Schmidt and Sickles [1990], on the other hand. Moreover, we consider that the technology of the banking environment can be represented by an aggregate translog function.

Our empirical study related to eleven Tunisian commercial banks, whose information was exploited starting from their management reports throughout the period 1989-2005.

Our results make it possible to conclude that the private banks are more efficient than the public banks. In more the Stochastic Frontier Approach for random effects is adapted for the Tunisian banking environment since the scores of productive Efficiency are not constant during the period of our study.

**Key words:** Productive efficiency, Stochastic Frontier, model for fixed effects, model for random effects, commercial banks, aggregate translog function.

---

<sup>1</sup> Maître de Conférences à la Faculté des Sciences Economiques et de Gestion de Sfax.

<sup>2</sup> Doctorant à la Faculté des Sciences Economiques et de Gestion de Sfax. E-mail : [slaeim@yahoo.fr](mailto:slaeim@yahoo.fr) Téléphone : 95 328 753

## **INTRODUCTION :**

Soumis davantage aux exigences des processus de globalisation et opérant dans un environnement incertain, les banques sont amenées à améliorer leur efficacité et à hausser leur performance afin de préserver leur pérennité.

Dans ce même contexte, les banques commerciales tunisiennes se trouvent désormais d'améliorer leur productivité et leur efficacité ceci en adoptant plusieurs stratégies, notamment se focaliser sur l'amélioration de leur efficacité productive, afin de faire face à une concurrence de plus en plus acharnée que ce soit sur le plan national qu'international.

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 l'efficacité productive des banques tunisiennes présente un intérêt majeur.

Notre objectif consiste à analyser l'efficacité coût du secteur bancaire tunisien sur la période allant de 1989 à 2003, par l'estimation de la frontière de coût sans hypothèse a priori sur la distribution du terme de l'inefficacité, étant donné qu'il n'existe pas un consensus dans la littérature quant au choix pertinent parmi les distributions possibles du terme d'inefficacité (normal tronqué, semi normal, exponentiel,...).

La première section de cet article présente le concept de l'efficacité productive.

La deuxième section présente les détails relatifs à la méthodologie poursuivie.

La troisième section est consacrée à l'analyse et interprétation des résultats empiriques.

La dernière section reprend, en conclusion, les points saillants de l'analyse.

### **I. Le concept de l'efficacité productive**

L'efficacité productive a fait l'objet de nombreuses études pour mesurer le manque à gagner dû à la mauvaise maîtrise des aspects techniques de la production et la mauvaise allocation des ressources.

En effet, le concept de l'efficacité productive mesure la distance qui sépare celle-ci à la frontière de coût la plus efficace. Cette notion diffère des économies d'échelle et de gamme parce qu'elle considère l'agrégat productif comme une variable donnée. L'écart par rapport à la frontière représente le degré de l'inefficacité-X.

Tel qu'introduit par Leibenstein [1966], le concept d'efficacité productive est fondé sur l'idée que les organisations n'exploitent pas leurs ressources de façon optimale et ce parce que, d'une part les entreprises identiques ne peuvent parvenir à des résultats égaux en

terme de productivité même si elles disposent de la même technologie et d'une même combinaison de facteurs de production et d'autre part la majorité des entreprises n'opèrent pas sur la frontière de l'ensemble de production.

Leibenstein a expliqué ce phénomène par l'existence d'un input X distinct des facteurs traditionnels (capital et travail) et qui reflète la qualité de l'organisation ou de la gestion des ressources. Le niveau de l'input X est approché par le concept d'Efficiences productive qui consiste à situer l'activité d'une entreprise par rapport à la frontière efficiente de production ou de coût.

L'utilisation du concept de l'Efficiences productive permet de définir une frontière d'efficiences. Les meilleures organisations se situent sur cette frontière, elles ne peuvent augmenter leur production même si elles font appel aux technologies des autres organisations. Cette frontière est composée de tous les points où les organisations maximisent leur production « output » compte tenu des ressources disponibles « input ».

Ainsi, pour une combinaison d'input donnée, le degré de l'Efficiences productive est le ratio entre le niveau de production observé et le maximum possible. Pour un niveau d'output donné, il est représenté par le rapport entre le coût minimum et le coût observé.

L'efficiences peut être décomposée en deux composantes à savoir l'efficiences technique et l'efficiences allocative. Une banque est dite techniquement si elle maîtrise mieux les aspects techniques de la production bancaire et parvient en conséquence à offrir le maximum de services avec le minimum de ressources. Elle est allocativement efficiente, si elle arrive à utiliser les facteurs de production « input » dans des proportions exactes, compte tenu de leur coût sur le marché, permettent de minimiser le coût total de production.

## **II. Méthodologie, Définition et Mesure des variables :**

### **II.1 Méthodologie :**

Choisir la définition appropriée de la production de la banque est une question importante pour les recherches dans l'efficiences 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 une autre petite banque : la Citibank (C-B).

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 2005, soit 17ans, qui correspondent à la période des réformes du secteur bancaire. Elle se rapporte à 11 banques commerciales tunisiennes à savoir :

1- BNA : Banque Nationale Agricole	7- BIAT : Banque Internationale Arabe de Tunisie
2-STB : Société Tunisienne de Banque	8- UBCI : Union Bancaire pour le Commerce et l'Industrie
3-UIB : Union Internationale de Banque	9- ATB: Arab Tunisian Bank
4-BS : Banque du Sud	10- AB: Amen Bank
5-BH : Banque de l'Habitat	11- BT: Banque de Tunisie
6- BFT : Banque FRANCO-TUNISIENNE	

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 input ;
- Les charges financières sont incluses dans notre analyse.

## II.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 :

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

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:

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

m : Le nombre des banques dans l'échantillon;

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

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

*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 dans le tableau 1 :

**[Insérer tableau 1]**

*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 2 présente les moyennes annuelles des inputs et des outputs de notre échantillon :

[Insérer tableau 2]

### III. Estimation de l'Efficiences productive des banques commerciales tunisiennes durant la période (1989-2003) :

#### III.1 Estimation de l'Efficiences productive par la frontière stochastique à effet fixe :

##### ➤ Présentation du modèle

La fonction du coût translog est représentée comme suit :

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

$i \in (1 \rightarrow 11)$  : Désigne le nombre des banques;

$t \in (1 \rightarrow 14)$  : Désigne les années d'étude (1989 → 2005).

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  $N(0, \sigma_v^2)$ .

Dans le cadre d'une fonction de coût, le modèle à effet fixe est définie par :

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

Avec

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

$\alpha_i = \alpha_0 + u_i$  : est l'effet commun des firmes dans le modèle "FE"

L'équation (2) doit respecter deux restrictions théoriques à savoir :

- La symétrie des inputs :  $\beta_{jk} = \beta_{kj}$   $j, k \in \{L, K, F\}$ .

- L'homogénéité des prix des inputs :

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

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).

En respectant ces contraintes, on obtient le modèle transformé suivant :

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{CT}{PL}\right)_{it} = & \alpha_i + \alpha_Q \ln(Q_{it}) + \frac{1}{2} \beta_{QQ} [\ln(Q_{it})]^2 + \alpha_K \ln\left(\frac{PK}{PL}\right)_{it} + \alpha_F \ln\left(\frac{PF}{PL}\right)_{it} \\ & + \beta_{KQ} \ln\left(\frac{PK}{PL}\right)_{it} \ln(Q_{it}) + \beta_{FQ} \ln\left(\frac{PF}{PL}\right)_{it} \ln(Q_{it}) \\ & + \beta_{LK} \left[ \ln(PL_{it}) \ln(PK_{it}) - \frac{1}{2} [\ln(PL_{it})]^2 - \frac{1}{2} [\ln(PK_{it})]^2 \right] \\ & + \beta_{LF} \left[ \ln(PL_{it}) \ln(PF_{it}) - \frac{1}{2} [\ln(PL_{it})]^2 - \frac{1}{2} [\ln(PF_{it})]^2 \right] \\ & + \beta_{KF} \left[ \ln(PK_{it}) \ln(PF_{it}) - \frac{1}{2} [\ln(PK_{it})]^2 - \frac{1}{2} [\ln(PF_{it})]^2 \right] + v_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

Pour estimer ce modèle on ajoute des variables muettes spécifiques à chaque firme (Di vaut 1 si l'observation correspond à la firme i et 0 si non). La frontière s'écrit alors :

$$\begin{aligned}
\text{Ln}\left(\frac{\text{CT}}{\text{PL}}\right)_{it} &= \sum_{i=1}^n \alpha_i D_i + \alpha_Q \text{Ln}(Q_{it}) + \frac{1}{2} \beta_{QQ} [\text{Ln}(Q_{it})]^2 + \alpha_K \text{Ln}\left(\frac{\text{PK}}{\text{PL}}\right)_{it} + \alpha_F \text{Ln}\left(\frac{\text{PF}}{\text{PL}}\right)_{it} \\
&+ \beta_{KQ} \text{Ln}\left(\frac{\text{PK}}{\text{PL}}\right)_{it} \text{Ln}(Q_{it}) + \beta_{FQ} \text{Ln}\left(\frac{\text{PF}}{\text{PL}}\right)_{it} \text{Ln}(Q_{it}) \\
&+ \beta_{LK} \left[ \text{Ln}(\text{PL}_{it}) \text{Ln}(\text{PK}_{it}) - \frac{1}{2} [\text{Ln}(\text{PL}_{it})]^2 - \frac{1}{2} [\text{Ln}(\text{PK}_{it})]^2 \right] \\
&+ \beta_{LF} \left[ \text{Ln}(\text{PL}_{it}) \text{Ln}(\text{PF}_{it}) - \frac{1}{2} [\text{Ln}(\text{PL}_{it})]^2 - \frac{1}{2} [\text{Ln}(\text{PF}_{it})]^2 \right] \\
&+ \beta_{KF} \left[ \text{Ln}(\text{PK}_{it}) \text{Ln}(\text{PF}_{it}) - \frac{1}{2} [\text{Ln}(\text{PK}_{it})]^2 - \frac{1}{2} [\text{Ln}(\text{PF}_{it})]^2 \right] + v_{it}
\end{aligned} \tag{4}$$

➤ Tests d'hypothèses et résultats d'estimation de la frontière coût

Nous estimons la frontière (4) par la méthode MCO. Pour avoir une estimation des  $u_i$ ,

on prend  $\alpha_0 = \min(\alpha_i)$

D'où  $u_i = \alpha_i - \min(\alpha_i)$

L'Efficienc productiv pour la banque i est donnée par :

$\text{Eff}_i = \exp(-u_i) = \exp(\min(\alpha_i) - \alpha_i)$

L'estimation de l'efficienc-X moyenn de l'industrie est donnée par :

$\text{Eff}_{\text{moy}} = E(\text{Eff}_i) = E(\exp(-u_i))$

Notre échantillon des banques commerciales se compose de banques publiques et de banques privées dont les technologies de production ne sont pas nécessairement les mêmes. Pour savoir si on peut empiler les données des banques publiques et des banques privées, nous avons procédé au test économétrique de stabilité des coefficients. La manière la plus appropriée pour réaliser ce test consiste à construire un test de Fisher. La frontière de coût s'écrit comme :

- Pour les banques publiques :

$$\begin{aligned}
\text{Ln}\left(\frac{\text{CT}}{\text{PL}}\right)_{it} &= \alpha_{0pu} + \alpha_{Qpu} \text{Ln}(Q_{it}) + \frac{1}{2}\beta_{QQpu} [\text{Ln}(Q_{it})]^2 + \alpha_{Kpu} \text{Ln}\left(\frac{\text{PK}}{\text{PL}}\right)_{it} + \alpha_{Fpu} \text{Ln}\left(\frac{\text{PF}}{\text{PL}}\right)_{it} \\
&+ \beta_{KQpu} \text{Ln}\left(\frac{\text{PK}}{\text{PL}}\right)_{it} \text{Ln}(Q_{it}) + \beta_{FQpu} \text{Ln}\left(\frac{\text{PF}}{\text{PL}}\right)_{it} \text{Ln}(Q_{it}) \\
&+ \beta_{LKpu} \left[ \text{Ln}(\text{PL}_{it}) \text{Ln}(\text{PK}_{it}) - \frac{1}{2}[\text{Ln}(\text{PL}_{it})]^2 - \frac{1}{2}[\text{Ln}(\text{PK}_{it})]^2 \right] \\
&+ \beta_{LFpu} \left[ \text{Ln}(\text{PL}_{it}) \text{Ln}(\text{PF}_{it}) - \frac{1}{2}[\text{Ln}(\text{PL}_{it})]^2 - \frac{1}{2}[\text{Ln}(\text{PF}_{it})]^2 \right] \\
&+ \beta_{KFpu} \left[ \text{Ln}(\text{PK}_{it}) \text{Ln}(\text{PF}_{it}) - \frac{1}{2}[\text{Ln}(\text{PK}_{it})]^2 - \frac{1}{2}[\text{Ln}(\text{PF}_{it})]^2 \right] + \varepsilon_{it}
\end{aligned}$$

- Pour les banques privées :

$$\begin{aligned}
\text{Ln}\left(\frac{\text{CT}}{\text{PL}}\right)_{it} &= \alpha_{0pr} + \alpha_{Qpr} \text{Ln}(Q_{it}) + \frac{1}{2}\beta_{QQpr} [\text{Ln}(Q_{it})]^2 + \alpha_{Kpr} \text{Ln}\left(\frac{\text{PK}}{\text{PL}}\right)_{it} + \alpha_{Fpr} \text{Ln}\left(\frac{\text{PF}}{\text{PL}}\right)_{it} \\
&+ \beta_{KQpr} \text{Ln}\left(\frac{\text{PK}}{\text{PL}}\right)_{it} \text{Ln}(Q_{it}) + \beta_{FQpr} \text{Ln}\left(\frac{\text{PF}}{\text{PL}}\right)_{it} \text{Ln}(Q_{it}) \\
&+ \beta_{LKpr} \left[ \text{Ln}(\text{PL}_{it}) \text{Ln}(\text{PK}_{it}) - \frac{1}{2}[\text{Ln}(\text{PL}_{it})]^2 - \frac{1}{2}[\text{Ln}(\text{PK}_{it})]^2 \right] \\
&+ \beta_{LFpr} \left[ \text{Ln}(\text{PL}_{it}) \text{Ln}(\text{PF}_{it}) - \frac{1}{2}[\text{Ln}(\text{PL}_{it})]^2 - \frac{1}{2}[\text{Ln}(\text{PF}_{it})]^2 \right] \\
&+ \beta_{KFpr} \left[ \text{Ln}(\text{PK}_{it}) \text{Ln}(\text{PF}_{it}) - \frac{1}{2}[\text{Ln}(\text{PK}_{it})]^2 - \frac{1}{2}[\text{Ln}(\text{PF}_{it})]^2 \right] + \varepsilon_{it}
\end{aligned}$$

Le test de Fisher s'écrit alors :

$$\begin{cases}
H_0 : \text{modèle empilé (banques publiques et privées ont la même technologie)} \\
H_1 : \text{modèles différents (banques publiques et privées n'ont pas la même technologie)}
\end{cases}$$

$$\Leftrightarrow \begin{cases}
H_0 : \alpha_{0pu} = \alpha_{0pr}, \alpha_{Qpu} = \alpha_{Qpr}, \beta_{QQpu} = \beta_{QQpr}, \alpha_{Kpu} = \alpha_{Kpr}, \alpha_{Fpu} = \alpha_{Fpr}, \\
\beta_{KQpu} = \beta_{KQpr}, \beta_{FQpu} = \beta_{FQpr}, \beta_{LKpu} = \beta_{LKpr}, \beta_{LFpu} = \beta_{LFpr}, \beta_{KFpu} = \beta_{KFpr} \\
H_1 : \alpha_{0pu} \neq \alpha_{0pr}, \alpha_{Qpu} \neq \alpha_{Qpr}, \beta_{QQpu} \neq \beta_{QQpr}, \alpha_{Kpu} \neq \alpha_{Kpr}, \alpha_{Fpu} \neq \alpha_{Fpr}, \\
\beta_{KQpu} \neq \beta_{KQpr}, \beta_{FQpu} \neq \beta_{FQpr}, \beta_{LKpu} \neq \beta_{LKpr}, \beta_{LFpu} \neq \beta_{LFpr}, \beta_{KFpu} \neq \beta_{KFpr}
\end{cases}$$

$$F^c = \frac{[SCR(H_0) - SCR(H_1)] / [dl(H_0) - dl(H_1)]}{SCR(H_1) / dl(H_1)} \rightarrow F^{5\%}(dl(H_0) - dl(H_1), dl(H_1))$$

La statistique du test de Fisher s'écrit sous la forme suivante :

Où  $SCR(H_0)$  et  $SCR(H_1)$  sont respectivement la somme des carrés des résidus sous  $H_0$  et sous  $H_1$ .

$dl(H_0)$  et  $dl(H_1)$  sont respectivement les degrés de liberté sous  $H_0$  et sous  $H_1$ .

Ce test permet de rejeter (d'accepter) l'hypothèse nulle  $H_0$  lorsque  $F^c$  est supérieur (inférieur) à la valeur F de la table au seuil de signification 5%.

Le tableau 3 fournit les résultats de ce test :

**[Insérer tableau 3]**

Le résultat du test nous amène à accepter l'hypothèse  $H_1$ . Les banques publiques et les banques privées n'ont pas les mêmes technologies de production. Donc, on a intérêt à estimer chaque frontière de coût à part.

L'estimation de la frontière de coût pour chaque type de banque, nous donne les scores d'efficacité productive présentés par le tableau 4 :

**[Insérer tableau 4]**

Les résultats montrent que les scores d'efficacité productive des banques publiques sont compris entre 0,9395 et 1. Tandis que pour les banques privées, ils sont compris entre 0,9763 et 1.

Pour comparer l'efficacité des banques selon leur statut de propriété, nous faisons un test de différence de moyenne :

$$\begin{cases} H_0: m_{pr} - m_{pu} = 0 \\ H_1: m_{pr} - m_{pu} \neq 0 \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} H_0: m_{pr} = m_{pu} \\ H_1: m_{pr} \neq m_{pu} \end{cases}$$

$$T^c = \frac{(\overline{X}_{pr} - \overline{X}_{pu}) - (m_{pr} - m_{pu})}{\sqrt{\frac{\sigma_{pr}^2}{n_{pr}} + \frac{\sigma_{pu}^2}{n_{pu}}}}$$

Avec  $\overline{X}_{pr} = 0,9918$

$$\overline{X}_{pu} = 0,9713$$

$$\sigma_{pr} = 0,1061$$

$$\sigma_{pu} = 0,1587$$

$$m_{pr} - m_{pu} \in \left[ \overline{X}_{pr} - \overline{X}_{pu} \pm t_{(n_{pr} + n_{pr} - 2)}^{\alpha/2} \times \sqrt{\frac{\sigma_{pr}^2}{n_{pr}} + \frac{\sigma_{pu}^2}{n_{pru}}} \right]$$

$$m_{pr} - m_{pu} \in [-0,0118; 0,0502] \Rightarrow 0 \in [0,0078; 0,0502] \text{ donc } m_{pr} - m_{pu} = 0 \text{ c'est-à-}$$

dire  $m_{pr} = m_{pu} \Rightarrow$  on accepte  $H_0$ .

Nous faisons un test de différence de moyenne, nous trouvons que n'existe pas de différence entre les efficacités moyennes selon le type de propriété.

On peut donc conclure que dans notre échantillon, il n'y a pas de différence très significative entre les valeurs moyennes des scores d'Efficiéce productive des banques publiques et des banques privées. En effet, l'efficiéce moyenne des banques publiques est de l'ordre de 97,13% qui est inférieure à celle des banques privées qui atteint 99,18%.

### **III.2 Estimation de l'Efficiéce productive par la frontière stochastique à effet aléatoire :**

La principale critique du modèle à effet fixe porte sur l'hypothèse de constante de l'Efficiéce productive dans le temps. Pour cette raison la littérature récente sur les données de panel a montré qu'on peut relâcher l'hypothèse de constante de l'Efficiéce productive sans perdre les avantages spécifiques à ce type de données.

Plusieurs spécifications ont été introduites et qui ont permis au terme de l'inefficiéce de varier dans le temps.

Dans le présent travail, nous nous utiliserons une extension du modèle à effet aléatoire, à savoir le modèle de Cornwell, Schimdt et Sickles [1990]<sup>3</sup>. Deux raisons justifient ce choix :

D'abord, par rapport au modèle à effet fixe, la spécification de CSS à l'avantage d'être plus proche de la réalité lorsqu'on analyse l'efficiéce dans un environnement de réformes où

<sup>3</sup> Dans ce qui suit, on notera ces auteurs par CSS.

les banques réagissent différemment et doivent s'adopter au changement en modifiant leur degré d'efficacité. Ensuite, cette spécification n'impose pas que l'inefficacité évolue de la même manière pour toutes les banques, en plus ce modèle n'exige pas des hypothèses fortes sur la distribution de l'inefficacité.

➤ Présentation du modèle

La frontière stochastique de coût que nous estimons s'écrit :

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{CT}{PL}\right)_{it} = & \alpha_{it} + \alpha_Q \ln(Q_{it}) + \frac{1}{2}\beta_{QQ} [\ln(Q_{it})]^2 + \alpha_K \ln\left(\frac{PK}{PL}\right)_{it} + \alpha_F \ln\left(\frac{PF}{PL}\right)_{it} \\ & + \beta_{KQ} \ln\left(\frac{PK}{PF}\right)_{it} \ln(Q_{it}) + \beta_{FQ} \ln\left(\frac{PF}{PL}\right)_{it} \ln(Q_{it}) \\ & + \beta_{LK} \left[ \ln(PL_{it})\ln(PK_{it}) - \frac{1}{2}[\ln(PL_{it})]^2 - \frac{1}{2}[\ln(PK_{it})]^2 \right] \\ & + \beta_{LF} \left[ \ln(PL_{it})\ln(PF_{it}) - \frac{1}{2}[\ln(PL_{it})]^2 - \frac{1}{2}[\ln(PF_{it})]^2 \right] \\ & + \beta_{KF} \left[ \ln(PK_{it})\ln(PF_{it}) - \frac{1}{2}[\ln(PK_{it})]^2 - \frac{1}{2}[\ln(PF_{it})]^2 \right] + v_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

Avec :

$\alpha_{it} = \alpha_{0t} + u_{it}$  : La constante de la banque  $i$  dans la période  $t$ .

$\alpha_{0t}$  La constante commune de la frontière stochastique de coût à tous les banques dans la période  $t$ .

Puisqu'il est impossible d'estimer toutes les constantes  $\alpha_{it}$ , parce que ceci signifie d'estimer des coefficients additionnels ( $N \times T$ ) en plus le vecteur des paramètres explicatives, nous utilisons la forme fonctionnelle polynomiale proposée par CSS [1990]:

$$\alpha_{it} = \theta_{i1} + \theta_{i2}t + \theta_{i3}t^2 \quad (6)$$

Où  $t$  désigne le trend

Afin d'obtenir des estimateurs convergents, nous appliquerons la procédure d'estimation à deux étapes :

- La première étape consiste à estimer la frontière de coût de référence (5), et récupérer les résidus.

- La deuxième étape consiste à régresser les résidus de chaque firme  $i$  par rapport aux variables temporelles  $t$  et  $t^2$  conformément à (6) et sachant que  $\alpha_{it} > 0$ , on estime la composante de l'inefficience coût par l'expression suivante :

$$\begin{cases} \hat{u}_{it} = \alpha_{it} - \alpha_{0t} \\ \alpha_{0t} = \min(\hat{\alpha}_{it}) \end{cases} \Rightarrow \hat{u}_{it} = \hat{\alpha}_{it} - \min(\hat{\alpha}_{it}) \quad (7)$$

Les composantes de l'Efficiencia productive sont obtenues conformément à l'expression suivante :

$$Eff_{it} = \exp(-\hat{u}_{it}) = \exp\left[\min(\hat{\alpha}_{it}) - \hat{\alpha}_{it}\right]$$

L'estimation de l'efficiencia-X moyenne de l'industrie est donnée par :

$$Eff_{moy} = E(Eff_{it}) = E\left[\exp(-\hat{u}_{it})\right]$$

#### ➤ Tests d'hypothèses et résultats d'estimation de la frontière coût

Avant de passer à l'interprétation des résultats, nous focalisons tout d'abord à tester quelques hypothèses.

##### ✎ Hypothèse de variabilité de l'efficiencia dans le temps :

$$\begin{cases} H_0: \text{Efficiencia-X constante dans le temps} \\ H_1: \text{Efficiencia-X variable dans le temps} \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} H_0: \theta_{i2} = \theta_{i3} = 0 \\ H_1: \theta_{i2} \neq \theta_{i3} \end{cases}$$

Le tableau 5 fournit les résultats de ce test :

**[Insérer tableau 5]**

Le résultat du test nous amène à accepter l'hypothèse  $H_1$ . Par conséquent l'Efficiencia productive n'est pas constante dans le temps. Ce qui justifie le choix de notre spécification de CSS.

##### ✎ Hypothèse de stabilité des coefficients :

Le test de Fisher s'écrit sous cette forme :

$$\begin{cases} H_0: \text{modèle empilé (banques publiques et privées ont la même technologie)} \\ H_1: \text{modèles différents (banques publiques et privées n'ont pas la même technologie)} \end{cases}$$

Le tableau 6 fournit les résultats de ce test :

**[Insérer tableau 6]**

Le résultat du test nous amène à accepter l'hypothèse  $H_1$ . Les banques publiques et les banques privées n'ont pas les mêmes technologies de production. Donc, on a intérêt à estimer chaque frontière de coût à part.

L'estimation de la frontière de coût pour chaque type de banque, nous donne les scores d'efficacité suivants :

**[Insérer tableau 7]**

La lecture de ce tableau, montre que les scores d'Efficiency productive des banques publiques sont compris entre 0,5264 et 0,6869. Tandis que pour les banques privées, ils sont compris entre 0,7476 et 0.8285.

Pour comparer l'efficacité des banques selon le statut de propriété des banques, nous faisons un test de différence de moyenne :

$$\begin{cases} H_0: m_{pr} - m_{pu} = 0 \\ H_1: m_{pr} - m_{pu} \neq 0 \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} H_0: m_{pr} = m_{pu} \\ H_1: m_{pr} \neq m_{pu} \end{cases}$$

$$\text{Avec } \overline{X}_{pr} = 0,7925$$

$$\overline{X}_{pu} = 0,6170$$

$$\sigma_{pr} = 0,1010$$

$$\sigma_{pu} = 0,1331$$

$$m_{pr} - m_{pu} \in [0,1472; 0,2039] \Rightarrow 0 \notin [0,1472; 0,2039] \text{ donc } m_{pr} - m_{pu} \neq 0 \text{ c'est-à-dire } m_{pr} \neq m_{pu}.$$

dire  $m_{pr} \neq m_{pu}$ .

Ce test montre qu'il existe une différence entre les efficacités moyennes selon le type de propriété, elle varie entre 14,72% et 20,39%.

On peut donc conclure que dans notre échantillon, il y a une différence très significative entre les valeurs moyennes des scores d'Efficiency productive des banques publiques et des banques privées. En effet, l'efficacité moyenne des banques publiques est de l'ordre de 61,70% qui est inférieure à celle des banques privées qui atteint 79,25%. Ainsi, les banques privées sont en moyenne plus efficaces que les banques publiques.

La lecture le tableau 7, montre bien qu'en moyenne les banques privées sont plus efficaces que les banques publiques. En effet, les établissements publics ont un score

d'inefficience qui s'élève en moyenne à 38,42%. Alors que les établissements privés ont un score d'inefficience qui ne dépasse pas en moyenne 20,52%. Ces résultats signifient que les banques privées utilisent les inputs d'une manière beaucoup plus efficiente que les banques publiques, ce qui limite le gaspillage des facteurs de ces banques. Ceci peut être expliqué par la meilleure organisation des banques privées issues de l'esprit concurrentiel sans l'attente de l'intervention de l'Etat dans les cas extrêmes.

De ce fait, le programme de modernisation permet l'engagement du processus de privatisation des banques publiques en vue d'accroître leur dynamisme, d'assainir la situation financière et d'introduire une plus grande flexibilité dans leur mode de gestion.

La supériorité des scores d'efficience moyennes des banques privées par rapport aux banques publiques, est illustrée par le graphique suivant :

**[Insérer graphique]**

### **III.3 Comparaison des résultats :**

On a présenté les résultats d'estimation de l'Efficienne productive sans hypothèses à priori sur la distribution du terme d'inefficience, selon l'approche de frontière stochastique à effet fixe, d'une part, et à effet aléatoire d'autre part.

La comparaison des résultats des deux méthodes, selon le statut des banques est donnée par le tableau suivant :

**[Insérer tableau 8]**

La lecture de ce tableau montre que les scores moyens d'Efficienne productive des banques privées, selon les deux modèles, sont supérieurs à celles des banques publiques, ce qui montre que les banques privées sont plus efficientes que les banques publiques.

L'avantage du modèle à effet aléatoire par rapport à celui à effet fixe, est d'illustrer l'évolution de l'Efficienne productive dans le temps. Ceci est montré par le tableau suivant :

**[Insérer tableau 9]**

La lecture de ce tableau montre bien que l'efficience est variable dans le temps. En effet, pour les banques publiques elle varie entre 55,07% et 69,68% ; et pour les banques privées elle compris entre 73,28% et 94,60%. Et par la suite le modèle à effet aléatoire à un pouvoir explicative supérieure à celui à effet fixe ; ce qui justifie que l'approche de frontière stochastique à effet aléatoire est la plus appropriée pour le secteur bancaire tunisien, étant donné que les scores d'efficience ne sont pas constants durant la période de notre étude.

## CONCLUSION :

L'utilisation de l'approche stochastique a conduit à des résultats intéressants. Elle a permis d'apprécier l'efficacité productive des banques commerciales tunisiennes durant la période 1989-2005.

L'analyse de l'efficacité productive a montré que les banques privées sont plus efficaces que les banques publiques, selon l'approche de frontière stochastique à effet fixe, d'une part, et à effet aléatoire d'autre part.

En plus les résultats empiriques ont montré que l'approche de frontière stochastique à effet aléatoire est la plus appropriée pour le secteur bancaire tunisien, étant donné que les scores d'efficacité ne sont pas constants durant la période de notre étude.

Enfin, quel que soit le statut des banques, les banques commerciales tunisiennes sont appelées de plus en plus à une meilleure organisation et une meilleure qualité de gestion, et par conséquent à améliorer leurs performances productives surtout avec les innovations technologiques réalisées et l'accentuation de la concurrence dans ce domaine. En effet, les scores moyens d'inefficacité-productive s'élèvent à 20,52% et à 38,42% pour les banques privées et publiques respectivement.

Ainsi, une analyse des déterminants de l'efficacité productive des banques semble nécessaire pour déterminer les raisons expliquant ces niveaux d'inefficacité.

### Liste des tableaux

Tableau 1 : Les coûts de production bancaire

Coûts	Comptes correspondants
Coût du facteur travail « CL »	Masse salariale
Coût du facteur capital physique « CK »	Charges sur opérations diverses + Charges générales d'exploitation + Dotations aux amortissements et provisions.
Coût du facteur capital financier « CF »	Charges sur opérations de trésorerie et sur opérations interbancaires + Intérêts versés sur les dépôts à la clientèle + Charges sur emprunts obligataires, budgétaires et extérieures+ Pertes diverses.

**Tableau 2 : Moyennes annuelles des données de l'échantillon des 11 banques commerciales tunisiennes :**

	Outputs		Inputs		
	CC	PT	L	K	F
1989	405814	79908	1116	11008	388783
1990	515038	87428	1170	12471	420430
1991	574219	96767	1203	13745	439236
1992	648829	78926	1247	15162	474689
1993	689538	74186	1300	15281	512751
1994	724380	75559	1372	17569	562778
1995	779973	61602	1415	20427	591064
1996	806566	56802	1417	21745	675895
1997	894125	94849	1442	24046	804670
1998	959012	89887	1465	26325	854052
1999	984580	83362	1485	32944	1031347
2000	1249217	98777	1523	34969	1163251
2001	1385090	94058	1523	36649	1272547
2002	1485211	86965	1523	39384	1319519
2003	1549024	105993	1510	41368	1416749
2004	1648252	141610	1474	43102	1587355
2005	1778952	146549	1452	45959	1754428
<b>1989-2005</b>	<b>1004578</b>	<b>91366</b>	<b>1390</b>	<b>26597</b>	<b>898208</b>

**Source :** Calculs effectués à partir des données fournies par l'APBT.

Nous signalons que ces données sont en milliers de dinars tunisiens, exception faite du travail (L) qui est mesuré par le nombre des employés.

**Tableau 3 : Test de stabilité des coefficients**

Test de Fisher				
$F^c$	$dl(H_0)$	$dl(H_1)$	$F^{5\%}_{(10,1167)}$	Résultat
7,8728	177	167	1,7874	RH <sub>0</sub>

RH<sub>0</sub> : rejet de H<sub>0</sub>.

**Tableau 4: Scores moyennes d'Efficiency productive selon le statut des banques**

Banques Publiques	Scores d'efficience	Banques Privées	Scores d'efficience
STB	0,9395	BIAT	0,9883
BNA	0,9919	BT	0,9979
UIB	0,9551	UBCI	0,9763
BS	0,9657	AB	1
BH	0,9756	ATB	0,9964

<b>BFT</b>	<b>1</b>		
<b>Efficienc e moyenne</b>	<b>0,9713</b>	<b>Efficienc e moyenne</b>	<b>0,9918</b>

**Tableau 5 : Test de variabilité de l'efficience dans le temps**

Test de Fisher				
$F^c$	$dl(H_0)$	$dl(H_1)$	$F^{5\%}_{(2,184)}$	Résultat
14,4432	186	184	2,6424	RH <sub>0</sub>

RH<sub>0</sub> : rejet de  $H_0$ .

**Tableau 6 : Test de stabilité des coefficients (modèle à effet aléatoire)**

Test de Fisher				
$F^c$	$dl(H_0)$	$dl(H_1)$	$F^{5\%}_{(3,181)}$	Résultat
33,0272	184	181	2,6411	RH <sub>0</sub>

RH<sub>0</sub> : rejet de  $H_0$ .

**Tableau 7: Scores moyennes d'Efficienc e productive selon le statut des banques**

Banques Publiques	Scores d'efficience	Banques Privées	Scores d'efficience
<b>STB</b>	0,5264	<b>BIAT</b>	0,7617
<b>BNA</b>	0,6126	<b>BT</b>	0,8285
<b>UIB</b>	0,6055	<b>UBCI</b>	0,8213
<b>BS</b>	0,6246	<b>AB</b>	0,7476
<b>BH</b>	0,6869	<b>ATB</b>	0,8077
<b>BFT</b>	0,6391	<b>UIB*</b>	0,8021
<b>Efficienc e moyenne</b>	<b>0,6158</b>	<b>Efficienc e moyenne</b>	<b>0,7948</b>

\* A partir de l'année 2003 l'UIB devient une banque privée.

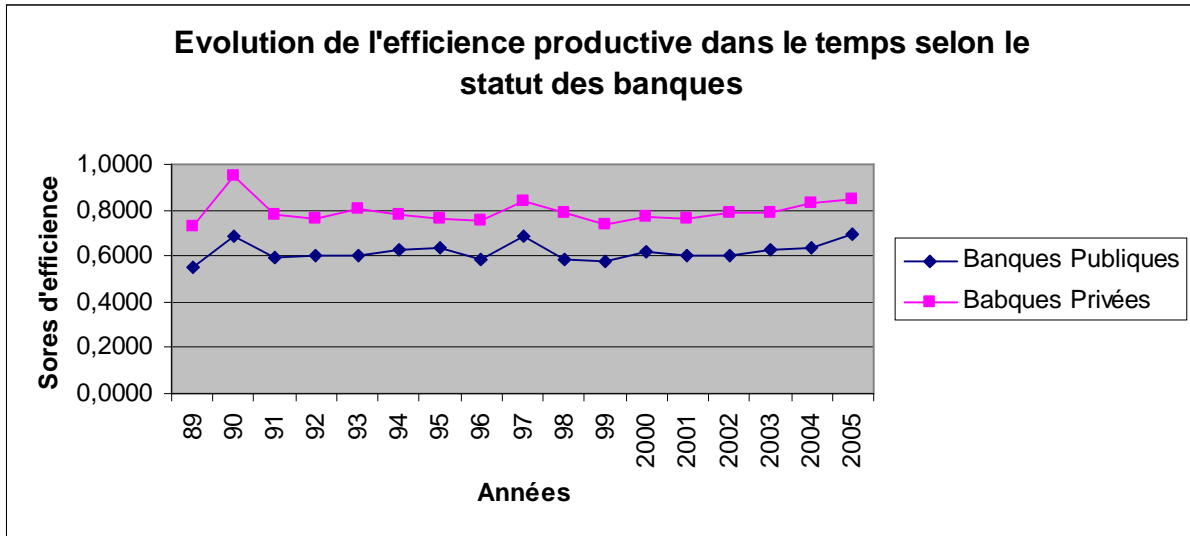
**Tableau 8 : Comparaison de l'efficience moyenne des banques privées et publiques selon les deux modèles**

	Efficienc e moyenne des banques publiques	Efficienc e moyenne des banques privées
<b>Modèle à effet fixe</b>	0,9713	0,9918
<b>Modèle à effet aléatoire (spécification de CSS (1990))</b>	0,6158	0,7948

**Tableau 9 : Evolution de l'Efficiencce productive dans le temps selon le statut des banques sur la période (1989-2005)**

	<b>Banques publiques</b>	<b>Banques privées</b>
<b>89</b>	0,5507	0,7328
<b>90</b>	0,6826	0,9460
<b>91</b>	0,5933	0,7829
<b>92</b>	0,5975	0,7659
<b>93</b>	0,6011	0,8062
<b>94</b>	0,6291	0,7802
<b>95</b>	0,6324	0,7633
<b>96</b>	0,5815	0,7570
<b>97</b>	0,6847	0,8390
<b>98</b>	0,5828	0,7903
<b>99</b>	0,5740	0,7382
<b>2000</b>	0,6204	0,7688
<b>2001</b>	0,5999	0,7597
<b>2002</b>	0,6048	0,7842
<b>2003</b>	0,6262	0,7856
<b>2004</b>	0,6314	0,8291
<b>2005</b>	0,6968	0,8442
<b>Efficiencce moyenne</b>	<b>0,6170</b>	<b>0,7925</b>

## Liste de graphique



## BIBLIOGRAPHIE

- ☞ Ali A.I & Seiford L.M [1993], « The Mathematical Programming Approach to Efficiency Analysis. The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications », Oxford University Press, New York, pp.120-159.
- ☞ Banker R.D, Charnes. A & Cooper W.W [1984], « Some Models for Estimating Technical and Scale Inefficiencies in Data Envelopment Analysis », *Management Science*, 30, pp.1078–1092.
- ☞ Battese G.E & Coelli T.J [1992], « Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India », *Journal of Productivity Analysis*, 3, pp.153-169.
- ☞ Battese G.E & Coelli T.J [1995], « A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data », *Empirical Economics*, vol. 20(2), pp.325-332.
- ☞ Bauer & al [1993], « Efficiency and productivity growth in US Banking », Working Paper, Oxford University Press, pp.386-413.
- ☞ Baumol. W, Panzar. J & Willing. R [1982], « Contestable Markets theory of industry structure », New York, Harcourt Brace.
- ☞ Benston [1965], « Branch banking and economies of scale », *Journal of Finance*, vol.20.
- ☞ Benston, Bell & Murphy [1968], « Economies of scale and division of labour in commercial banking », *National Banking Review*, vol.5.
- ☞ Benston, Hanweck & Humphrey [1982], « Scale economies in banking, a restructuring and reassessment », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol.13, pp.435-455.
- ☞ Berger & De Young [1997], « Problem loans and cost efficiency in commercial banks», *Journal of Banking and Finance*, vol.21.
- ☞ Berger & Humphrey [1991], « The dominance of inefficiency over scale and product Mix Economies in banking », *Journal of Monetary Economics*, pp.117-148.
- ☞ Berger & Humphrey [1997], « Efficiency of Financial Institutions: International Survey and Direction for future research », *European Journal of Operational Research*, vol.21, pp.175-212.
- ☞ Berger & Mester [1997], « Inside the Black Box: what explains differences in the efficiencies of financial institutions? », *Journal of Banking and Finance*, vol.21, pp.895-947.
- ☞ Berger [1993], « Distribution-Free estimates of efficiency in the US Banking industry and tests of the standard distributional assumptions », *Journal of Productivity Analysis*, vol.4, pp.261-292.
- ☞ Buono M.J & Eakin B.K [1991], « Branching restrictions and banking costs », *Journal of Banking and Finance*, vol.14, pp.1151-1162.
- ☞ Cebenoyan & al [1993], « The relative efficiency of stock: A stochastic cost frontier Approach » *Journal of Financial Services Research*, vol.17, pp.151-170.
- ☞ 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, pp.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, pp.33-67.
- ☞ Chaffai M.E [1999], « Comment accroître les performances des banques commerciales tunisiennes : Une question d'organisation plutôt que de taille », *Finance et Développement au Maghreb* n°42, pp.79-89.
- ☞ Charnes. A, Cooper W.W & Rhodes. E [1978], « Measuring the inefficiency of decision making units », *European Journal of Operational Research*, 2, pp.429-444.
- ☞ 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.
- ☞ De Young. R [1997], « Comment on operational efficiency in Banking: An international perspective », *Journal of Banking and Finance*.
- ☞ De Young. R [1998] «Management quality and X-efficiency in National Banks», *Journal of Financial Services Research*.
- ☞ Deprins. D, Simar. L & Tulkens. H [1984], « Measuring labour inefficiency in post offices. In the Performance of Public Entreprises: Concepts and Measurements », Amsterdam, North-Holland, pp.243-267.
- ☞ Dietsh. M [1996], « Efficience et prise de risque dans les banques en France », *Revue Economique* n°3, pp.745-754.
- ☞ Dietsh. M [1992], « Quel modèle de concurrence dans l'industrie bancaire », *Revue économique* n° 2, pp.229-261.
- ☞ Farrell M.J [1957], « The measurement of productive efficiency. *Journal of the royal statistical society* », n°120, pp.253-290.
- ☞ Greene W. H. [2003], « Simulated likelihood estimation of the normal-gamma stochastic frontier function », *Journal of Productivity Analysis*, 19, pp.179-190
- ☞ Hancock. D [1991], « A theory of productions for financial firm », Norwell, Mass: Kluwer Academic Publishers.
- ☞ Iimi. A [2004], « Banking sector reforms in Pakistan: economies of scale and scope, and cost complementarities », *Journal of Asian Economics*, vol.15, pp.507-552.
- ☞ Jondrow. J, Lovell C.A.K, Materov I.S & Schmidt. P [1982], « On the estimation of technical efficiency in the stochastic Frontier production function model », *Journal of Econometrics*, vol.19, pp.233-238.
- ☞ Kim [1986], « Economies of scales and economies of scope in multiproduct financial institutions: Further evidence from credit unions », *Journal of Money Credit and Banking* vol.18, pp.220-226.
- ☞ Kumbhakar S.C & Lovell C.A [2000], « *Stochastic Frontier Analysis* », Cambridge University Press.
- ☞ Leibenstein. H [1966], « Allocative Efficiency versus X-efficiency », *American Economic Review*, vol.56, pp.392-415.
- ☞ Mertens. A & Urga. G [2001], « Efficiency, scale and scope economies in the Ukrainian sector in 1998 », *Emerging Markets Review*, vol.2, pp.292-308.
- ☞ Mester. L [1987], « A multiproduct cost study of savings and loans », *Journal of Finance*, vol.42, pp.423-445.
- ☞ Mester. L [1991], « Agency costs among savings and loans », *Journal of financial intermediation*, vol.3, pp.257-278.
- ☞ Mester. L [1993], « Efficiency in the savings and loan industry », *Journal of Banking and Finance*, vol.17, pp.267-286.
- ☞ Muldur & Sassenou [1989], « Structure de coûts et efficacité des banques françaises », *Revue d'Analyse Financière*, 4ème trimestre, n°46, pp.46-59.
- ☞ Muldur & Sassenou [1991], «Economies of scales and scope in French banking and savings institutions », *Journal of Productivity Analysis*.
- ☞ Rezvanian. R & Mehdian. S [2002], « An examination of cost structure and production performance of commercial banks in Singapore », *Journal of Banking and Finance*, vol.26, pp.79-98.

- ☞ Rouabah. A & Guarda. P [2000], « Efficacité et performance des Banques en Europe: une analyse 'Stochastic Frontier' sur des données de Panel », Cellule de Recherche en Economie Appliquée CREA.
- ☞ Rouabah. A [2002], « Economies d'échelle, économies de diversification et efficacité productive des banques luxembourgeoises : Une analyse comparative des frontières sur données en panel », Cahier d'étude n°3, Banque de Luxembourg.
- ☞ Saidane. D [1998], « Surcapacité et déséconomies d'échelle dans la firme bancaire », Annales d'économie et de gestion (FSEGT), vol.5.
- ☞ Sassenou M. [1992], « Economies des coûts dans les banques et les caisses d'épargnes, impact de la taille et de la variété de produits », Revue Economique, vol.43, pp.277-300.
- ☞ Sickles & Schmidt [1984], « Production frontier and Panel data », Journal of Business and Economic Statistics, vol.2, pp.367-374.
- ☞ Simar. L., Florens J.P & Cazals. C [2000], « Non parametric Frontier Estimation: a Robust Approach », Projet d'Action de Recherches Concertées n° 98/03-217.
- ☞ Stevenson R.E [1980], « Likelihood Functions for Generalized Stochastic Frontier Estimation », Journal of Econometrics, vol.13, pp.57-66.