

IMPACT DES ACTIVITES BANCAIRES NON TRADITIONNELLES SUR L'EFFICIENCE : CAS DES BANQUES COMMERCIALES ALGERIENNES

THE IMPACT OF NON TRADITIONAL BANKING ACTIVITIES ON EFFICIENCY: CASE OF ALGERIAN COMMERCIAL BANKS

LOUBNA GHOUILA

Docteur

Faculté des sciences économique et de gestion

Université de Tunis el Manar Tunisie

ghouilaloubna1@gmail.com

FAOUZI JILANI

Professeur

Faculté des sciences économique et de gestion

Université de Tunis el Manar Tunisie

Unité de Recherche Innovation, Stratégie et Organisation (URISO)

Université de Tunis el Manar Tunisie

faouzi.jilani@fsegt.rnu.tn

Date de soumission : 14/10/2019

Date d'acceptation : 10/12/2019

Pour citer cet article :

Ghouila. L & Jilani. F (2019) « Impact des activités bancaires non traditionnelles sur l'efficacité: cas des banques commerciales algériennes », Revue du contrôle, de la comptabilité et de l'audit « Numéro 9 : Décembre 2019 / Volume 4 : numéro 3 » pp : 78- 107

Digital Object Identifier : <https://doi.org/10.5281/zenodo.3594512>

Résumé

L'objectif de cette étude est d'évaluer la performance des banques commerciales en Algérie. L'analyse a porté un échantillon de 17 banques commerciales sur une période de quatorze années (2000-2013). Dans la mesure où l'efficacité des banques constitue une condition nécessaire pour assurer la stabilité financière et le développement économique en Algérie, nous mesurons par la méthode de la frontière stochastique (SFA) l'efficacité coût des banques de notre échantillon. Les résultats montrent que le secteur bancaire affiche pendant la période (2000-2013) une efficacité coût moyenne évaluée à 55,77%, les niveaux d'efficacité se caractérisent par une amélioration ascendante régulière tout au long de la période d'étude. Par ailleurs, nous intégrons les activités non traditionnelles dans la fonction de coût bancaire, pour appréhender ces activités en recourant à l'approche de Boyd et de Gertler (1994) afin de fournir une Mesure Equivalente en Actifs (MEA) des activités bancaires non traditionnelles. Les résultats montrent que ces activités quant à elles semblent apporter une contribution positive significative sur l'efficacité coût, elle affiche un pouvoir explicatif et devient un déterminant de l'efficacité des banques commerciales en Algérie.

Mots clés : Performance, Banques Commerciales, Algérie, Efficacité Coût, SFA, Activités Non Traditionnelles, MEA.

Abstract

The aim of this study is to evaluate the performance of commercial banks in Algeria. The analysis included a sample of 17 commercial banks over a period of fourteen years (2000-2013). Given that the efficiency of the banks is a necessary condition for ensuring financial stability and economic development in Algeria, we measure by the stochastic frontier (SFA) method the cost efficiency of the banks in our sample. The results show that, during the period (2000-2013), the banking sector displays an average cost efficiency estimated at 55,77%, the efficiency levels are characterized by a steady upward improvement throughout the study period. In addition, we integrate non-traditional activities into the bank cost function, to understand these activities using the approach of Boyd and Gertler (1994) to provide an Equivalent Asset Measurement (MEA) of non-traditional banking activities. The results show that these activities seem to make a significant positive contribution to cost efficiency. Thus, it displays an explanatory power and becomes a determinant of the efficiency of commercial banks in Algeria.

Key words: Performance, Commercial Banks, Algeria, Cost Efficiency, SFA, Non Traditional Activities, MEA.

Introduction

Depuis le début des années 1990, l'Algérie a travaillé sérieusement pour appliquer un ensemble de programmes de réforme économique; la politique monétaire et le secteur bancaire furent prioritaires. Elle a eu recours à la libéralisation progressive des taux d'intérêt et l'atténuation des contraintes sur les activités bancaires et sur le marché financier.

Les réformes financières adoptées en Algérie ont permis l'accroissement de l'activité traditionnelle des banques en matière de collecte de dépôts et d'octroi de crédits. Néanmoins, suite à l'intensification de la concurrence sur le marché de crédits, le revenu tiré de telle activité suit depuis plusieurs années une tendance à la baisse. En conséquence, les banques qui vivent essentiellement de l'activité d'intermédiation voient leur avenir menacé par cette perte de substance. Elles se sont ainsi orientées vers des activités non traditionnelles mieux rémunératrices axées sur le marché.

Les activités bancaires non traditionnelles en Algérie (la gestion de patrimoine, les opérations du hors bilan et les différents services proposés, etc.) sont en continuelle progression et leur revenu ne cesse d'apporter une amélioration notable au produit net bancaire. A l'image des études précédentes sur des banques des pays développés (Allen et Liu, 2005 ; Pasiouras, 2008) et sur des pays en développement (Lozano-Vivas et Pasiouras, 2008), la nouvelle orientation des banques algériennes vers des activités non traditionnelles ne serait pas sans impact sur leur niveau d'efficience.

Cet article se propose d'étudier la performance des banques algériennes appréciée par l'efficience coût. Cette dernière sera estimée selon l'approche de la frontière stochastique (SFA) en adoptant les deux formes fonctionnelles Cobb-Douglas et translogarithmique de la fonction de coût. Les activités non traditionnelles seront intégrées dans la fonction de coût comme un output à coté de l'activité classique de prêts.

1. Revue de littérature

Plusieurs études récentes ont inclus dans les variables d'output une variable permettant de capturer les activités et opérations des banques.

Dans la littérature, deux types de mesures ont été utilisés pour saisir ces activités non traditionnelles, une mesure est en termes d'écoulement (le revenu hors intérêts), et d'autres mesures sont exprimées en termes d'actions (éléments hors bilan en valeur nominale ou pondérée pour les valeurs de risque). En effet, bien que les éléments hors bilan ne soient pas des actifs techniquement payés, ils constituent une source croissante de revenus bancaires

(Hakimi et al, 2012). Ils devraient donc être inclus dans les tentatives de modélisation des caractéristiques des coûts bancaires afin de ne pas avoir une production totale qui est sous-déterminée (Jagtiani et Khanthavit, 1996; Altunbas et al, 2000; Altunbas et al, 2001).

Isik et Hassan (2003) ont montré que l'exclusion des éléments hors bilan des spécifications des banques de production entraînait une détérioration significative des scores d'efficacité et de la productivité moyenne de l'ensemble de l'industrie. Selon ces auteurs, l'étendue du biais est plus prononcée parmi les banques les plus impliquées dans les activités non traditionnelles, pour lesquelles la détérioration des niveaux d'efficacité est plus importante.

Berger et Mester (1997) considèrent que les éléments hors bilan devraient être inclus parce qu'ils sont des substituts efficaces pour les prêts directs et peuvent constituer une source de revenus comparables. En outre, ils nécessitent des coûts similaires pour recueillir des informations pour l'initialisation et pour le suivi et le contrôle ultérieurs.

De même, selon Isik et Hassan (2002), les éléments hors bilan sont comparables aux crédits en termes de risque et de revenu. Mais, puisque les activités hors bilan sont généralement quatre ou cinq fois supérieures aux éléments du bilan, leur inclusion dans des modèles d'efficacité dans des valeurs théoriques peut provoquer un biais.

Par conséquent, dans de nombreuses études telles que celles d'Akhigbe et McNulty (2003), Berger et De Young (1997), Cuesta et Orea (2002), De Young et Hasan (1998), Drake et Hall (2003), Hasan et Marton (2003), Lang et Welzel (1996), Resti (1997), Stiroh (2000) et Vennet (2002), les chercheurs ont utilisé des revenus autres que d'intérêts (mesurés par le total des revenus provenant des commissions et commissions nettes et d'autres revenus d'exploitation autres que d'intérêts), en tant que variable qui se rapproche des opérations bancaires non traditionnelles.

En outre, Vennet (2002), Cuesta et Orea (2002) et Rogers (1998) ont recommandé fortement l'inclusion de cette variable comme une production bancaire non traditionnelle et ont suggéré que les spécifications traditionnelles ont tendance à sous-estimer l'efficacité mesurée des banques.

En 2010, Lozano-Vivas et Pasiouras ont présenté une approche empirique plus exhaustive utilisant des données relatives à 752 banques commerciales opérant dans 87 pays entre 1999 et 2006. Leurs résultats ont montré que les activités non traditionnelles ont un impact significatif et positif sur l'efficacité coût des banques.

2. Méthodologie empirique

D'abord, nous revenons très brièvement sur les hypothèses relatives à la spécification de la frontière stochastique d'une fonction de coût bancaire. Ensuite, il est question de régresser une fonction de coût Cobb-Douglas et d'estimer les scores d'efficacité sous l'hypothèse d'un effet fixe du temps (time fixed efficiency).

Nous avons remarqué des insuffisances lors de cette première estimation, ce qui nous conduira à changer la forme fonctionnelle et choisir la fonction translogarithmique. Il s'agit dès lors d'estimer dans une deuxième étape la frontière sous l'hypothèse d'un effet variable du temps (time varying efficiency) selon la spécification de Battese et Coelli (1992).

Les régressions sont effectuées compte tenu de la multiplicité de la production bancaire entre activité d'intermédiation pure et activités non traditionnelles. Les résultats obtenus seront suivis d'une analyse appropriée en faisant appel aux caractéristiques spécifiques du secteur bancaire algérien.

2.1 Spécification de la frontière stochastique d'une fonction de coût

Pour spécifier la frontière d'efficacité des banques commerciales algériennes, nous avons opté pour l'approche de la frontière stochastique d'une fonction de coût bancaire en se basant sur le modèle de Aigner, Lovell et Schmidt (1977) et en appliquant les différentes adaptations apportées à la fonction de coût. Nous allons exposer dans ce qui suit des éclaircissements sur l'approche choisie et les modélisations y inhérentes.

L'hypothèse principale de l'approche de la frontière stochastique est que la performance d'une firme est affectée par le comportement d'une firme et d'autres facteurs incontrôlables. Le terme d'erreur de l'approche de la frontière stochastique est classé en deux parties, à savoir le terme aléatoire et le terme d'erreur unilatéral. Le terme d'erreur aléatoire se réfère généralement à des erreurs de mesure et à d'autres facteurs incontrôlables tels que les accidents et les conditions météorologiques, tandis que le terme d'erreur unilatéral désigne l'inefficacité.

L'approche de la frontière stochastique est généralement appliquée en deux étapes. La première est l'estimation de la frontière de l'efficacité basée sur des fonctions de production, de coût et de profit. La distance entre l'efficacité observée et la frontière de l'efficacité qui résulte de l'inefficacité et de l'erreur aléatoire est ensuite estimée.

Dans l'approche de la frontière stochastique, on suppose généralement que la distribution de l'élément aléatoire est généralement normale, tandis que le terme d'inefficience suit des distributions différentes telles que la semi-normale, la normale tronquée ou le gamma.

Sous l'hypothèse de minimisation de coût, Schmidt et Lovell (1979) ont montré que la frontière de production stochastique d'une firme peut être écrite sous la forme d'une fonction de coût.

Ainsi, la frontière stochastique de la fonction de coût décrite par Schmidt et Lovell (1979) est donnée par :

$$C = f(Q, W) + (\mu + v) \quad (1)$$

Où C : désigne le coût d'une banque,

Q : est un vecteur des outputs de la banque,

W : est un vecteur des prix d'inputs,

$f(Q, W)$: représente une fonction de coût Cobb-Douglas ou translogarithmique.

Le terme μ : représente le coût de l'inefficience, tandis que v est un terme d'erreur qui est par hypothèse une variable (iid) indépendante et identiquement distribuée selon la loi normale symétrique $N(0, \sigma v^2)$,

v : définit comment une firme opère au dessus de la frontière de coût.

2.2 Modélisation de la frontière stochastique d'une fonction de coût translog multi-produit et effet variable de temps

Nous allons adopter l'approche de la frontière stochastique d'une fonction de coût bancaire multi-produit. Sur la base du modèle de Aigner, Lovell et Schmidt (1977) en appliquant les différentes adaptations apportées à la fonction de coût.

Ainsi, la frontière stochastique de la fonction de coût dépend des prix d'inputs et des quantités d'outputs conformément à la relation suivante :

$$C = f(Q, W) + (\mu + v) \quad (2)$$

Où C : désigne le coût d'une banque,

Q : est le vecteur des outputs de la banque,

W : correspond au vecteur des prix d'inputs,

$f(Q, W)$: représente une fonction translogarithmique qui se compte des valeurs individuelles, Q et W et de leur produit croisé ($Q \times W$).

Le coût de l'inefficience est mesuré à partir du terme μ , tandis que v est un terme d'erreur qui est par hypothèse une variable indépendante et identiquement distribuée (iid) selon la loi normale symétrique $N(0, \sigma_v^2)$.

Le terme μ élève le coût de la banque au dessus du coût minimum relatif à la banque ayant les meilleures pratiques. Il renferme aussi bien l'inefficience allocative que technique.

Nous retenons l'approche paramétrique où la fonction de coût prend la forme d'une frontière stochastique. De ce fait, la fonction de coût se prise en log (népérien) comme suit :

$$\ln C_{it} = \ln f(Q_{it}, W_{it}) + \hat{a}_{it} \quad i=1, 2, \dots, N \quad (3)$$

$$t=1, 2, \dots, T$$

Avec C_{it} : le coût total de la banque i à la période t ,

Q_{it} : le vecteur d'outputs (en quantité),

W_{it} : le vecteur prix des inputs,

N : le nombre de banques de l'échantillon,

T : le nombre de périodes,

\hat{a}_{it} : un terme d'erreur qui mesure l'éloignement du coût de la banque par rapport à la frontière d'efficience. Il est du à deux facteurs : l'inefficience de coût et les erreurs de mesure qu'on retrouve dans la relation suivante :

$$\hat{a}_{it} = \mu_{it} + v_{it}$$

Où μ_{it} un terme d'inefficient et v_{it} un terme d'erreur qui capte les effets aléatoires et les erreurs de mesure.

3. Présentation de l'échantillon et définition des données

L'étude porte sur un échantillon composé de 17 banques commerciales algériennes avec des données annuelles de panel sur la période de 2000 à 2013.

Les données utilisées dans le travail empirique ont été extraites à partir des rapports annuels publiés par le centre national du registre commerce (CNRC). Nous avons eu aussi recours à la base de données « Bankscope » réalisée et publiée par le bureau « Van Dijk ». Les informations qui manquaient ont été collectées à partir des rapports d'activité publiées par la banque d'Algérie au site www.bankofAlgeria.dz.

Tableau 1: Présentation des banques commerciales de l'échantillon d'étude

Banque	Dénomination	Capital social en DA
BNA	BANQUE NATIONALE AGRICOLE	41.600.000
BEA	BANQUE EXTERIEURE D'ALGERIE	100.000.000
CPA	CREDIT POPULAIRE D'ALGERIE	48.000.000
BADR	BANQUE DE L'AGRICULTURE ET DU DEVELOPPEMENT RURAL	33.000.000
BDL	BANQUE DE DEVELOPPEMENT LOCAL	15.800.000
BNP PARIBAS	BNP PARIBAS EL DJAZAIR	10. 000.000
SOCIETE GENERALE	SOCIETE GENERALE D'ALGERIE	10. 000.000
AGB	ALGERIAN GULF BANK	10. 000.000
BARAKA	BARAKA BANQUE	10. 000.000
NATEXIS	NATEXIS	10. 000.002
CREDIT AGRICOLE CIB	CREDIT AGRICOLE CORPORATE AND INVESTMENT BANK	10. 000.000
TRUST	TRUST BANK ALGERIA	13. 000.000
AL SALEM	ALSALEM BANK ALGERIA	10. 000.000
FRANCE BANQUE	FRANCE BANK EL DJAZAIR	10. 000.000
HOUSING	HOUSING BANK FOR TRADE AND FINANCE ALGERIA	10. 000.000
CITI BANK	CITI BANK NA ALGERIA	10. 000.000

Source : Centre national du registre de commerce CNRC (2013).

3.1 Définition des variables

La batterie des variables est composée d'un vecteur prix d'inputs (W_{it}) et d'un vecteur d'outputs (q_{it}) qui prend en considération les activités non traditionnelles des banques.

Le vecteur prix d'inputs comporte :

Prix du capital physique (W_1)= Total actifs immobilisés de la banque

Prix du travail (W_2)= Charges personnels/ total actif

Prix des dépôts (W_3)=Dépôts et avoirs des établissements bancaires et financiers+dépôts et avoirs de la clientèle+ autres produits financiers.

Le coût total bancaire (CT)= \sum prix des inputs= capital physique+ Coût du travail + intérêts payés par la banque sur l'ensemble de ses dépôts.

Le vecteur d'outputs est ainsi constitué de deux variables :

Les crédits bancaires (q_1)=Total des crédits accordés à la clientèle

Output non traditionnel (q_2) : Une mesure équivalente en actifs des activités bancaires non traditionnelles (MEA), telle que proposée par Boyd et Gertler (1994).

3.2 Mesure des activités bancaires non traditionnelles: l'approche de Boyd et Gertler (1994)

Les activités non traditionnelles sont reconnues par leurs revenus: tous revenus autres que les intérêts composés de frais et de revenus des opérations sur titres.

Rogers (1998) a proposé que les activités non traditionnelles des banques soient prises en compte par leur revenu (les revenus autres que les intérêts). Il a suggéré que le produit non financier doit être inclus dans la fonction de coût en tant que proxy des activités non traditionnelles. Cette approche, souvent utilisée dans les travaux antérieurs (Losano-Vivas et Pasioura, 2008), présente un inconvénient majeur: La production de la banque est représentée dans la fonction de coût par tant des éléments de stocks (actifs) que des flux (revenus).

Boyd et Gertler (1994) ont adopté une approche plus intéressante qui consiste à introduire dans la fonction de coût une mesure équivalente en actifs des activités non traditionnelles AEM (Asset Equivalent Measure). Ils ont admis que tout le produit non financier provient des opérations du hors bilan, car dans la littérature des banques américaines la part du produit non financier provenant des actifs du bilan est généralement négligeable. Il est supposé que la quasi-totalité de ce revenu provient des éléments du hors bilan en raison de l'importance de ces activités dans l'industrie bancaire.

Boyd et Gertler (1994) ont admis que les actifs du bilan génèrent le revenu financier (marge d'intérêt) et les activités non traditionnelles (inscrites dans le hors bilan) produisent le revenu non financier. Ils ont ajouté que, compte tenu du risque de crédit inhérent aux activités traditionnelles, il serait raisonnable de déduire du revenu financier les dotations aux provisions pour prêts non performants.

En conséquence, les revenus bancaires selon les auteurs seront déterminés conformément à la relation suivante:

$$\pi = \text{II} - \text{IE} - \text{PROV} + \text{NII} - \text{NE} \quad (4)$$

Où:

II: Produit financier (Interest Income),

IE: Charges financières (Interest Expenses),

PROV: Provisions pour prêts non performants,

NE: Charges non financières (Non Interest Expenses),

NII: Produit non financier (Non Interest Income),

Ils supposent également que:

i). Le revenu non financier est généré uniquement à partir des éléments du hors bilan hypothétique (A_0) et;

ii). A_0 génère le même taux de rendement (ROA) que l'actif du bilan (A_b)¹.

Le taux de rendement des actifs (ROA) est défini par Boyd et Gertler comme étant le produit financier diminué des dotations aux provisions pour prêts non performants et rapporté au total actif. Ainsi,

$$ROA = \frac{\text{Produit financier} - \text{Produit pour prêts non performants}}{\text{Total actifs du bilan}} = \frac{II - IE - PROV}{A_b} \quad (5)$$

En adoptant l'hypothèse de parité des taux de rendement des activités du bilan et des activités du hors bilan, on aura :

$$ROA = \text{Produit non financier} / \text{Actifs générant le produit non financier} \quad (6)$$

$$= \text{Produit non financier} / A_0$$

Il en résulte :

$$A_0 = \text{Produit non financier} / ROA$$

En conséquence, la mesure équivalente en actifs des activités non traditionnelles (AEM) est donnée par l'expression suivante:

$$AEM = A_0 = \frac{\text{Produit non financier}}{ROA} = A_b \left(\frac{NII - NE}{II - IE - PROV} \right) \quad (7)$$

Ainsi, la mesure l'AEM peut être considérée comme un "portefeuille en hypothétique " requis pour produire le revenu non financier des banques. Avec cette approche, il est désormais possible de calculer le 2^{ème} output (q_2) à partir des données disponibles sur les banques commerciales algériennes.

4. Résultats d'estimation et interprétations

Nous avons choisis, dans un premier temps de régresser la frontière stochastique d'une fonction de cout Cobb-Douglas afin d'avoir une idée préliminaire sur la qualité de la

¹ (A_b) Assets balance

spécification du modèle et la signification des variables, d'une part et sur la performance globale de l'ensemble du secteur étudié, d'autre part.

4.1 Fonction Cobb-Douglas et effet fixe du temps (time fixed efficiency)

Greene (2005) définit la frontière stochastique d'une fonction de coût Cobb-Douglas de la façon suivante :

$$Coût_{it} = \alpha + \sum_j \beta_j w_{jit} + \sum_m \delta_m q_{mit} + v_{it} + \mu_{it} \quad (8)$$

Nous avons intégré dans ce modèle les deux outputs (q1) et (q2) et les trois prix d'inputs (W1), (W2), (W3) qui sont des mesures de l'output crédits, l'output MEA, le prix du capital, le prix du travail et le prix de dépôts respectivement.

Pour l'homogénéité du modèle, nous avons déflaté les prix d'inputs et le coût de la banque par le prix du capital (W1). Lorsque les valeurs sont prises en logarithme népérien, nous retrouvons le modèle (9) sous la forme suivante :

$$\text{Log}(C_{it}/w_{1it}) = \alpha + \hat{a}_1 \log(w_{2it}/w_{1it}) + \hat{a}_2 \log(w_{3it}/w_{1it}) + \hat{a}_1 \log(q_{1it}) + \hat{a}_2 \log(q_{2it}) + v_{it} + \mu_{it} \quad (9)$$

Tableau 2: Statistique descriptive des inputs /outputs

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
w_3	172	.0164344	.0157266	.000102	.082506
w_1	172	.7761925	.916665	.001784	7
w_2	172	.0074679	.0043058	.000925	.028139
q_1	173	1794851	2818107	2689.56	1.70e+07
q_2	170	7810471	2.39e+07	93.41219	1.85e+08

Source : Résultats fournis par logiciel STATA

Sur des données de panel, nous avons estimé le modèle (9) en supposant une distribution normale symétrique pour le terme d'erreur v et une distribution normale tronquée pour le terme d'inefficience μ . La méthode d'estimation étant le maximum de vraisemblance. Les résultats obtenus sous l'hypothèse d'un effet fixe du temps (time fixed efficiency) sont regroupés dans le tableau suivant :

Tableau 3: Estimation des paramètres de la fonction de coût Cobb-Douglas sous l'hypothèse d'un effet fixe du temps 2000- 2013

CT	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
----	-------	-----------	---	------	----------------------

w2	.4169314	.0326936	12.75	0.000*	.3528532	.4810097
w3	.4027931	.0267929	15.03	0.000*	.3502799	.4553062
q1	.8232923	.0252864	32.56	0.000 *	.7737319	.8728526
q2	.0615764	.0196269	3.14	0.002*	.0231083	.1000444
_cons	3.412925	.3932411	8.68	0.000	2.642186	4.183663
/mu	.6235261	.2239429	2.78	0.005	.1846061	1.062446
/lnsigma2	-1.981989	.2553363	-7.76	0.000	-2.482439	-1.481539
/ilgtgamma	.1766114	.4867344	0.36	0.717	-.7773704	1.130593
sigma2	.1377948	.035184			.0835392	.2272876
gamma	.5440384	.1207396			.3148869	.7559484
sigma_u2	.0749657	.0348578			.0066456	.1432858
sigma_v2	.0628292	.0074077			.0483103	.077348

***, **, * variable significative à 1%, 5% et 10% respectivement.

Source : Résultats fournis par logiciel STATA

Le paramètre gamma (54,40%) traduit la pertinence de la spécification du modèle estimé. En effet, ce paramètre mesure la part de la variance du terme d'inefficience (μ) dans la variance totale du modèle ($y = \sigma_{\mu}^2 / (\sigma_{\mu}^2 + \sigma_v^2)$). Cela signifie que 54,40% de l'éloignement d'une banque par rapport à la frontière d'efficacité est expliqué par l'inefficience bancaire en matière de gestion des coûts (mesurée par le terme v).

Toutes les variables du modèle agissent positivement sur le coût bancaire. Leur degré de significativité est très satisfaisant.

Les prix d'inputs ont le signe attendu (positif) avec des coefficients significatifs. Le processus de transformation des moyens utilisés par la banque (capital, travail et dépôts) pour réaliser ses outputs génère tout à fait des coûts.

Par ailleurs, le résultat trouvé nous laisse supposer a priori que les activités autres que celles d'intermédiation pure jouent un rôle significatif dans la détermination de l'efficacité.

Sous l'hypothèse d'un effet fixe du temps, nous avons calculé les scores d'efficacité coût de 17 banques de dépôts étudiées durant la période 2000- 2013. Le tableau suivant retrace les résultats obtenus.

Tableau 4: Scores d'efficacité coût estimés sous l'hypothèse d'un effet fixe du temps

Banques	Efficacité estimée (%)
BNA	47,45

BEA	85,17
CPA	62,75
BADR	51,13
BDL	46,31
BNP PARIBAS	54,06
SOCIETE GENERALE	37,62
GULF	52,05
BARAKA	33,32
NATEXIS	69,15
ABC	55,81
CREDIT AGRICOLE	49,78
TRUST	44,84
AL SALEM	71,86
FRANCE BANQUE	58,46
HOUSING	61,42
CITI	88,94
Efficience moyenne sectorielle = 57,66	

Source : Résultats fournis par logiciel STATA

Ces résultats donnent une première appréciation de la performance des banques algériennes en matière de minimisation des coûts. L'efficience moyenne de tout le secteur s'élève à 57,66% ce qui implique qu'une banque sur la frontière d'efficience aurait dépensé uniquement 57,66% des coûts des ressources pour offrir le même niveau de production que les autres banques.

Les banques les plus performantes en Algérie sont celles de taille plus élevée. Elles sont également de structure de propriété publique, à l'exception de la BNA et la BDL. Les scores d'efficience sont par ailleurs sous-estimés car l'effet du temps était isolé et ceux-ci sont supposés constants sur les 14 ans d'étude.

Nous avons rencontré une difficulté lorsque nous avons régressé le modèle (9) sous l'hypothèse d'un temps variable. Nous n'avons pas pu tirer des résultats ou prévoir des scores d'efficience. Cette difficulté nous a poussés à changer la forme fonctionnelle et opter pour la fonction de coût translogarithmique qui est plus flexible et s'adapte mieux à la nature hétérogène de l'activité bancaire.

4.2 Fonction de coût translogarithmique et effet variable de temps

Notre choix étant la forme translogarithmique d'une fonction de coût multi-produit, nous la spécifions dans sa forme standard à partir du modèle (8) pour w outputs et y inputs où les valeurs de C , q et de w sont prises en log népérien comme suit :

$$\ln C_{it} = \hat{\alpha}_0 + \sum_{l=1}^m \hat{\alpha}_k \ln \mathbf{q}_{lt} + \sum_{j=1}^k \hat{\alpha}_j \ln \mathbf{w}_{jt} + \frac{1}{2} \sum_{l=1}^m \sum_{j=1}^k \hat{\omega}_{lj} \ln \mathbf{q}_{lt} \ln \mathbf{q}_{jt} + \sum_{l=1}^m \sum_{j=1}^k \hat{\eta}_{lj} \ln \mathbf{q}_{lt} \ln \mathbf{w}_{jt} + \frac{1}{2} \sum_{l=1}^k \sum_{j=1}^k \hat{\alpha}_{lj} \ln \mathbf{w}_{lt} \ln \mathbf{w}_{jt} + \mu_{it} + \delta_{it} \quad (10)$$

Pour gagner en termes de degré de liberté, nous allons introduire plusieurs restrictions.

Néanmoins, pour que le Hessian de la fonction de coût soit symétrique, l'égalité $\frac{\partial^2 CT}{\partial x_i \partial x_j}$ doit être vérifiée pour toute paire de variables (x_i, x_j).

La symétrie se traduit par les restrictions suivantes :

$$\hat{\alpha}_{lk} = \hat{\alpha}_{kl} \text{ et } \hat{\alpha}_{jk} = \hat{\alpha}_{kj} \quad (\text{Contraintes de symétrie})$$

Ainsi, toute fonction de coût doit être homogène de degré un en prix des inputs. En outre, une augmentation proportionnelle de tous les prix engendre un accroissement du coût total dans la même proportion sans que la demande des facteurs ne soit affectée. Pour que la fonction de coût soit homogène il est nécessaire donc d'imposer certaines restrictions sur les paramètres :

$$\sum_j^k \hat{\alpha}_j = 1$$

$$\sum_j^k \hat{\eta}_{lj} = 0$$

$$\text{Et } \sum_j^k \hat{\alpha}_{lj} = 0 \quad (\text{Contraintes d'homogénéité})$$

Ces restrictions d'homogénéité se concrétisent dans la fonction de coût en normalisant le coût total (CT), et le prix du travail (w_2) et de dépôts (w_3) par le prix du capital (w_1).

La frontière stochastique de la fonction de coût translogarithmique écrit dans le modèle (9) prend la forme suivante :

$$\begin{aligned} \ln(C/w_1) = & \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \ln \mathbf{q}_1 + \hat{\alpha}_2 \ln \mathbf{q}_2 + \hat{\alpha}_1 \ln(w_2/w_1) + \hat{\alpha}_2 \ln(w_3/w_1) \\ & + \frac{1}{2} \hat{\omega}_1 \ln(\mathbf{q}_1)^2 + \frac{1}{2} \hat{\omega}_2 \ln(\mathbf{q}_2)^2 + \frac{1}{2} \hat{\omega}_3 \ln(\mathbf{q}_1) \ln(\mathbf{q}_2) + \frac{1}{2} \hat{\eta}_1 \ln(w_2/w_1)^2 + \hat{\eta}_2 \ln(w_3/w_1) \\ & \ln(w_2/w_1) + \hat{\eta}_3 \ln(w_2/w_1) \ln(w_3/w_1) + \hat{\alpha}_1 \ln(w_2/w_1) \ln(\mathbf{q}_1) + \hat{\alpha}_2 \ln(w_2/w_1) \\ & \ln(\mathbf{q}_2) + \hat{\alpha}_3 \ln(w_3/w_1) \ln(\mathbf{q}_1) + \hat{\alpha}_4 \ln(w_3/w_1) \ln(\mathbf{q}_2) + \mu_{it} + \delta_{it} \quad (11) \end{aligned}$$

L'estimation du modèle (11) par la méthode du maximum de vraisemblance donne les résultats suivants :

Tableau 5:L'estimation des paramètres de la fonction de coût translogarithmique (2000-2013)

CT	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
q1	.52786	.2325187	2.27	0.023**	.0721318	.9835883
q2	.3879437	.1563997	2.48	0.013**	.0814059	.6944815
w2	.0899158	.2180308	0.41	0.680	-.3374167	.5172482
w3	.4773062	.2123601	2.25	0.025**	.0610881	.8935243
w2q1	.0628099	.0265584	2.36	0.018	.0107565	.1148633
w2 q2	-.0063557	.0174816	-0.36	0.716	-.040619	.0279076
w3q1	-.0427539	.015426	-2.77	0.006	-.0729882	-.0125195
w3 q2	.0224231	.0138926	1.61	0.107	-.0048059	.049652
w3w3	.0910937	.0400508	2.27	0.023	.0125956	.1695919
w2w3	-.2132808	.0846722	-2.52	0.012	-.3792353	-.0473263
w2w2	.1899402	.0543549	3.49	0.000	.0834066	.2964739
q1q1	.0952181	.0253479	3.76	0.000	.045537	.1448992
q2 q2	.0256599	.0101085	2.54	0.011	.0058477	.0454721
q1 q2	-.108183	.0285169	-3.79	0.000	-.1640751	-.0522909
_cons	3.156711	1.846988	1.71	0.087	-.4633195	6.776742
/mu	1.356616	1.458087	0.93	0.352	-1.501182	4.214414
/eta	.0187391	.0181019	1.04	0.301	-.01674	.0542182
/lnsigma2	-2.036221	.4644941	-4.38	0.000	-2.946613	-1.125829
/ilgtgamma	.9069079	.7223964	1.26	0.209	-.5089631	2.322779
sigma2	.130521	.0606262			.0525173	.3243834
gamma	.712367	.1480192			.3754366	.9107461
sigma_u2	.0929789	.0621111			-.0287566	.2147143
sigma_v2	.0375422	.0048478			.0280406	.0470437

Log likelihood = 8,6331642

***, **, * variable significative à 1%, 5% et 10% respectivement.

Source : Résultats fournis par logiciel STATA

Ces résultats montrent que la spécification du modèle selon la fonction de coût translogarithmique donne une meilleure pertinence par rapport à la fonction Cobb- Douglas appréciée par le paramètre gamma ($y=71,24\%$). Ce paramètre est significativement différent

de 0. Ce résultat rejette l'hypothèse que la variance de l'efficacité $\hat{\alpha}_u^2$ soit nulle, et justifie aussi la décomposition du terme d'erreur et la présence des termes aléatoires d'efficacité.

Au regard de la significativité de différentes variables, l'output crédits (y1) a un impact significatif sur le coût bancaire au seuil de 5%. Autrement dit en augmentant le volume de crédits consentis, une banque commerciale n'est pas en mesure de diminuer son coût. Deux raisonnements peuvent être faits en ce sens : d'une part, les banques Algériennes opèrent à une taille qui s'approche de la taille optimale induisant ainsi la stagnation des économies d'échelle où l'on assiste à des rendements d'échelle constants. Sinon elles opèrent au dessus de leur taille optimale à partir de laquelle il n'est plus possible de réaliser des économies de coût en augmentant le volume de crédit.

Ainsi, l'output MEA est statistiquement significatif au seuil de 5%, influence positivement sur les coûts bancaires. La significativité de cet output traduit la contribution déterminante des activités non traditionnelles à l'efficacité des banques algériennes.

L'input (w3) le prix des dépôts est statistiquement significatif avec un coefficient positif. En effet, les fonds prêtables agissent positivement sur les coûts bancaires, à l'exception de l'input (w2) qui mesure le prix du travail qui n'est pas statistiquement significatif.

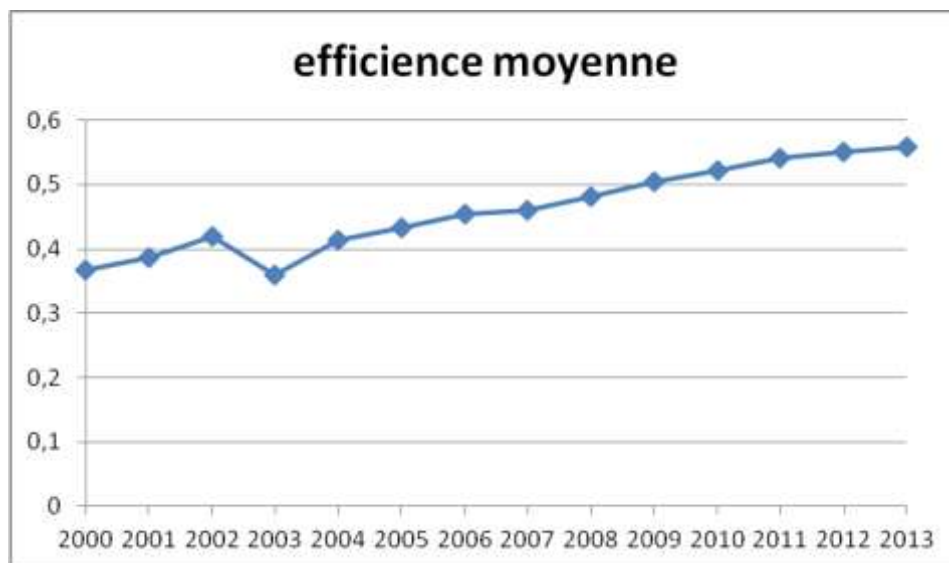
4.3 Evolution des scores moyens d'efficacité

Sous l'hypothèse d'un effet variable du temps et pour calculer les scores d'efficacité coût, nous avons eu recours à Battese et Coelli (1992). Selon ce modèle, les termes d'inefficacité dans la fonction de coût bancaire (U_{it}) sont supposés indépendants mais non identiquement distribués selon la normale tronquée $N(m_{it}, \sigma_u^2)$ et la moyenne (m_{it}) est une fonction des caractéristiques spécifiques de la firme bancaire conformément à la relation suivante :

$$m_{it} = Z_{it} \delta \quad (12)$$

Où Z_{it} est un vecteur (px1) des variables explicatives spécifiques à la firme susceptibles d'influencer son efficacité au temps t, notre choix est porté sur la taille de la banque (mesurée par le total du bilan).

L'estimation des équations (11 et 12) s'effectue donc simultanément par la méthode de la maximum vraisemblance et débouche sur l'évolution suivante des scores d'efficacité :

Figure 1: L'évolution des scores moyens d'efficacité (2000-2013)

L'efficacité moyenne de l'ensemble du secteur pendant la période 2000-2013 est évaluée à 55,77% ce qui signifie que le coût bancaire est au dessus de la frontière d'efficacité de 44,23%. Autrement dit en termes d'inefficacité elle traduit un gaspillage de ressources dans le secteur des banques algériennes de l'ordre de 44,23%.

Les résultats d'estimation de l'efficacité coût des banques commerciales algériennes estimés à partir du modèle translogarithmique monoproduit affichent une tendance croissante et régulière tout au long de la période d'étude. En effet, le niveau moyen d'efficacité a passé de 36,64% en 2000 à 55,93% en 2013.

L'année 2013 a connu une évolution de l'efficacité soit 55,93%, alors que le niveau le plus bas est 35,91% relatif à l'année 2003. Cette baisse au niveau de l'efficacité peut être due aux problèmes causés par un montant colossal de crédits non performants, suite aux crédits accordés par les banques publiques pour promouvoir la création des petites et moyennes entreprises dans le cadre des programmes de soutien à l'investissement ANSEJ² et CNAC³. Ceci dit les banques publiques ont financé massivement les petites et moyennes entreprises à partir des années 2000, date de la mise en œuvre des programmes d'aide à l'entrepreneuriat ce qui a augmenté considérablement la part des créances douteuses dans le portefeuille des banques publiques par rapport aux banques privées. Ajoutée à cela, la promulgation de la loi

² ANSEJ : L'Agence Nationale de Soutien à l'Emploi des Jeunes, est l'organisme algérien chargé de la gestion d'un fonds de crédit pour la création d'entreprises. Elle participe au service public de l'emploi.

³ CNAC : La Caisse Nationale d'Assurance-Chômage est l'organisme algérien chargé de l'indemnisation des salariés ayant perdu leur emploi pour raison économique ; elle gère un fonds de crédit pour la création d'entreprises. Elle participe au service public de l'emploi.

bancaire de 2001 relative aux établissements de crédits conférant plus de liberté à l'exercice de métiers bancaires. La constatation d'une augmentation de l'efficacité de coût suite à la mise en place d'un programme de libéralisation financière concorde avec une grande partie la littérature empirique sur des pays émergents comparables à l'Algérie, à l'instar d'Ataullah et al. (2004) sur des banques indiennes et pakistanaises, Park et Weber (2006) sur des banques coréennes, Aseftei et Kumbhakar (2008), sur des banques roumaines et Das et Ghosh (2009) sur des banques indiennes.

Pour affiner l'analyse, nous allons scinder les scores d'efficacité trouvés en deux groupes de banques selon la structure de la propriété (les banques publiques en Algérie sont les banques de grande taille⁴; les banques privées se caractérisent par leurs petites et moyennes taille).

Tableau 6: Scores d'efficacité coût pendant la période (2000-2013) en %

Banque publique (grande taille)				
Banques	Efficacité moyenne	Ecart type	Min	Max
BNA	0,4570081	0,0906985	0,3044802	0,5876659
BEA	0,9372978	0,0111792	0,9194438	0,952678
CPA	0,7263212	0,0607967	0,621738	0,8081263
BADR	0,5687469	0,0821384	0,4349868	0,68913
BDL	0,5722263	0,0817515	0,4389921	0,6919541
Moyenne	0,65232006	0,06531286	0,54392818	0,74591086
Banque privée (moyenne et petite taille)				
Banques	Efficacité moyenne	Ecart type	Min	Max
Bnp paribas	0,4921341	0,0710211	0,3826104	0,5960615
Société générale	0,3435024	0,0745087	0,2325725	0,456118
Gulf	0,3348133	0,0680035	0,2350115	0,4363661
Baraka	0,2805013	0,0902877	0,1467782	0,4244035
Natexis	0,4667709	0,0661467	0,3668619	0,5629574
Abc	0,3922446	0,09576	0,2514958	0,53965
Crédit agricole	0,3434441	0,0488314	0,2759879	0,4114294
Trust	0,295444	0,066796	0,1984909	0,3961856
Al salem	0,5626335	0,0372439	0,5120358	0,6115257
France banque	0,3887261		0,3887261	0,3887261
Housing	0,4393319	0,0156698	0,4282517	0,4504122
CITI	0,4058765	0,0680256	0,3043543	0,5059137
Moyenne des banques privées	0,39545189	0,06384495	0,31026475	0,48164577
Efficacité moyenne sectorielle : 52,38%				

Source : Résultats fournis par logiciel STATA

⁴ Nous avons classé les banques en trois catégories en fonction de la taille du bilan :

- Grandes Banques : Total des actifs >1000 Milliard Dinars,
- Banques Moyennes : 100 Milliard DZD <Total des actifs <1000 Milliard DZD,
- Petites Banques : Total des actifs < 100 Milliard DZD.

Classées par structure de propriété, les banques affichent des différences significatives en termes d'efficacité. En effet, les banques publiques affichent une efficacité moyenne d'un score de 65,23% plus élevés que les banques privées⁵ 39,54% à l'exception de la BNA avec un score de 45,70%. Ces résultats nous permettent de suggérer que les banques publiques, de par leur grande taille, auraient la possibilité de mieux superviser l'affectation de leurs ressources et mieux maîtriser leurs dépenses. En outre, de part leur caractère étatique, l'incitation des dirigeants à maximiser la richesse des actionnaires est renforcée et les problèmes d'agence sont réduits.

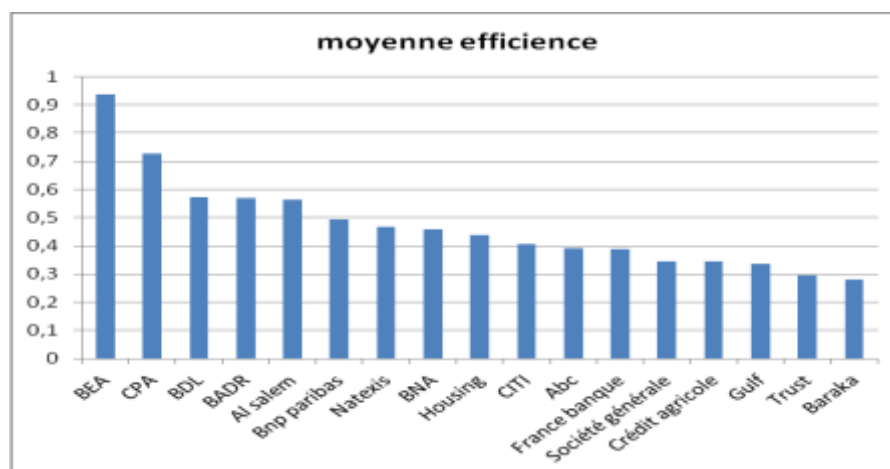
Les différences entre les niveaux d'efficacité des banques privées et des banques publiques proviennent des différences entre les modes de création et de gestion de l'actif, le degré d'exposition au risque et les choix stratégiques, mais également des différences au niveau de la taille de chaque type de banque.

Chaffai et Lassoued (2006) ont confirmé le même résultat sur des banques tunisiennes. Toutefois, Williams et Nguyen (2005) ont mis en évidence le contraire quand il s'agit des banques des pays du sud-est asiatiques. Ils ont démontré que la politique de privatisation favorise l'amélioration de l'efficacité et la productivité des banques.

Sur la période étudiée, la BEA a obtenu le meilleur score d'efficacité de 93,73%. Cette banque est en mesure d'augmenter son efficacité de 6,27%. Notons que la BEA est une banque publique, ceci confirme l'effet positif de la propriété étatique, comme facteur explicatif de l'efficacité sur la performance bancaire.

En fonction d'un degré ascendant d'efficacité moyenne (du score plus élevé au score moins élevé), nous obtenons le classement suivant des banques de l'échantillon :

⁵ Les banques privées : Crédit Agricole, France banque et Housing bank, leurs degrés d'efficacité sont mesurés durant seulement trois années par rapport à la France banque dont le degré d'efficacité est mesuré durant seulement une année.

Figure 2: Classement des banques selon les scores moyens d'efficacité (en %)

Prise individuellement, les banques de grande taille (banques publiques) sont les plus efficaces par rapport aux petite et moyenne banques (banques privées), ce qui traduit la présence de relation positive entre taille et efficacité; les grandes banques en Algérie sont les plus efficaces. Ce résultat trouve son explication dans le fait que les banques de grande taille sont le moteur de financement de l'économie algérienne avec une part de marché qui avoisine les 50% tant pour le secteur public que privé. Le retard des banques privées en matière d'efficacité peut être expliqué par le fait qu'elles souffrent d'une mauvaise allocation de ressources et d'une sous-évaluation du risque de crédits.

Ce comportement reconforte les propos de Berger et De Young (1997) qui suggèrent que les banques de grande taille sont généralement des institutions publiques créées pour répondre aux besoins de l'économie et aux investissements ayant certaines priorités politiques. Ils ajoutent que l'inefficacité de ces institutions est due au phénomène de hasard moral et aux problèmes de prêts non performants y inhérents.

Par ailleurs, les trois banques privées algériennes (la Gulf, la Trust et Baraka) ont les taux d'intermédiation (ratio crédit/ dépôts) les plus élevés de tout le secteur qui dépassent souvent l'unité, ce qui traduit une sur-utilisation des dépôts entraînant le recours de ces banques à des ressources financières souvent plus coûteuses (emprunts sur le marché monétaire). Cette situation est de nature à affecter négativement l'efficacité de ces banques. En effet, plusieurs études empiriques ont mis en évidence la supériorité des banques de grande taille par rapport à celles de petite taille en matière d'efficacité.

Nous avons démontré que les grandes banques en Algérie sont les meilleures banques en matière de l'efficacité coût. Pour spécifier avec certitude de la significativité de la taille et s'assurer de la relation positive avec l'efficacité coût, nous allons mesurer dans une deuxième

étape les déterminants de l'efficacité coût compte tenu d'autres caractéristiques spécifiques aux banques et au système bancaire algérien.

4.4 Déterminants potentiels de l'efficacité

Nous avons utilisé l'approche en deux étapes (two-stage approach). Elle consiste à estimer dans une première étape la frontière stochastique et dégager les scores d'efficacité relatifs à chaque firme. Les scores obtenus sont ensuite régressés au cours d'une deuxième étape sur un ensemble de variables explicatives (telle que les indices de libéralisation financières, le ratio d'intermédiation, la taille de la banque).

Ainsi, une fois la frontière stochastique est estimée dans une première étape, nous nous consacrons ensuite à l'estimation du modèle suivant :

$$eff_{i,t} = \alpha + \sum_i \beta_i S_{i,t} + \sum_i \alpha_i Sys_{i,t} + \sum_t \delta_t M_t + \varepsilon_{i,t}. \quad (13)$$

$eff_{i,t}$: représente le niveau d'efficacité de la banque i au temps t obtenus à partir de l'estimation de la frontière stochastique, nous avons choisi trois groupes de variables :

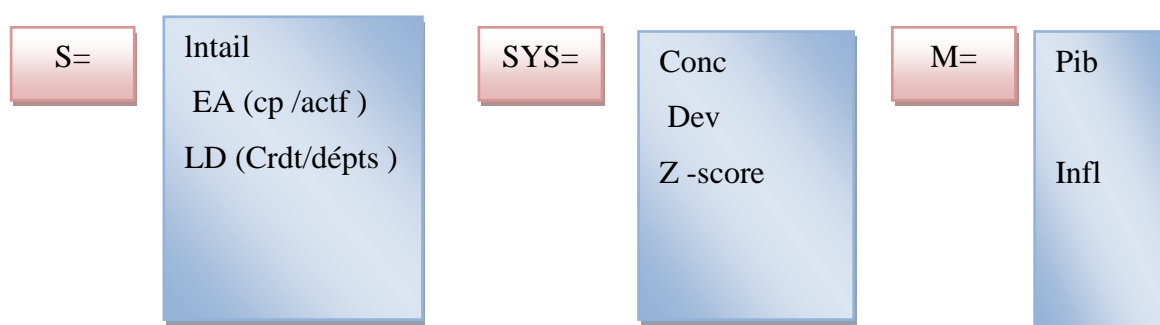
$S_{i,t}$: Vecteur des variables spécifiques à la banque i au temps t ,

$Sys_{i,t}$: Vecteur incorporant les variables relatives au système bancaire,

M_t : Vecteur des variables macroéconomiques.

Nous avons calculé ces ratios sur la base de données fournies par la base de données BankScope publiée par le bureau de VanDijk et les rapports annuels des banques publiés au CNRC ⁶.

Où S , SYS , et M sont des vecteurs composés de variables explicatives prédéfinies comme suit :



⁶ CNRC : Centre National du Registre de Commerce (selon la loi de finance de 2010, tout établissement financier doit publier ses rapports annuels au BOAL ; Bulletin Officiel des Annonces Légales).

4.4.1 Variables spécifiques à la banque

Il existe trois variables qui permettent de contrôler la différence entre les caractéristiques spécifiques de la banque:

LD est le ratio de prêt total sur les dépôts ; **EA** est le ratio des capitaux propres sur le total actif; et **TAILL** est le logarithme des actifs totaux qui contrôlent la taille de la banque. Ces variables bancaires ont été utilisées dans de nombreuses études antérieures et ont un impact sur l'efficacité bancaire (Isik et Hassan, 2003; Fries et Taci, 2005; Pasiouras, 2008; Pasiouras et al., 2009; Hermes et Nhung, 2010).

EA est utilisé comme proxy de la force du capital. La baisse du ratio des capitaux propres par rapport aux actifs est liée à un risque le plus élevé et à un effet du levier qui diminuent l'efficacité (Lozano-Vivas et al., 2001). **LD** reflète la capacité des banques à transformer les dépôts en prêts (Dietsch et Lozano-Vivas, 2000) et s'attend à ce que le ratio le plus élevé fait réduire les coûts et améliore l'efficacité des banques (Fries et Taci, 2005). La variable de contrôle de **TAILL**, est le logarithme de l'actif total, qui reflète la taille des banques, la plus grande banque pourrait bénéficier d'économies d'échelle. Dans ce cas, la banque qui a la plus grande valeur de la taille, pourrait être la plus efficace.

4.4.2 Variables relatives au système bancaire

Le Score Z

Le score Z utilisé en tant que proxy du risque de défaut au niveau de la banque, qui est généralement utilisé comme proxy de la probabilité de défaillance des banques, puisqu'il reflète à la fois le risque d'actif et le volant de fonds propres (Beck et al., 2009; Laeven et Levine, 2009; Liu et al., 2010; Horvath et al., 2012). La mesure du z-score est définie comme suit:

$$Z = \frac{ROA + (E / A)}{\sigma(ROA)} \quad (14)$$

Où ROA est le rendement sur l'actif (mesurant le rendement de la banque),

$\sigma(ROA)$ est l'écart-type du rendement de l'actif (mesure du risque bancaire), et E / A est le ratio des capitaux propres / actif total (mesure du risque de levier qui reflète la sécurité et solidité des banques). Un Z plus élevé indique qu'une banque est plus éloignée de l'insolvabilité. Puisque Z est très asymétrique, nous avons utilisé son logarithme naturel, qui est distribué selon la loi normale (Laeven et Levine, 2009; Liu et al., 2010).

Variables de structure du marché et de développement financier

CONC mesure la concentration bancaire qui est définie comme un ratio de l'actif total de trois banques commerciales les plus importantes et l'actif total des banques commerciales en Algérie. Cette variable contrôle indirectement le degré de concurrence du secteur bancaire avec une valeur supérieure impliquant moins de concurrence (plus de concentration).

Dev est le ratio des créances sur le secteur privé au PIB qui saisit l'ampleur de l'intermédiation financière. Cette variable a également été considérée comme un indicateur du développement financier (Levine et al., 2000).

4.4.3 Variables macroéconomiques

Le **PIBGR** est le taux de croissance du PIB réel. **INFA** est le taux d'inflation annuel. Ces deux variables sont utilisées pour contrôler l'environnement macroéconomique (Grigorian et Manole (2002) et Pasiouras et al. (2009)). Le taux de croissance économique le plus élevé pourrait stimuler les banques plus de prêts et représente un développement économique global qui affecte positivement sur l'efficacité de la banque. Le taux d'inflation (**INFA**) influe directement sur les revenus d'épargne et les intérêts des banques. Grigorian et Manole (2002) ont mentionné que l'inflation intègre l'effet du prix (marge nette d'intérêt) et du comportement non liées aux prix (ramification excessive). Le taux d'inflation plus élevé pourrait augmenter l'épargne et la demande des prêts. Cependant, la hausse de l'inflation pourrait conduire à un comportement excessif des succursales qui aggrave l'efficacité coût des banques (Kasman et Yildirim, 2006).

Tableau 7: Résultats de l'estimation corrigée de l'efficacité bancaire

VARIABLES	Efficacité			
	(1) EF	(2) EA	(3) FGLS	(4) ⁷ Robust
Conc	0.356*** (0.0729)	0.344*** (0.0729)	0.294** (0.147)	0.270 (0.211)
Dev	0.112*** (0.0313)	0.105*** (0.0311)	0.0482 (0.0609)	0.0541 (0.0842)
Z_SCORE	0.00122 (0.00111)	0.00109 (0.000979)	0.00149** (0.000635)	0.000398 (0.000775)
TAILL	0.0691*** (0.00603)	0.0721*** (0.00567)	0.0925*** (0.00576)	0.0938*** (0.00766)
EA	0.103 (0.0654)	0.110* (0.0606)	0.204*** (0.0737)	0.356*** (0.0747)
LD	-0.0128	-0.0168	-0.0905***	-0.139***

⁷ Pour estimer rigoureusement l'effet de la significativité des différentes variables sur l'efficacité coût des banques algériennes, l'économétrie des données de panel requiert la prise en compte de trois considérations ; (i) la présence des effets individuels (ii) le problème d'hétéroscédasticité et (iii) l'autocorrélation des erreurs. Si les deux problèmes d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation des erreurs existent, il va falloir apporter des corrections à la matrice de variance-covariance, sinon on assistera à des résultats erronés au niveau de la significativité des variables. Deux méthodes de correction ont été considérées, à savoir la méthode de White (Robust), la technique des moindres carrés quasiment généralisés FGLS (Feasible Generalized Least Squares).

	(0.0122)	(0.0120)	(0.0168)	(0.0239)
INFA	0.388**	0.386**	0.487	0.510
	(0.157)	(0.158)	(0.329)	(0.487)
PIBGR	-0.581**	-0.545**	-0.711	-0.826
	(0.224)	(0.223)	(0.439)	(0.624)
Constant	-0.890***	-0.913***	-1.092***	-1.054***
	(0.0956)	(0.0966)	(0.162)	(0.226)
Observations	169	169	169	169
R-squared	0.810			0.708
Number of id	17	17	17	

***, **, * variable significative à 1%, 5% et 10% respectivement.

Source : Résultats fournis par logiciel STATA

4.5 Analyse et interprétation des résultats

Les résultats obtenus dans le tableau 7, montrent d'abord que les coefficients estimés par l'effet aléatoire (EA) et par l'effet fixe (EF) se rapprochent quant au sens de l'influence et le degré de significativité des variables explicatives. Les deux autres méthodes (Robust et FGLS), considérées souvent comme plus faibles, affichent des résultats parfois différents d'où l'utilité des méthodes de correction de la matrice de variance-covariance. Mais les quatre méthodes d'estimation se trouvent convergentes globalement en ce qui concerne la significativité des variables spécifiques aux banques.

Le ratio du développement financier (Dev) a un impact statistiquement significatif et positif sur l'efficacité des coûts (EA et EF) ou non significatif (FGLS et Robust). Ce résultat corrobore avec Lozano-Vivas et Pasiouras (2008), qui considèrent que le développement financier a un impact significatif et positif sur l'efficacité coût.

En ce qui concerne la part des trois plus grandes banques en tant que mesure de concentration (CONC), les résultats montrent que la variable CONC est très significative et est positivement liée à l'efficacité des coûts dans toutes les spécifications à l'exception de l'estimation de (Robust). Ainsi, une concentration plus élevée améliore sans ambiguïté l'efficacité. En général, l'amélioration de l'efficacité résulte de la consolidation de banques moins efficaces, avec la survie de banques plus efficaces diminuant les coûts moyens et améliorant ainsi l'efficacité des coûts bancaires. Ce résultat corrobore avec une grande partie de la littérature qui a mis en évidence la relation positive entre la concentration et l'efficacité bancaire (Grigorian et Manole, 2002 ; Passioura et al., 2007).

En ce qui concerne le résultat du score Z, qui représente la possibilité d'un risque de défaut, est positif et statistiquement significatif (FGLS) ou non significatif (EA, EF, Robust). Les résultats impliquent que les risques d'insolvabilité plus élevés des banques algériennes ont une

efficience coût réduite. Ce résultat corrobore avec Mihai Nitoi et Cristi Spulbar (2016), qui ont obtenu une relation positive entre le risque et l'efficience coût.

La variable TAILL, qui mesure le total actif, est statistiquement significative et positivement liée à l'efficience coût dans toutes les estimations. Ce résultat vient consolider les constatations précédentes lorsqu'il a été démontré que les grandes banques en Algérie sont plus efficaces que les petites banques. Cette constatation ne corrobore pas avec Golgderg et Rai (1996) qui, considèrent que les petites banques ont une efficience très élevée par rapport aux banques de grande taille.

Le ratio LD égal aux (prêts totaux / les dépôts) est négativement corrélé à l'efficience (FGLS et Robust) ou non significatif (EA et EF). Cette relation négative peut être expliquée par les crédits non performants. La performance des banques algériennes est en effet menacée par le volume inquiétant des prêts non performants. Elles sont moins préoccupées par l'amélioration de leur efficience à court terme, car elles sont plutôt engagées dans de multiples opérations de restructuration et d'assainissement de leur portefeuille de crédits.

Le ratio des capitaux propres sur le total actif est statistiquement significatif et positivement lié à l'efficience coût dans toutes les estimations à l'exception (EF). La corrélation positive entre ce rapport et l'efficience des banques semble montrer qu'elles ne sont pas engagées dans des activités à risque (un ratio de fonds propres faible indiquerait une petite capacité d'absorption des pertes). Ceci semble être en contradiction avec les résultats d'Akhigbe et McNully (2003). Néanmoins, le résultat sur l'impact des fonds propres sur le total des actifs sur l'efficience coût est cohérent avec les résultats de Dietsch et Lozano-Vivas (2000) et Kablan (2007).

Les variables d'environnement macroéconomique utilisées sont la croissance du PIB réel (CRPIB) et l'inflation (INFA). L'effet de CRPIB est statistiquement significatif et négativement lié à l'efficience des coûts dans les deux spécifications EA et EF. Le résultat implique qu'un taux de croissance du PIB plus élevé améliore l'efficience des banques. Cette constatation est conforme à Yildirim et Philippatos (2007) et à Pasiouras et al. (2009). Le taux d'inflation est statistiquement non significatif dans toutes les spécifications. Le résultat implique que le taux d'inflation n'a aucun impact sur l'efficience des coûts des banques algériennes.

CONCLUSION

Cette étude a examiné l'impact des activités bancaires non traditionnelles sur l'efficacité des banques algériennes. Le modèle de Battese et Coelli (1992) a été utilisé pour permettre l'estimation de l'efficacité de la banque dans une approche de modélisation en une deuxième étape, pour incorporer simultanément l'effet de divers variables spécifiques aux banques compte tenu des activités non traditionnelles dans la détermination des outputs bancaires.

Les activités non traditionnelles semblent apporter une contribution positive à l'efficacité des banques, ce qui corrobore avec une grande partie de la littérature empirique. Les nouvelles activités contribuent à l'amélioration de la performance bancaire car elles n'occasionnent pas d'énormes dépenses, contrairement à l'activité d'intermédiation qui requiert de lourdes charges d'exploitation financière.

Par ailleurs, le secteur bancaire algérien a affiché pendant la période 2000-2013 une efficacité coût moyenne évaluée à 55,77%. Ces résultats montrent que les banques commerciales algériennes souffrent de problèmes importants d'inefficacité impliquant un gaspillage de ressources se situant à un niveau moyen de 44,23%. Les niveaux d'efficacité se caractérisent par une amélioration ascendante mais régulière tout au long de la période d'étude.

Les résultats sont toutefois contrastés selon les banques et selon les périodes. Les banques de petite taille (généralement privées) sont moins efficaces par rapport aux grandes banques (généralement publiques). Ce résultat cautionne l'idée d'une relation positive entre la taille de la banque et le niveau d'efficacité. Les banques publiques manifestent un comportement plutôt plus strict et plus prudentiel en matière de politique de crédits. Malgré leur grande taille, elles ont une meilleure maîtrise de coûts parce que leur motivation est la maximisation de la richesse des actionnaires.

Lorsque nous avons régressé l'efficacité bancaire sur des variables spécifiques aux banques ainsi que des variables relatives au système bancaire et autres macroéconomiques, les résultats indiquent que l'efficacité du coût est influencée de manière positive et significative par le développement financier. Ce qui implique que plus l'étendue du développement financier est élevée plus l'efficacité des banques est grande.

Par ailleurs, l'efficacité est négativement affectée par le ratio (crédits/dépôts). Cette relation négative peut être expliquée par la gestion des crédits non performants en Algérie.

Ainsi, les résultats montrent que la variable CONC est très significative et positivement liée à l'efficacité des coûts. Une concentration plus élevée améliore sans ambiguïté l'efficacité. En

général, l'amélioration de l'efficacité résulte de la consolidation des banques moins efficaces avec la survie de banques plus efficaces diminuant les coûts moyens et améliorant ainsi l'efficacité des coûts bancaires.

Au regard de ces résultats, un comportement plus prudent en matière de crédits doit miser sur les conditions d'octroi de crédits par les banques algériennes, surtout que le niveau de crédits compromis est toujours inquiétant. Les décisions de crédits doivent en effet reposer sur une analyse financière de la qualité du projet à financer et son niveau de risque et non sur la base de la valeur de garanties. Celles-ci peuvent ne pas obéir à un système de valorisation appropriée; les montants à provisionner sont ainsi souvent surévalués.

BIBLIOGRAPHIE

Aigner, D. J., Lovell, C. A. K et Schmidt, P. (1977). *Formulation and estimation of stochastic frontier production function models.* Journal of econometrics, 6: 21-37.

Akhigbe, A. et J.E. McNulty, (2003). *The profit efficiency of small us commercial banks.* Journal of Banking and Finance, 27: 307-325.

Allen J. et Y. Liu (2005). *Efficiency and economies of scale of large canadian banks.* Bank of Canada Working papers, May 2005-13.

Altunbas, Y., L. Evans et P. Molyneux, (2001). *Bank ownership and efficiency.* Journal of Money, Credit and Banking, 33: 926-954.

Altunbas, Y., Liu, M.-H., Molyneux, P. et Seth, R. (2000). *Efficiency and risk in Japanese banking.* Journal of Banking and Finance 24 (10), pp.1605-1628.

Asaftei, G., Kumbhakar, S. (2008). *Regulation and efficiency in transition: the case of Romanian banks.* Journal of Regulatory Economics, Volume 33, Number 3/ June, 253–282.

Ataullah, A., Cockerill, T., Le, H., (2004). *Financial liberalization and bank efficiency: A comparative analysis of India and Pakistan.* Applied Economics, 36 (17), 1915- 1924.

Battese, G. E. et Coelli, T. J. (1992). *Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India.* Journal of Productivity Analysis, 3: 153-169.

Beck, T., Hesse, H., Kick, T. et von Westernhagen, N. (2009). *Bank ownership and stability: evidence from Germany.* Tilburg University, Unpublished manuscript.

Berger, A.N. et L.J. Mester, (1997). *Inside the black box: What explains differences in the efficiencies of financial institutions.* Journal of Banking and Finance 21: 895-947.

Berger, A.N. et R. De Young, (1997). *Problem loans and cost efficiency in commercial banks.* Journal of Banking and Finance 21: 849-870.

Boyd, J. et Gertler, M. (1994). *Are Banks Dead? Or Are the Reports Greatly Exaggerated?.*

Quarterly Review, 18(3): 2-23.

Chaffai M. E et Lassoued S. (2006). *Bank Ownership, Efficiency and Risk: The Case of Tunisian Banking Industry.*

Cuesta, R.A. et L. Orea, (2002). *Mergers and technical efficiency in spanish saving banks: A stochastic distance function approach.* Journal of Banking and Finance 26: 2231-2247.

Das, A. et Ghosh, S. (2009). *Financial Deregulation and Profit Efficiency: A Nonparametric Analysis of Indian Banks.* Journal of Economics and Business, 61, 509-528.

De Young, R. et I. Hasan, (1998). *The performance of de novo commercial banks: A profit efficiency approach.* Journal of Banking and Finance 22: 565-587.

Dietsch, M. et Lozano-Vivas, A. (2000). *How the environment determines banking efficiency: A comparison between French and Spanish industries.* Journal of Banking and Finance 24 (6), pp.985-1004.

Drake, L. et M.J.B. Hall, (2003). *Efficiency in japanese banking: An empirical analysis.* Journal of Banking and Finance, 27: 891-917.

Fries, S. et Taci, A. (2005). *Cost efficiency of banks in transition: Evidence from 289 banks in 15 post-communist countries.* *Banking and the Financial Sector in Transition and Emerging Market Economies* 29 (1), pp.55-81.

Goldberg, L.G. et A.A. Rai, (1996). *The structure-performance relationship for european banking.* Journal of Banking and Finance 20 745-771.

Greene W. H. (2005). *Reconsidering Heterogeneity in Panel Data Estimators of the Stochastic Frontier Model.* Journal of Econometrics, 126: 269-303.

Grigorian, D. A. et Manole, V. (2002). *Determinants of commercial bank performance in transition: an application of data envelopment analysis.* World Bank Policy Research Working Paper (2850).

Hakimi, A., H. Hamdi et M. Djlassi, (2012). *Modelling non-interest income at tunisian banks.* Asian Economic and Financial Review 2: 88-99.

Hasan, I. et K. Marton, (2003). *Development and efficiency of the banking sector in a transitional economy: Hungarian experience.* Journal of Banking and Finance 27: 2249-2271.

Hermes, N. et Nhung, V. T. H. (2010). *The impact of financial liberalization on bank efficiency: evidence from Latin America and Asia.* Applied Economics 42 (26), pp.3351-3365.

Horvath, R., Seidler, J. et Weill, L. (2012). *Bank Capital and Liquidity Creation: Granger Causality Evidence.*

Isik, I. et M.K. Hassan, (2002). *Technical, scale and allocative efficiencies of turkish banking industry.* Journal of Banking and Finance, 26: 719-766.

Isik, I. et M.K. Hassan, (2003). *Financial deregulation and total factor productivity change: An empirical study of turkish commercial banks.* Journal of Banking and Finance 27: 1455-1485.

Jagtiani, J. et A. Khanthavit, (1996). *Scale and scope economies at large banks: Including off-balance sheet products and regulatory effects 1984-1991.* Journal of Banking and Finance, 20: 1271-1287.

Kablan Sandrine, (2007). *Mesure de la performance des banques dans les pays en voie de développement : le cas de l'UEMOA.* African Development Review, Vol. 21, No. 2

Kasman, A. et Yildirim, C. (2006). *Cost and profit efficiencies in transition banking: the case of new EU members.* Applied Economics 38 (9), pp.1079-1090.

Laeven, L., Levine, R., (2009). *Bank governance, regulation and risk taking.* Journal of Financial Economics 93, 259-275.

Lang, G. et P. Welzel, (1996). *Efficiency and technical progress in banking: Empirical results for a panel of german cooperative banks.* Journal of Banking and Finance, 20: 1003-1023.

Levine, R., N. Loayza, et T. Beck.(2000). *Financial intermediation and growth: Causality and causes.* Journal of Monetary Economics 46: 31-77.

Liu, H., Molyneux, P. et Wilson, J. O. S. (2010). *Competition and stability in European banking: a regional analysis.* The Manchester School.

Lozano-Vivas A. et F. Passioura (2008). *The impact of Non traditional Activities on the Estimation of Bank Efficiency : International Evidence .* Working paper series 2008. 01, University of Bath, School of Management, UK.

Lozano-Vivas et Pasiouras (2010). *The impact of non-traditional activities on the estimation of bank efficiency : International evidence.* Journal of Banking and Finance, 34, p1436-1449.

Lozano-Vivas, A., Pastor, J. T. et Hasan, I. (2001). *European bank performance beyond country borders: What really matters?.* European Finance Review 5 (1-2), pp.141- 165.

Mihai, N., et Cristi, S., (2016). *The Relationship between Bank Efficiency and Risk and Productivity Patterns in the Romanian Banking System.* Roumanian Journal of Economic Forecasts, Vol 19 No 1.

Park, K. H., Weber, W. L.(2006). *A note of efficiency and productivity growth in the Korean Banking industry, 1992-2002 .* Journal of Banking & Finance 30, pp. 2371-2386 (2006)

Pasiouras, F. (2008). *International evidence on the impact of regulations and supervision on banks' technical efficiency: an application of two-stage data envelopment analysis.* Review of Quantitative Finance and Accounting 30 (2), pp.187-223.

Pasiouras, F., Kosmidou, K., (2007). *Factors influencing the profitability of domestic and foreign commercial banks in the European Union.* Research in International Business and Finance 21 (2), 222–237.

Pasiouras, F., Tanna, S. et Zopounidis, C. (2009). *The impact of banking regulations on banks' cost and profit efficiency: Cross-country evidence.* International Review of Financial Analysis 18 (5), pp.294-302.

Resti, A., (1997). *Evaluating the cost efficiency of the italian banking system: What can be learned from the joint application of parametric and non parametric techniques.* Journal of Banking and Finance, 21: 221-250.

Rogers K. E. (1998). *Non-traditional activities and the efficiency of U.S commercial banks .*Journal of banking and Finance 22 : 467-82.

Schmidt P. et C.A.K Lovell (1979) *.Estimating technical and allocative inefficiency relative to stochastic production and cost frontier .* Journal of Econometrics 9 : 343-66.

Stiroh, K.J., (2000). *How did us bank holding companies prosper in the 1990s?* Journal of Banking and finance, 24: 1703-1745.

Vennet, V.R., (2002). *Cost and profit efficiency of financial conglomerates and universal banks in europe.* Journal of Money, Credit and Banking, 34: 254-282.

Williams j. et Nguyen n. (2005). *Financial liberalization, crisis, and restructuring: A comparative study of bank performance and bank governance in South east Asia.* Journal of Banking & Finance, 29 (8-9), p. 2119-2154.

Yildirim, S., Philippatos, G., (2007). *Efficiency of banks: Recent evidence from the transition economies of Europe 1993–2000.* European Journal of Finance 13, 123–143.