ANALYSE DE L'EFFICIENCE DES BANQUES COMMERCIALES EN RDC: APPROCHES DEA ET SFA

Alain MUJINGA KAPEMBA*
Jean-Claude NKASHAMA MUKENGE**
Kevin NANSHA MONGA***

Abstract: *The aim of this study is to measure the technical efficiency of commercial banks in Democratic Republic of Congo (DRC) and to analyze its determinants. To achieve this goal, on an unbalanced panel of 10 commercial banks observed from 2005 to 2019, the Data Envelopment Analysis (DEA) followed by two Truncated Regression (TR) models and the Stochastic Frontier Analysis (SFA) were used. Return on Equity (ROE), loans, deposits, female workforce, number of branches, type of ownership, seniority, liquidity ratio, inflation rate, money supply growth rate, key interest rate and required reserve ratio are the significant covariates identified in this study. In addition, the most technically efficient sampled banks are: BOA, Ecobank, Equity Bank, Rawbank, Sofibanque and TMB. However, in terms of cost-efficiency, commercial banks in DRC operate on a sub-optimal scale.*

Keywords: *Efficiency of commercial banks; DEA; DRC; SFA; tobit model.*

DOI 10.53373/ REDS.2022.55.2.0068

Introduction

La République Démocratique du Congo compte 16 banques commerciales pour une population estimée à plus de 84 millions d'habitants (Chemilier-Gendreau, Mermoux et Gilkes, 2019). Seules 14 de ces institutions financières sont réellement opérationnelles (Nzoimbengene, 2017). D'année en année, la concurrence dans le secteur bancaire ne cesse de s'intensifier. Dans un tel contexte, les banques efficaces ont davantage des chances de gagner un plus grand nombre de parts de marché.

D'habitude, la performance financière d'une banque est évaluée à l'aide des ratios. Toutefois, cette approche ne tient compte ni de la relation technique existant entre les inputs et les outputs bancaires ni d'autres variables pouvant influencer le niveau d'efficacité d'une banque. Afin de pallier à ces problèmes, ces dernières années, des méthodes économétriques de mesure de l'efficacité ont été mises au point. Certaines d'entre elles sont paramétriques et d'autres non. Les plus connues

* Professeur à Faculté d'administration des affaires et sciences économiques. Université Protestante au Congo (UPC). ORCID0000-0002-0910-0273 Courriel : alainmujinga@gmail.com.

** Assistant à la faculté des sciences économiques et de gestion. Université Pédagogique Nationale (UPN). ORCID 0000-0002-3367-316X. Courriel : jackonkashama@gmail.com.

*** Chercheur à Faculté d'administration des affaires et sciences économiques. Université Protestante au Congo (UPC). Courriel : kevinansha1@gmail.com.

sont l'analyse de la frontière stochastique (SFA) et celle d'enveloppement des données (DEA).

Boujelbene et Zaghla (2007) ont quant à eux orienté leur étude vers les facteurs explicatifs de l'efficacité technique des banques tunisiennes à l'aide de l'analyse de la frontière stochastique. Les caractéristiques financières, la capacité managériale du personnel et les caractéristiques organisationnelles ont été retenues dans cette recherche comme des éléments explicatifs du niveau d'efficacité de ces banques.

Kablan (2007) s'est servi à la fois de la méthode d'enveloppement des données et de celle de la frontière stochastique pour mesurer l'efficacité technique des banques de l'UEMOA et en déceler les déterminants. De cette étude, il ressort que l'efficacité de ces institutions est sensible aux variables telles que la santé financière des banques, le taux de créances irrécouvrables par pays, la concentration bancaire et le revenu par tête.

Abdelkhalek et Solhi (2009) se sont penchés sur la question de l'évaluation de l'efficacité productive des banques commerciales marocaines en employant la méthode DEA. Ils ont insisté sur le fait que le niveau d'efficacité de ces institutions est plus lié à des variables internes qu'à des facteurs environnementaux. Il s'agissait entre autres de la taille du bilan, le ROA, le ROE, le Produit Net Bancaire, le coût du risque du crédit, le nombre d'agences, etc.

Boutheina et Moez (2013), en vue d'évaluer le niveau d'efficacité-coût atteint par les banques Tunisiennes, ont utilisé l'analyse de la frontière stochastique. Cette recherche a mis en exergue les déterminants de l'efficacité technique ci-après: le taux d'intermédiation, la structure des dépôts, le ROA, le poids de fonds propres par rapport au total crédit, le taux de croissance de crédit et des dépôts ainsi que le nombre d'agences d'une banque.

Benzai (2016) s'est penché sur la question de la mesure de l'efficacité des banques commerciales algériennes en se servant de la méthode DEA ainsi que de l'analyse de la frontière stochastique (SFA). Les scores d'efficacité obtenus par les deux méthodes étaient corrélés à 70%.

Lonzo et Mpiana (2017) se sont intéressés à l'incidence de la régulation prudentielle sur l'efficacité des banques commerciales en RD Congo, en considérant 10 banques dans l'échantillon au cours de la période 2010 à 2015. Les résultats de la méthode DEA avaient montré que ces institutions ne sont pas efficaces du point de vue de l'intermédiation. En outre, il s'est avéré que la régulation prudentielle n'avait pas d'incidence significative sur l'efficacité des banques commerciales congolaises.

Du, Worthington et Zelenyuk (2015) se sont intéressés à la relation dynamique existant entre la diversification des actifs des banques chinoises et leur efficacité. Après une estimation des scores d'efficacité technique des banques à l'aide de l'analyse d'enveloppement des données (DEA) puis une régression desdits scores sur des variables explicatives de l'efficacité, les résultats finals ont démontré que l'efficacité du secteur bancaire chinois augmentait lorsque ces banques diversifiaient leurs autres actifs rémunérateurs.

Henni (2018) a orienté son étude vers l'évaluation de l'efficacité des banques de trois pays du Maghreb (Algérie, Maroc et Tunisie). Les résultats obtenus par l'analyse d'enveloppement des données avaient démontré que la frontière d'efficacité n'était constituée que de 11 banques Maghrébines sur 28, les autres étant considérées comme inefficaces.

En R.D.C, très peu d'études effectuées dans le domaine de l'évaluation de l'efficacité bancaire ont eu recours à la fois, à la méthode d'enveloppement des données (DEA) et à celle de la frontière stochastique (SFA). De façon standard, il est plus courant de passer par l'analyse des ratios financiers tels que le ROA, ROE, etc. Pourtant, cette méthode est loin de renseigner sur l'allocation optimale des inputs bancaires et sur les variables pouvant influencer l'efficacité technique. De toute évidence, les méthodes économétriques de mesure d'efficacité basées sur la frontière telles que les approches DEA et SFA sont les mieux adaptées. Ainsi, le présent travail soulève donc la question principale suivante:

Les banques commerciales congolaises sont-elles techniquement efficaces?

- De manière spécifique, il sera question de répondre aux questions ci-après:
- Quels sont les déterminants de l'efficacité technique des banques commerciales congolaises?
- Laquelle de ces institutions alloue de manière optimale ses ressources?
- Et, quelles sont les stratégies en termes de politiques économiques pouvant permettre d'améliorer le niveau d'efficacité du secteur bancaire congolais?

1. Matériels et méthodes

La technique documentaire a permis la collecte des données secondaires issues des états financiers et rapports annuels d'un panel non cylindré de 10 banques commerciales congolaises (BCDC, BGFIBANK, BIAC, BOA, Ecobank, Equity-Bank, FBN BANK, Rawbank, Sofibanque et TMB) observées sur quinze exercices comptables consécutifs (2005-2019). Etant donné la délimitation temporelle de l'étude, Equity-BCDC n'est pas prise en compte dans l'analyse effectuée. Certaines données de l'étude sont également issues du site de la Banque Mondiale.

L'approche adoptée dans l'étude étant quantitative, deux méthodes économétriques basées sur la frontière sont utilisées dans ce travail afin de mesurer le niveau d'efficacité des banques commerciales. L'une est paramétrique (SFA) tandis que l'autre ne l'est pas (DEA). Ensuite, la régression Tobit sert dans le cadre de ce travail à mesurer l'effet des déterminants de l'efficacité bancaire sur elle.

Pour ce qui est des outils d'analyse, le logiciel Stata 15 a permis d'implémenter les approches DEA et SFA, la régression Tobit en panel à effets aléatoires ainsi que les statistiques descriptives.

Chaque programme DEA peut être résolu avec orientation « input » ou « output » en fonction de l'élément qui est contrôlable par les firmes de l'échantillon. Dans le domaine des banques, la première orientation est très souvent utilisée. Pour

ce qui est de la nature des données, celles en panel sont les plus privilégiées dans ce genre d'étude sur l'efficacité bancaire. Dans ce cas, il est plus aisé de résoudre ce programme pour chaque période de temps considérée (Du, Worthington et Zelenyuk, 2015).

Ainsi, pour les données de panel, les programmes à résoudre sont respectivement:

$$TE_{it} = \text{Min } \theta_t$$

$$S/C \ y_{it} \leq \lambda_t Y_t; \ \theta_t x_{it} \geq \lambda_t X_t; \ \theta_t, \lambda_t \geq 0 \ \forall \ t = 1, 2, \dots, T \text{ et } i = 1, 2, \dots, n$$

Ou sous l'hypothèse de rendements d'échelle variables:

$$TE_{it} = \text{Min } \theta_t$$

$$S/C \ y_{it} \leq \lambda_t Y_t; \ \theta_t x_{it} \geq \lambda_t X_t; \ \lambda_t = 1; \ \theta_t, \lambda_t \geq 0 \ \forall \ t = 1, 2, \dots, T \text{ et } i = 1, 2, \dots, n$$

Le caractère censuré de la variable dépendante (les scores d'efficacité technique) conduit à l'utilisation d'un modèle Tobit à effets individuels. Certes, il existe un modèle TR des données longitudinales avec effets fixes. Cependant, dans ce cas, les estimateurs issus de la méthode du maximum de vraisemblance sont biaisés et moins robustes en fonction de la taille de l'échantillon. Le modèle à effets aléatoires est donc le mieux adapté (Mezui-Mbeng, 2020).

Dans le cadre de la présente étude, la variable d'intérêt est l'efficacité technique (TE_{it}) censurée à droite par 1 comme repris ci-dessous:

$$TE_{it} = \begin{cases} TE_{it} & \text{si } TE_{it} < 1 \\ 1 & \text{si } TE_{it} \geq 1 \end{cases}$$

En tenant compte de la matrice des variables d'efficacité (Z_{it}), le modèle TR adéquat sera donc celui-ci:

$$TE_{it} = Z_{it}\beta + v_i + \varepsilon_{it}$$

Cependant, il convient de passer tout d'abord par un test de ratio de vraisemblance permettant de comparer le modèle à effets aléatoires avec le modèle en panel homogène (modèle pooled). Si l'hypothèse nulle est rejetée, la structure en panel à erreurs composées sera utilisée. Au cas contraire, le modèle deviendra simplement:

$$TE_{it} = Z_{it}\beta + \varepsilon_{it}$$

Plusieurs formes fonctionnelles sont possibles dans le cadre de l'application de la méthode SFA, à savoir: Cobb-Douglas, translog et Fourier. Elles peuvent porter sur une fonction de production, de coût ou de profit.

L'un des moyens les plus simples de tenir compte de cette contrainte d'homogénéité est de normaliser le coût total (ou le profit total) ainsi que le prix de tous les autres facteurs par le salaire (le prix du facteur travail). C'est ainsi que pour

une banque dont la fonction de coût et de profit sont plus modélisables que celle de production, le prix du capital physique et celui du capital financier seraient divisés par le prix du travail (P_L) (Furkova, 2013). Sous sa forme logarithmique transcendantale de type « Time varying efficiency », compte tenu des contraintes citées sur les pages précédentes et du bruit blanc statistique (v_{it}), les relations (6) et (7) deviendraient respectivement:

$$\ln\left(\frac{C_{it}}{P_{Lit}}\right) = a_0 + \beta_Y \ln Y_{it} + \frac{1}{2} \beta_{YY} (\ln Y_{it})^2 + \sum_{j=1}^J a_j \ln\left(\frac{P_{jit}}{P_{Lit}}\right) + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^J \beta_{jY} \ln\left(\frac{P_{jit}}{P_{Lit}}\right) \ln Y_{it} + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^K \beta_{jk} \ln\left(\frac{P_{jit}}{P_{Lit}}\right) \ln\left(\frac{P_{kit}}{P_{Lit}}\right) + v_{it} + \mu_{it}$$

$$\ln\left(\frac{\pi_{it} + \alpha}{P_{Lit}}\right) = a_0 + \beta_Y \ln Y_{it} + \frac{1}{2} \beta_{YY} (\ln Y_{it})^2 + \sum_{j=1}^J a_j \ln\left(\frac{P_{jit}}{P_{Lit}}\right) + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^J \beta_{jY} \ln\left(\frac{P_{jit}}{P_{Lit}}\right) \ln Y_{it} + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^K \beta_{jk} \ln\left(\frac{P_{jit}}{P_{Lit}}\right) \ln\left(\frac{P_{kit}}{P_{Lit}}\right) + v_{it} - \mu_{it}$$

La constante α ajoutée au profit permet de s'assurer que l'argument du logarithme ne sera pas négatif en cas d'une perte. Pour une fonction logarithmique de type Cobb-Douglas, les modèles seraient alors plus simples:

$$\ln\left(\frac{C_{it}}{P_{Lit}}\right) = \beta_0 + \beta_1 \ln(Y_{it}) + \sum_{j=2}^J \beta_j \ln\left(\frac{P_{jit}}{P_{Lit}}\right) + v_{it} + \mu_{it}$$

$$\ln\left(\frac{\pi_{it} + \alpha}{P_{Lit}}\right) = \beta_0 + \beta_1 \ln(Y_{it}) + \sum_{j=2}^J \beta_j \ln\left(\frac{P_{jit}}{P_{Lit}}\right) + v_{it} - \mu_{it}$$

Dès lors, pour les deux cas, l'espérance mathématique du terme d'inefficience (μ_{it}) serait définie par: $E\left(\frac{\mu_{it}}{\varepsilon_{it}}\right) = m_{it} = Z_{it} \delta$

Où Z_{it} représente le vecteur des variables susceptibles d'influencer l'inefficience et δ est le vecteur des paramètres associés auxdites variables. En outre, la variance finie du terme d'inefficience est notée σ_μ^2 . Ledit terme peut suivre une loi normale tronquée, exponentielle, ou centrée réduite. Pour ce qui est des scores d'efficacité technique (Technical Efficiency), d'efficacité-coût (CE), d'efficacité-profit (PE), leurs formules se présentent ainsi:

$$TE = e^{-E\left(\frac{\mu_{it}}{\varepsilon_{it}}\right)}; \quad CE^b = \frac{\widehat{C^{min}}}{\widehat{C^b}} \quad \text{et} \quad PE^b = \frac{\widehat{\pi^b}}{\widehat{\pi^{max}}}$$

La première expression implique que l'efficacité technique n'est rien d'autre que l'antilogarithme népérien de l'opposé de l'espérance mathématique du terme d'inefficience. La deuxième présente l'efficacité-coût comme étant un ratio ayant au numérateur le coût minimum estimé des firmes dites « Best Practice » et au dénominateur, le coût minimum prévu. La troisième montre que l'efficacité-profit

standard est le rapport entre le profit actuel prévu et une estimation du profit maximum réalisé par les unités les plus efficaces (Benzai, 2016).

2. Résultats

Tableau N°1: Test d'Isotonicité

	Y_{it}	C_{Lit}	C_{Kit}	C_{Fit}
Y_{it}	1,000	0,8200*** 0,0000	0,8489*** 0,0000	0,7678*** 0,0000
C_{Lit}	0,8200*** 0,0000	1,0000	0,7745*** 0,0000	0,6745*** 0,0000
C_{Kit}	0,8489*** 0,0000	0,7745*** 0,0000	1,0000	0,6903*** 0,0000
C_{Fit}	0,7678*** 0,0000	0,6745*** 0,0000	0,6903*** 0,0000	1,0000

Note: *** indique la significativité au seuil d'1%
Source: Résultats issus des analyses sur Stata 15

Le tableau 1 montre qu'au seuil d'1, 5 et 10%, la corrélation entre les inputs et outputs bancaires est significative. Il y a également isotonicité car les variables dudit tableau sont fortement corrélées. Le Rho de Spearman varie dans ce tableau entre 67,45% et 84,89%.

Figure N°1: Scores d'efficience technique par banque

La figure 1 présente l'évolution des scores d'efficience technique de banques échantillonnées sous les hypothèses de rendements d'échelle constants (CRS) et variables (VRS). Chaque score est compris dans l'intervalle suivant:]0,1].

De 2005 à 2009, la BCDC était l'une des banques les plus efficaces ($\theta = 1$) de l'échantillon (sous les deux hypothèses). Puis en 2010, son score d'efficacité VRS a chuté en dessous de 50% alors que le « θ_{CRS} » a chuté au-dessus de 50%. Il y a donc eu rendements d'échelle décroissants (DRS). Depuis lors, cette banque n'est plus redevenue une banque dite « Best Practice ».

De 2011 à 2017, la BGFI a connu des rendements d'échelle croissants. Cependant, elle n'a jamais figuré parmi les banques les plus efficaces de l'échantillon. Entre 2005 et 2006, sous l'hypothèse VRS, la BIAC était l'une des banques pour lesquelles l'efficacité était de 100%. Pourtant, la baisse continue des scores d'efficacité CRS explique les déséconomies d'échelle récurrentes de cette banque. Pour la BOA, de 2010 à 2019, la valeur la plus faible de score d'efficacité technique (VRS) est inférieure à 50%. Sous l'hypothèse CRS, elle n'a jamais été parmi les banques dites « Best Practice » même s'il est arrivé plusieurs fois qu'elle ait un $\theta_{VRS}=1$.

Sous l'hypothèse CRS, Ecobank de 2010 à 2013 a toujours été l'une des banques les plus efficaces. Cependant en 2009, elle a réalisé des rendements d'échelle croissants (hypothèse VRS). En 2008, Equity Bank était une des banques les plus efficaces. Puis, elle a connu des fluctuations haussières et baissières. De 2013 à 2015, la FBN Bank a réalisé des économies d'échelle. La Rawbank a une évolution assez particulière. Sa courbe CRS se confond à la VRS. Cela implique que de 2005 à 2019, la taille (l'échelle de production) de la banque était optimale sauf en 2008 où son efficacité a chuté légèrement. 14 fois sur 15, elle a figuré parmi les banques les plus efficaces. Sous les hypothèses VRS, la Sofibanque de 2010 à 2017, était l'une des plus efficaces. Elle a donc connu des rendements d'échelle croissants après chaque chute des scores d'efficacité technique CRS. La TMB a aussi une courbe CRS se confondant à la VRS. Cependant, à la différence de la Rawbank, la TMB a très souvent eu des fluctuations haussières et baissières.

Tableau N°2: Scores médians d'efficacité technique et d'échelle en %

Banques	TE (CRS)	TE (VRS)	SE	Classement (CRS)	Classement (VRS)
BCDC	63,58	71,45	93,08	6	4
BGFIBANK	68,79	89,05	78,42	5	2
BIAC	56,25	63,11	86,36	7	5
BOA	74,34	100,00	78,01	4	1
ECOBANK	100,00	100,00	100,00	1	1
EQUITY BANK	92,15	100,00	98,97	2	1
FBNBANK	85,62	86,83	93,37	3	3
RAWBANK	100,00	100,00	100,00	1	1
SOFIBANQUE	29,60	100,00	29,60	8	1
TMB	100,00	100,00	100,00	1	1

Source: Résultats issus des analyses sur Stata 15

Le tableau 2 présente les scores médians d'efficacité technique et d'échelle. En résumé, il ressort de ce tableau que les banques les plus efficaces (sous l'hypothèse CRS) sont: Ecobank, Rawbank et TMB. Avec un modèle VRS, s'ajoutent BOA, Equity Bank et Sofibank.

Tableau N°3: Modèle Tobit de déterminants de l'efficacité technique (VRS)

TECRS	Coefficients	dy/dx	Ecart-type des coefficients	z_c	P-value	VIF
ROA_{it}	-0,6392	0,3700	0,9058	-0,71	0,483	2,47
ROE_{it}	1,1328	0,0272	0,2992	3,79	0,000***	2,72
DA_{it}	-0,0393	-0,0285	0,0375	-1,05	0,297	1,36
CA_{it}	0,5003	0,6277	0,2553	1,96	0,054*	2,08
$\ln TA_{it}$	-0,0450	-0,0319	0,0812	-0,55	0,581	7,64
$\ln D_{it}$	-0,1210	-0,0210	0,0605	-2	0,049**	3,44
TCA_{it}	-0,0217	-0,0003	0,0203	-1,07	0,287	1,91
AI_{it}	-0,0044	-0,0022	0,0013	-3,42	0,001***	2,25
TP_{it}	0,2494	0,0084	0,1057	2,36	0,021***	2,18
NF_{it}	0,0018	0,0031	0,0010	1,93	0,057*	2,49
NA_{it}	-0,0041	-0,0014	0,0011	-3,84	0,000***	2,04
RL_{it}	-0,0467	-0,0288	0,0177	-2,64	0,010**	1,85
$\ln f_{it}$	0,00671	0,0022	0,0036	1,85	0,068*	3,97
g_{yit}	-0,0012	-0,0069	0,0303	-0,04	0,968	3,27
g_{mit}	0,0057	0,0094	0,0040	1,43	0,158	3,94
TID_{it}	-0,0146	-0,0007	0,0052	-2,8	0,006***	1,76
CRO_{it}	0,0504	0,0010	0,0199	2,53	0,013**	3,69
NS_{it}	-0,1098	-0,0659	0,0764	-1,44	0,155	1,43
NL_{it}	-0,1836	-0,1268	0,1367	-1,34	0,183	1,34
Constante	2,6673		0,7008	3,81	0,000***	-
σ_e^2	0,0463		0,0090			-

Note: *, ** et *** indiquent respectivement la significativité statistique au seuil de 10%, 5% et 1%.

Source: Résultats issus des analyses sur Stata 15

Le tableau 3 indique que les crédits octroyés (en pourcentage du total actif) ont un effet positif et statistiquement significatif sur l'efficacité technique des banques commerciales congolaises (sous l'hypothèse CRS). Si une banque accroît ce ratio de 10 %, la probabilité qu'elle devienne la plus efficace augmentera de 6, 28%. Les dépôts collectés (en logarithme) ont une influence significativement positive (faible) sur le niveau d'efficacité technique des banques de l'échantillon. Par contre, la proportion des dépôts sur le total actif agit négativement (mais faiblement) sur le niveau d'efficacité de banques. Cela implique que plus grande est la part des dépôts dans le total passif d'une banque, moins cette dernière est efficace.

En RDC, l'ancienneté d'une banque a un effet significativement négatif (mais très faible) sur la probabilité qu'elle soit efficace. Ces résultats sont sans doute dus

au cas de la BIAC qui a réalisé des déséconomies d'échelle et à celui de la BCDC dont l'efficacité relative a chuté en 2010.

Parmi les facteurs de type organisationnel, l'effectif féminin a un effet faiblement positif sur la probabilité que les banques commerciales en R.D.C deviennent efficaces. De même, le nombre d'agences exerce une influence négative (faible) sur la distribution de probabilité des scores d'efficacité bancaire. Cela serait certainement le fait des coûts que ces agences entraînent. Le ratio de liquidité a un effet négatif (faible) sur la probabilité d'efficacité des banques commerciales congolaises.

Plus une banque est surliquide moins elle est efficace. En outre, le taux de croissance de la masse monétaire influe positivement et significativement sur l'efficacité bancaire. De manière controversée, une hausse du coefficient de réserves obligatoires favoriserait une amélioration (à faible intensité) de l'efficacité technique des banques commerciales congolaises. En outre, les facteurs d'inflation de la variance (VIF) sont inférieurs au seuil de tolérance de 10, il y a donc absence de multicollinéarité entre les variables du modèle.

Tableau N°4: Modèle Tobit de déterminants de l'efficacité technique (VRS)

TECRS	Coefficients	dy/dx	Ecart-type des coefficients	z_c	P-value	VIF
ROA_{it}	-0,6392	0,3700	0,9058	-0,71	0,483	2,47
ROE_{it}	1,1328	0,0272	0,2992	3,79	0,000***	2,72
DA_{it}	-0,0393	-0,0285	0,0375	-1,05	0,297	1,36
CA_{it}	0,5003	0,6277	0,2553	1,96	0,054*	2,08
$lnTA_{it}$	-0,0450	-0,0319	0,0812	-0,55	0,581	7,64
lnD_{it}	-0,1210	-0,0210	0,0605	-2	0,049**	3,44
TCA_{it}	-0,0217	-0,0003	0,0203	-1,07	0,287	1,91
AI_{it}	-0,0044	-0,0022	0,0013	-3,42	0,001***	2,25
TP_{it}	0,2494	0,0084	0,1057	2,36	0,021***	2,18
NF_{it}	0,0018	0,0031	0,0010	1,93	0,057*	2,49
NA_{it}	-0,0041	-0,0014	0,0011	-3,84	0,000***	2,04
RL_{it}	-0,0467	-0,0288	0,0177	-2,64	0,010**	1,85
Inf_{it}	0,00671	0,0022	0,0036	1,85	0,068*	3,97
$g_{y_{it}}$	-0,0012	-0,0069	0,0303	-0,04	0,968	3,27
$g_{m_{it}}$	0,0057	0,0094	0,0040	1,43	0,158	3,94
TID_{it}	-0,0146	-0,0007	0,0052	-2,8	0,006***	1,76
CRO_{it}	0,0504	0,0010	0,0199	2,53	0,013**	3,69
NS_{it}	-0,1098	-0,0659	0,0764	-1,44	0,155	1,43
NL_{it}	-0,1836	-0,1268	0,1367	-1,34	0,183	1,34
Constante	2,6673		0,7008	3,81	0,000***	-
σ_ε^2	0,0463		0,0090			-

Note: *, ** et *** indiquent respectivement la significativité statistique au seuil de 10%, 5% et 1%.

Source: Résultats issus des analyses sur Stata 15

Quand l'hypothèse de rendements d'échelle constants est relâchée, les résultats obtenus sont légèrement différents. Sous l'hypothèse VRS (Tableau 4), les variables exerçant un effet significativement positif sur l'efficacité bancaire sont: la rentabilité financière, le crédit (en pourcentage du total actif), le type de propriété, l'effectif féminin, le coefficient des réserves obligatoires et le taux d'inflation. Si le ROE d'une banque croît de 10 %, il y a une probabilité supplémentaire de 0,2% qu'elle devienne la plus efficace. Le signe positif du type de propriété implique que plus une banque est locale, plus son efficacité augmente.

Cependant son degré d'influence n'est que très faible. En outre, si la Banque Centrale augmente le taux de réserves obligatoires de 10 %, il y a 0,01% de chances supplémentaires que les banques commerciales deviennent techniquement efficaces. Pour ce qui est du taux d'inflation, il est parfois le fait d'une politique monétaire expansive d'où le signe positif de cette variable dans le modèle. Les variables ayant un effet significativement négatif sur l'efficacité technique (VRS) sont: les dépôts (en logarithmes), la taille du conseil d'administration, l'ancienneté de l'institution, le nombre d'agences, le ratio de liquidité et le taux d'intérêt directeur. Les dépôts étant logés au passif du bilan bancaire, ils représentent une dette de la banque vis-à-vis de ses clients. Plus ce taux croît, moins la banque est efficace. Par ailleurs, une baisse du taux d'intérêt directeur provoquerait une amélioration du niveau d'efficacité des banques commerciales. En outre, Les facteurs d'inflation de la variance (VIF) sont inférieurs au seuil de tolérance de 10, il y a donc absence de multicollinéarité.

Tableau N°5: Test d'autocorrélation des résidus

Hypothèses	Breusch-Godfrey		P-value		Décision	
	$F_c(\text{CRS})$	$F_c(\text{VRS})$	CRS	VRS	CRS	VRS
$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots \rho_p = 0$						
$H_1: \text{Au moins un } \rho_i \neq 0$	0,36	1,49	0,7109	0,6735	AH_0	AH_0

Source: Résultats issus des analyses sur Stata 15

L'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation est acceptée au seuil d'1, 5 et 10 % pour les scores d'efficacité technique (CRS et VRS). En outre, les matrices des variances-covariances des coefficients sont robustes afin de corriger les problèmes d'hétéroscédasticité. Ainsi, sous les deux hypothèses (CRS et VRS), le diagnostic portant sur la partie stochastique étant concluant, la validité des inférences statistiques des modèles est prouvée.

Tableau N°6: Estimation de la frontière d'efficacité-coût Translog

$\ln\left(\frac{C_{it}}{P_{Lit}}\right)$	Coefficients	Ecart-types des coefficients	z_c	P-value	VIF
$(\ln Y_{it})^2$	0,0081	0,0165672	0,49	0,627	2,18
$\ln\left(\frac{P_{Kit}}{P_{Lit}}\right)$	0,7168	0,1098653	6,52	0,000	7,10
$\ln\left(\frac{P_{Fit}}{P_{Lit}}\right)$	0,0088	0,0180684	0,49	0,627	3,30

$\ln Y_{it} * \ln \left(\frac{P_{K_{it}}}{P_{L_{it}}} \right)$	-0,0325	0,0486698	-0,67	0,504	2,19
$\ln Y_{it} * \ln \left(\frac{P_{F_{it}}}{P_{L_{it}}} \right)$	0,0054	0,0046907	1,15	0,252	1,78
$\ln \left(\frac{P_{K_{it}}}{P_{L_{it}}} \right) * \ln \left(\frac{P_{F_{it}}}{P_{L_{it}}} \right)$	0,01782	0,0333503	0,53	0,593	3,86
ROA_{it}	0,7832	0,6734374	1,16	0,245	2,40
ROE_{it}	-0,0826	0,0848837	-0,97	0,330	2,20
DA_{it}	0,0027	0,0147696	0,18	0,856	1,28
CA_{it}	0,1012	0,2048671	0,49	0,621	2,46
NF_{it}	0,0061	0,0024264	2,5	0,012**	1,90
NA_{it}	0,0034	0,0014711	2,29	0,022**	1,56
RL_{it}	-0,0738	0,0159244	-4,63	0,000***	1,69
$\ln f_{it}$	0,0014	0,0017421	0,82	0,412	3,99
$g_{y_{it}}$	0,0060	0,0290953	0,21	0,835	3,06
$g_{m_{it}}$	-0,0029	0,005526	-0,52	0,604	3,88
TID_{it}	-0,0084	0,0109527	-0,77	0,443	1,89
CRO_{it}	0,1207	0,0436649	2,76	0,006***	3,38
NS_{it}	-0,0154	0,0714676	-0,22	0,829	1,40
NL_{it}	0,1502	0,1641887	0,91	0,360	1,46
Constante	7,9048	0,5929389	13,33	0,000***	
σ_u	0,3628				
σ_v	0,2402				

Note: *, ** et *** indiquent respectivement la significativité statistique au seuil de 10%, 5% et 1%.

Source: Résultats issus des analyses sur Stata 15

Le ratio charge d'exploitation sur immobilisations, a un effet positif sur les scores d'efficacité-coût. Ce qui implique que plus les charges d'exploitation croissent plus vite que celles d'investissement, plus l'efficacité-coût de banques commerciales s'améliorent. Une augmentation de 10% de ce rapport entraînerait un accroissement de 7,2% de l'efficacité-coût de ces institutions (Tableau 6). Parmi les variables d'efficacité, celles qui agissent positivement et significativement sur l'efficacité-coût sont: l'effectif féminin, le nombre d'agences et le coefficient des réserves obligatoires.

De même, comme avec le modèle Tobit, le ratio de liquidité a une influence significativement négative sur l'efficacité-coût des banques commerciales congolaises. Cela implique plus une banque est surliquide, moins elle est efficace en termes de coût. Pour ce qui est de la validation du modèle Translog à effets fixes utilisés, la matrice de variances-covariances des coefficients employée est robuste à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation des résidus. En outre, aucune variable intégrée dans le modèle n'est source de multicolinéarité (chaque VIF est inférieur à 10).

Tableau N°7: Estimation de la frontière d'efficacité-coût Cobb-Douglas

$\ln(\frac{C_{it}}{P_{Lit}})$	Coefficients	Ecart-types des coefficients	z_c	P-value	VIF
$\ln(\frac{P_{K_{it}}}{P_{Lit}})$	0,7415093	0,0840131	8,83	0,000***	2,35
$\ln(\frac{P_{F_{it}}}{P_{Lit}})$	0,0167037	0,0094733	1,76	0,078*	1,71
ROA_{it}	0,6015392	0,4890249	1,23	0,219	2,16
ROE_{it}	-0,065519	0,0636704	-1,03	0,303	2,03
DA_{it}	0,0015281	0,0158931	0,1	0,923	1,26
CA_{it}	0,1427918	0,1930749	0,74	0,460	1,82
NF_{it}	0,0052114	0,001398	3,73	0,000***	1,72
NA_{it}	0,0033416	0,0016618	2,01	0,044**	1,47
RL_{it}	-0,065905	0,0126477	-5,21	0,000***	1,59
Inf_{it}	0,0011015	0,001625	0,68	0,498	3,88
$g_{y_{it}}$	0,0060154	0,0259701	0,23	0,817	2,99
$g_{m_{it}}$	-0,0035022	0,0052697	-0,66	0,506	3,56
TID_{it}	-0,0075314	0,0083448	-0,9	0,367	1,73
CRO_{it}	0,1332993	0,0273989	4,87	0,000***	2,46
NS_{it}	-0,0437129	0,0689607	-0,63	0,526	1,30
NL_{it}	0,14527230	0,1824822	0,8	0,426	1,31
Constante	8,290779	0,338467	24,5	0,000***	
σ_u	0,4709				
σ_v	0,2372				

Note: *, ** et *** indiquent respectivement la significativité statistique au seuil de 10%, 5% et 1%.

Source: Résultats issus des analyses sur Stata 15

Avec un modèle Cobb-Douglas (Tableau 7), le ratio « charges d'exploitation sur immobilisations », a un effet positif sur les scores d'efficacité-coût. Ce qui implique que plus les charges d'exploitation croissent plus vite que celles d'investissement, plus l'efficacité-coût de banques commerciales s'améliorent. Une augmentation de 10% de ce rapport conduirait à un accroissement de 7,4% de l'efficacité-coût de ces institutions. Le ratio « Charges financières sur dépôts » a aussi le même effet mais à une faible intensité.

Parmi les variables d'efficacité, celles qui agissent positivement et significativement sur l'efficacité-coût sont: l'effectif féminin, le nombre d'agences et le coefficient des réserves obligatoires. En outre, comme avec le précédent modèle, le ratio de liquidité a une influence significativement négative sur l'efficacité-coût des banques commerciales congolaises. Cela implique que plus une banque est surliquide, moins elle est efficace en termes de coût.

Pour ce qui est de la validation du modèle Cobb-Douglas à effets fixes utilisés, la matrice de variances-covariances des coefficients employée est robuste à

l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation des résidus. En outre, aucune variable intégrée dans le modèle n'est source de multicollinéarité (chaque VIF est inférieur à 10).

Tableau N°8: Scores médians d'efficience-coût

Banque	Translog	Cobb-Douglas	Rang (Translog)	Rang (Cobb-Douglas)
BCDC	0,19996	0,20532	6	5
BGFIBANK	0,21853	0,20922	4	4
BIAC	0,19124	0,19895	7	7
BOA	0,25159	0,23131	3	3
ECOBANK	0,16669	0,17602	8	8
EQUITY BANK	0,28675	0,27989	2	2
FBNBANK	0,12262	0,12186	10	10
RAWBANK	0,12821	0,13469	9	9
SOFIBANQUE	0,31554	0,29471	1	1
TMB	0,20018	0,20013	5	6

Source: Résultats issus des analyses sur Stata 15

Les scores médians d'efficience-coût des banques commerciales échantillonnées sont inférieurs à 50 % (Tableau 8). Ce qui implique que chacune de ces institutions, en termes de coûts, évolue sur une échelle sous-optimale (Lonzo & Mpiana, 2017). La BCDC, la BGFIBANK, la BIAC, la BOA, Ecobank, Equity Bank, FBNBANK, Rawbank, Sofibanque et TMB, avec leurs ressources, toute chose restant égale par ailleurs, peuvent encore accroître leur efficience-coût.

3. Discussions

Sous l'hypothèse des rendements d'échelle variables (VRS), la présente étude a démontré qu'en R.D.C, la rentabilité financière d'une banque a une influence positive sur son efficience technique. De manière plus précise, si le ROE de cette institution augmente de 10%, il y aura 0,2% de chances supplémentaires qu'elle devienne la plus efficiente. Ce signe positif de leur relation est sans doute dû au fait que le concept de rentabilité est lié à celui de la performance bancaire. C'est donc à juste titre qu'Abdelkhalek et Solhi (2009) sont tombés sur une conclusion similaire dans le contexte marocain. Toutefois, la rentabilité économique (rendements des actifs) n'agit pas significativement sur l'efficience technique des banques. Ce résultat contredit l'étude de Benzai (2016) effectuée en Algérie où cette variable était significative.

Si l'on considère que chacune des banques opère sur la frontière d'efficience (CRS), le ratio « Crédit sur total actif » a un effet positif sur l'efficience technique des banques commerciales congolaises de telle sorte qu'un accroissement de ce taux de 10% entraînerait une augmentation de 6,3% de leurs chances de devenir efficaces. En d'autres termes, une hausse de crédits octroyés à la clientèle améliore l'efficience technique des banques commerciales congolaises. Les résultats sont presque les mêmes qu'avec le modèle VRS. Dans le contexte bancaire Tunisien, l'effet positif de ce ratio sur l'efficience bancaire a aussi été démontré (Boujelbene & Zaghla, 2007).

Le ratio « Dépôts sur total actif » a une influence négative sur l'efficience bancaire sous l'hypothèse CRS. Ces résultats concordent également avec ceux de Boujelbene et Zaghla (2007). Etant donné que les dépôts entraînent des charges financières, il est tout à fait normal qu'ils exercent un effet négatif sur l'efficience technique. Une baisse dudit ratio de 10% augmenterait de 0,28% les chances qu'une banque devienne efficace techniquement.

Ces résultats sont différents de ceux obtenus avec le ratio « Charges financières sur dépôts » qui évolue dans le même sens que l'efficience-coût dans le modèle Cobb-Douglas à telle enseigne qu'une augmentation de 10% de ce rapport conduirait à une amélioration de ladite efficience de 0,17 %. Par ailleurs, les dépôts en logarithme agissent positivement (sous l'hypothèse CRS) et négativement (sous l'hypothèse VRS) sur l'efficience technique des banques commerciales en R.D.C. Ce résultat controversé est certainement dû au fait que l'augmentation de dépôts est liée à une bonne politique commerciale (+) tout comme cela entraîne également des coûts (-).

La taille de l'effectif féminin agit positivement sur l'efficience technique d'une banque sous les hypothèses CRS et VRS. Cependant, cette influence n'est que très faible. Les résultats sont identiques sur l'efficience-coût (modèles translog et Cobb-Douglas). Lorsqu'un groupe social souvent négligé, en l'occurrence les femmes, atteint une taille critique, cela a un impact réel sur la nature des interactions sociales et à long terme sur les performances de l'entreprise (Ferrary, 2010). En d'autres termes, moins, il y a des femmes dans une banque plus leur contribution est marginale.

Le type de propriété est également un déterminant de l'efficience des banques commerciales congolaises (sous l'hypothèse CRS). Plus, elles sont locales, plus elles sont efficaces. Cela s'oppose aux résultats de l'étude de Brack et Jimborean (2010) où les banques étrangères sont plus efficaces que celles qui sont locales. Cependant, cet effet controversé est très faible en R.D.C. En outre, l'augmentation du nombre d'agences comprise comme des coûts supplémentaires agit négativement) sur l'efficience technique (CRS et VRS) alors que cette variable n'était pas significative dans le contexte marocain. Toutefois, en considérant qu'une hausse du nombre d'agences entraîne une meilleure organisation décentralisée et accroît le nombre des clients, cela explique mieux l'effet positif du nombre d'agences sur l'efficience-coût (Translog et Cobb-Douglas).

L'ancienneté des banques commerciales en R.D.C a un effet négatif sur leur efficience technique (CRS et VRS). Pour les banques françaises, européennes et américaines, ce constat a aussi été fait. Car, les nouvelles banques étaient plus efficaces que les anciennes (Brack & Jimborean, 2010). Etant donné que les banques commerciales congolaises sont peu compétitives, les anciennes banques arrivent difficilement à concurrencer les nouvelles en termes d'offres alléchantes. C'est sans doute ce qui explique les rendements d'échelle décroissants de la BCDC après avoir ajouté d'autres banques à l'échantillon. Il en est de même pour la BIAC.

Dans la présente étude, le ratio de liquidité exerce une influence négative sur l'efficience technique (CRS et VRS) ainsi que sur l'efficacité-coût (Translog et Cobb-Douglas) de banques commerciales en R.D.C. Cela implique que plus une banque congolaise est surliquide, moins elle est efficiente. Ces résultats contredisent ceux de Lonzo et Mpiana (2010) où cette variable n'était pas significative. Les autres facteurs liés aux contraintes réglementaires (le logarithme des fonds propres prudentiels, le poids de capitaux propres sur le total actif ainsi que le ratio de solvabilité) ont été écartés des modèles utilisés puisqu'elles étaient source de multicollinéarité.

Le taux de croissance de la masse monétaire a un effet positif sur l'efficience technique des banques commerciales en R.D.C. Plus ces dernières sont refinancées par la Banque Centrale, plus elles sont techniquement efficaces (CRS) dans l'octroi de crédit. Ce n'est donc pas pour rien que Benzai (2016), avait considéré cette variable comme susceptible d'influer sur l'efficacité technique des banques commerciales algériennes.

Le taux d'inflation a également un effet positif sur l'efficacité technique (VRS) des banques commerciales de ce pays. Cela s'explique par le fait qu'une politique monétaire expansive non contrôlée mène à l'inflation. La demande de crédit augmente pendant cette période, car il est plus aisé pour les clients de le rembourser (Cousin, 2011).

La relation existante entre le taux de réserves obligatoires et l'efficience technique (CRS et VRS) des banques commerciales congolaises est, de manière controversée, positive. Par ailleurs, dans le cadre d'une politique monétaire expansive, la baisse du taux d'intérêt directeur concourt à une amélioration de l'efficacité technique (VRS) en matière d'octroi de crédit.

Conclusion et implications

L'objectif général de la présente étude était de mesurer le niveau d'efficience technique des banques commerciales en République Démocratique du Congo (RDC). De manière spécifique, il s'est agi d'étudier les déterminants de l'efficacité technique, de déceler les banques qui allouent de façon optimale leurs ressources et de formuler de recommandations à même d'améliorer le secteur bancaire congolais.

Pour y arriver, la méthode d'enveloppement des données (DEA) a été utilisée afin d'estimer les scores d'efficacité technique. Puis, deux modèles Tobit ont servi dans l'identification des déterminants de ladite efficacité. Par ailleurs, l'Analyse de la Frontière Stochastique a permis d'obtenir la frontière d'efficience-coût (Translog et Cobb-Douglas) et les variables d'efficience.

Sur un panel non cylindré de 10 banques commerciales observées sur une période de 15 ans (2005-2019), il s'est avéré que les déterminants de l'efficacité technique du secteur bancaire congolais sont: les caractéristiques financières (la rentabilité financière, les crédits octroyés et les dépôts), les variables organisationnelles (l'effectif féminin, le nombre d'agences, le type de propriété et l'ancienneté de l'institution), le ratio de liquidité en tant qu'une contrainte réglementaire ainsi que les facteurs macroéconomiques et mésoéconomiques (le taux d'inflation, le taux de croissance de la masse monétaire, le taux d'intérêt directeur et le coefficient des réserves obligatoires). Ces résultats sont proches de ceux observés dans la littérature empirique existante (Abdelkhalek & Solhi, 2009; Brack & Jimborean, 2010; Benzai, 2016; Boujelbene & Zaghla, 2007 et Ferrary, 2010).

En outre, sous l'hypothèse CRS, les banques échantillonnées les plus efficaces techniquement sont Ecobank, Rawbank et TMB. En relâchant cette hypothèse pour passer au modèle VRS, les banques dites « Best Practice » sont: BOA, Ecobank, Equity Bank, Rawbank, Sofibanque et TMB. Toutefois, en termes d'efficience-coût, les banques commerciales en République Démocratique du Congo évoluent sur une échelle sous-optimale.

Du point de vue de l'autorité monétaire, l'amélioration de l'efficacité du secteur bancaire congolais passerait entre autres par des politiques conjoncturelles et structurelles. A court terme, les politiques monétaires expansives impactant sur le crédit bancaire rendraient les banques commerciales en R.D.C plus efficaces techniquement. La présente étude a démontré qu'une hausse du taux de réserves obligatoires affecte positivement l'efficience bancaire en RDC, car cette opération favorise un large octroi de crédit à la clientèle. Les effets seraient les mêmes avec le taux d'intérêt directeur.

Quant aux politiques structurelles, celles qui visent à favoriser le respect de normes prudentielles (comme la norme de liquidité) empêcheraient les banques de tomber dans les travers de la surliquidité qui les rendent inefficaces techniquement. L'Etat congolais devrait également songer à améliorer la compétitivité des banques commerciales locales face à la concurrence étrangère qui est de plus en plus rude.

En interne, les dirigeants des banques commerciales congolaises auraient gain de cause en accordant une grande importance aux facteurs financiers et organisationnels pouvant influencer l'efficience bancaire. L'augmentation du taux de rentabilité financière et du montant des crédits octroyés impacteraient positivement sur l'efficacité bancaire (en termes de production et de coûts). Les dépôts et le nombre d'agences de banques ne devraient augmenter que dans le but de gagner en clientèle et en efficacité. Au cas contraire, ce serait contre-productif.

En outre, les candidatures féminines devraient être de plus en plus encouragées afin d'accroître la contribution des femmes dans la performance des banques.

Le présent travail laisse entrevoir néanmoins de nouvelles pistes explorables dans le prolongement de la recherche en rapport avec l'analyse de l'efficacité des banques commerciales en République Démocratique du Congo, notamment en augmentant la taille du panel, en prenant en compte d'autres variables d'efficacité bancaire telle que la part de marché (Florian, 2012), les risques bancaires (Abdelkhalek & Solhi, 2009) et tant d'autres éléments. Dans le même souci, des recherches futures portant sur l'efficacité-profit des banques commerciales en République Démocratique du Congo seraient intéressantes (Azizul & Abdulbasah, 2010).

Références bibliographiques:

- Abdelkhalek, T., & Solhi, S. (2009). Efficacité et Productivité des Banques Commerciales Marocaines: Approche non Paramétrique. Working Paper Series (466), 35.
- Ashton, J. (1998). Cost efficiency, economies of scale and economics of scope in the British retail banking sector. School of Finance and Law, 1-33.
- Azizul, B., & Abdulbasah, A. (2010). Measuring online Bank profit efficiency: A stochastic frontier analysis. Kuala Lumpur: Universiti Tunku Abdul Rahman.
- Bank of Africa-RDC. (2012). Rapport annuel 2011. Kinshasa.
- Bank of Africa-RDC. (2014). Rapport annuel 2013. Kinshasa.
- Bank of Africa-RDC. (2020). Etats financiers 2019. Kinshasa.
- Baudnenko, O., Fritsch, M., & Stephan, A. (2008). Allocative Efficiency Measurement Revisited: Do we really need input prices. Economic Modelling, 1-37.
- BCDC. (2019). La BCDC remporte le prix de la bonne gouvernance dans un contexte dégradé. [Consulté le 17 Février 2021: Disponible sur: "<http://www.bcdc.cd/fr/bef-awards-2018-la-bcdc-remporte-le-prix-de-la-bonne-gouvernance-dans-un-contexte-degrade/>].
- Bekkar, M. (2006). Etude comparative d'un réseau bancaire, modélisation de la consommation des ressources par la régression PLS et application du benchmarking interne par la technique Data Envelopment Analysis. Alger: Institut National de la Planification et de la Statistique.
- Benzai, Y. (2016). Mesure de l'Efficacité des Banques Commerciales Algériennes par les Méthodes Paramétriques et Non Paramétriques. Thèse de doctorat: Sciences économiques. Chetouane: Abu Bekr Belkaid.
- BIAC RDC. (Rapport annuel 2011). La force d'entreprendre. Kinshasa.
- Boujelbene, Y., & Zaghlal, A. (2007). Les Facteurs Explicatifs d'Efficacité-X Dans Les Banques Tunisiennes: Une Approche De Frontière Stochastique. Unité de Recherche en Economie Appliquée, 1-24.
- Bouthaina, B., & Moez, L. (2013). Efficacité des banques commerciales Tunisiennes: étude par l'approche de frontière stochastique. Panoeconomicus, 103-132.
- Brack, E., & Jimborean, R. (2010). The cost-efficiency of French Banks. Bankers, Markets and Investors, 105, 21-38.
- Cajueiro, D., Silva, T., & Tabak, B. (2016). A comparison of DEA and SFA using micro- and macro-level perspectives: Efficiency of Chinese local banks. Physica A, 217-223.
- Chemilier-Gendreau, D., Mermoux, G., & Gilkes, G. (2019). Le secteur financier en RDC: La révolution s'accélère? Kinshasa.

- Cousin, S. (2011). Quels sont les facteurs qui permettent d'expliquer les différences de performance entre les banques de détail françaises, pendant la crise 2007 à 2009? Paris: Hec.
- Deloitte. (2018). Sofibanque Document de présentation. Kinshasa.
- Du, K., Worthington, A., & Zelenyuk, V. (2015). The dynamic relationship between bank asset diversification and efficiency: Evidence from the Chinese banking sector. Working Paper Series, 1-25.
- Duarte, M., Docastelo, M., & Neves, C. (2020). European Bank's Performance and Efficiency. *Journal of Risk and Financial Management*, 1-17.
- Ecobank Group. (2009). Rapport annuel 2008. Lomé.
- Ecobank RDC. (2012). Rapport annuel 2013. Kinshasa.
- Fare, R., Grosskopf, S., & Lovell, K. (1985). *The Measurement of Efficiency of Production*. Boston: Kluwer Academic Publishers.
- Farrell, M. J. (1957). The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society*, 3(120), 253-281. Récupéré sur <http://www.aae.wise.edu/aae741/Ref/Farrell%201957.pdf>
- FBNBank. (2016). Rich Heritage Bright Future. Kinshasa: Annual Report and Accounts 2015.
- Ferrary, M. (2010). Les femmes influencent-elles la performance des entreprises? Une étude des entreprises du CAC 40 sur la période 2002-2006. *Travail, Genre et Sociétés*, 1-12.
- Florian, L. (2012). Effet de la concurrence sur l'efficience bancaire en Afrique: Le cas de l'UEMOA. Clermont: CERDI.
- Furkova, A. (2013). *Methodology and Applications of Stochastic Frontier Analysis* pdf. Bratislava. Consulté le Décembre 30, 2020, sur www.fhi.sk/files/katedry/Kove/veda-vyskun
- Groupe BGFIBank. (2014). Une confiance solide, nous y travaillons tous les jours. Libreville: Rapport annuel 2013.
- Groupe BGFIBank. (2018). La transformation en ordre de marche. Libreville: Rapport annuel 2017.
- Henni, A. (2018). Les déterminants de l'efficience des banques des trois pays du Maghreb (Algérie-Maroc-Tunisie). Thèse de doctorat: Sciences économiques. Chetouane: Abu Bekr Belkaid.
- Hurlin, C. (2004). *L'Econométrie des Données de Panel: Modèles Linéaires Simples*. Orléans: Université d'Orléans.
- Iqbal, Q., & Hayat, M. (2015). Technical, Pure Technical and Scale Efficiency analysis of insurance companies of Pakistan. *International Journal of Business and Management Review*, 82-92.
- Johnson, G., & Schools, K. (1997). *Exploring corporate strategy, texts and cases*. New York: Prentice Hall.
- Kablan, S. (2007). Rapport-Mesure de la performance des banques dans les Pays en Développement: Le cas de l'UEMOA (Union Economique et Monétaire Ouest Africaine). Paris: Université de Paris 10.
- Kumbhakar, C., Wang, H., & Horncastle, A. (2015). *A Practitioner's Guide to Stochastic Frontier Analysis using Stata*. New York: Cambridge University Press.
- Legendre, R. (1993). *Dictionnaire actuel de l'éducation*. Montréal: Eska.
- Lonzo, G., & Mpiana, C. (2017). Prudential regulation and Effectiveness of commercial banks in DR Congo. *Munich Personal RePEc Archive*, 1-68.
- Maudos, J., Pastor, J., Pérez, F., & Quesada, J. (1999). *Cost and Profit Efficiency in European Banks*. Valence: Instituto Valenciano de Investigaciones Economicas, S.A.
- Mezui-Mbeng, P. (2020). Tobit model with random effects censored on the right. Libreville: Omar Bongo University.

- Muayila, H., & Mujinga, A. (2018). Technical Efficiency of Cassava's Producers in the Hinterland of Kinshasa, Democratic Republic of Congo. *Revue Congolaise d'Economie et de Gestion*, 1-16.
- Mutatayi, F. (2020). *Comptabilité Bancaire*. UPC: Notes de Cours.
- Ngwa, E., & Kodzo, H. (2007). *Efficienne des banques dans la CEMAC: Approche Data Envelopment Analysis*. Yaoundé. Consulté le février 06, 2021, sur <http://www.memoireonline.com>
- Nshue, A. (2012). *Théories de la croissance et des Fluctuations économiques*. UPC: Notes de Cours.
- Nzoimbengene, B. (2017). *Etude sur le Secteur Bancaire en République Démocratique du Congo*. Deloitte, Novembre.
- Parmeter, C., & Kumbhakar, S. (2014). *Efficiency Analysis: A primer On Recent Advances*. Lecture Notes: Aalto University.
- Pinshi, C., & Kabeya, A. (2020). Financial development and economic growth in the DRC: Supply leading or demand following? *Munich Personal RePEc Archive*, 1-17.
- PriceWaterhouseCoopers. (2019). *Rapport du commissaire aux comptes sur les états financiers*. Kinshasa.
- Procrédit Bank Congo. (2011). *Annual report 2010*. Kinshasa.
- Rawbank. (2008). *5 ans 2002-2007*. Kinshasa: *Rapport Annuel 2007*.
- Ruinan, L. (2019). Comparison of Bank Efficiencies between the US and Canada: Evidence based on SFA and DEA. *Journal of Competitiveness*, 113-129.
- Taktak, S. (2010). *Gouvernance et efficience des Banques Tunisiennes: Etude par l'approche de frontière stochastique*. *Revue Libanaise de Gestion et d'Economie*, 1-36.
- Tefula, M. (2002). The implications of X-Inefficiency on the Banking Sector in Africa. *Working Paper Series*, 1-56.
- Trust Merchant Bank RDC. (2020). *15 ans*. Lubumbashi: *Rapport annuel 2019*.
- Vijayamohanan, P. (2017). *Panel Data Analysis with Stata Part 1: Fixed Effects and Random Effects Models*. *Munich Personal RePEc Archive*, 1-58.
- Weill, L. (2004). Measuring cost efficiency in European banking: A comparison of frontier techniques. *Journal of Productivity Analysis*, 133-152.
- Weill, L. (2006). *Propriété étrangère et efficience technique des banques dans les pays en transition: une analyse par la méthode DEA*. *Révue économique*, 1093-1108.
- Yilmaz, B., & Yurdusev, M. (2011). Use of Data Envelopment Analysis as a multi criteria Decision tool - A case of Irrigation Management. *Mathematical and Computational Applications*, 669-679.
- Yong-Bae, J., & Choonjoo, L. (2010). *Data Envelopment Analysis in Stata*. *The Stata Journal*, 1-13.