

Analyse économétrique de déterminants de la rentabilité des banques commerciales en République démocratique du Congo

Bienvenu ILANGA LEMBOW

*(Reçu le 14 mars 2019, Validé le 05 octobre 2019)
(Received March 14th 2019, valid October 05th, 2019)*

Résumé

Cet article contribue à l'étude des déterminants de la rentabilité des banques commerciales en utilisant les nouvelles techniques d'estimation dynamiques des données en panel. L'objectif est d'évaluer la politique prudentielle assignée aux banques africaines pour apprécier la solidité financière de ces banques face aux facteurs d'insolvabilité dans leur principale fonction de distribution de crédits, afin qu'elles puissent maintenir convenablement une croissance suffisante à long terme. Cette approche prend en compte des facteurs internes aux banques et externes liés à la situation macroéconomique du pays. La démarche consiste à faire une application des nouvelles générations des modèles de panel des données sur un échantillon des 8 banques congolaises entre 2012 et 2017. Nous avons constaté que la taille, la capitalisation et le taux d'inflation sont des facteurs qui influent sur la rentabilité des banques commerciales en RDC. Plusieurs implications politiques découlent de notre analyse. Les banques sont invitées à consolider leurs fonds propres et de diversifier leurs activités, et l'Etat doit rétablir la confiance envers le système bancaire pour permettre aux banques de jouer pleinement leurs rôles dans la mobilisation de l'épargne et la distribution des crédits.

Mots-clés : Banque commerciale, profits, crédit

Abstract

This article contributes to the study of the determinants of profitability of commercial banks using the new techniques of dynamic estimation of data in panel. The objective is to evaluate the prudential policy assigned to African banks to assess the financial strength of these banks in the face of insolvency factors in their main credit distribution function, so that they can properly maintain sufficient long-term growth. . This approach takes into account internal bank and external factors related to the country's macroeconomic situation. The approach consists of applying new generations of data panel models to a sample of 8 Congolese banks between 2012 and 2017. We found that size, capitalization and inflation rate are factors that influence profitability of commercial banks in the DRC. Several policy implications flow from our analysis. Banks are urged to consolidate their own funds and diversify their activities and the state must restore confidence in the banking system to enable banks to play their full roles in mobilizing savings and distributing credit.

Keywords: Commercial bank, profits, credit

1. Introduction

Le système financier congolais est dominé par le secteur bancaire. L'absence de marché financier entraîne une prédominance des banques. Compte tenu des perspectives de rentabilité, le secteur bancaire compte aujourd'hui 18 banques opérationnelles. La rentabilité des banques s'est également accompagnée d'une concentration vers les activités les moins risquées et plus particulièrement auprès de la population bancable et solvable. Or, un marché bancaire fortement concentré peut être source de coût de crédit élevé.

Le secteur bancaire congolais est en pleine mutation. Sur décision des autorités monétaires, le secteur se modernise progressivement avec l'automatisation des transferts, le déploiement de la télécompensation et l'introduction de la carte bancaire. Cependant, les services bancaires demeurent inaccessibles pour la grande majorité de la population avec un taux de bancarisation de 5% en 2016. Mais quels sont les facteurs qui déterminent la rentabilité des banques commerciales en RD Congo ? Telle est la préoccupation au cœur de la présente étude.

2. Revue de la littérature théorique et empirique

La question théorique des déterminants de la rentabilité des banques se cristallise aujourd'hui autour de deux catégories des facteurs. La rentabilité des banques en fonction de déterminants à la fois internes et externes.

Les déterminants internes sont issus des documents comptables de la banque, tels que le compte de pertes et profits, le bilan et le hors bilan. Ils peuvent être qualifiés des variables managériales, organisationnelles ou microéconomiques tandis que les déterminants externes reflètent les environnements économiques, financiers et légaux susceptibles d'affecter les performances des établissements bancaires (Rouabah, 2006).

S'agissant des facteurs externes, ils sont composés de deux volets. Le premier inclut les variables reflétant les caractéristiques du marché tels que les degrés de concentration et de concurrence et la nature publique ou privée des capitaux propres des établissements de crédit. Ce volet est également appelé environnement macro-financier. Le second volet consiste en variables dites de contrôle dont l'objectif est de décrire l'environnement macroéconomique qui n'est pas sous le contrôle direct de la gestion mais sous celui d'autres institutions.

Dans ce cadre, une batterie de variables explicatives de nature interne et externe, est proposée dans la littérature pour expliquer la variabilité de certains agrégats de performances bancaires. Les facteurs internes incluent le degré de risque pris, les stratégies opérationnelles et l'expertise managériale.

De ce fait, plusieurs variables sont proposées dans la littérature, telle que la régulation (Jordan, 1972), la taille de la banque et les économies d'échelle (Benston et al., 1982 ; Short, 1979), les charges d'exploitations bancaires, les capitaux propres, les crédits accordés, les provisions, etc. Cependant, dans un autre domaine de recherche, des auteurs tels que Hermalin et Weisbach (2003), Fourgon et al. (2002) et Spong et al. (2001), expliquent la rentabilité des banques par d'autres variables : les variables liées à l'organisation interne de celles-ci et à la manière avec laquelle elles sont gouvernées. Tandis que, les facteurs macroéconomiques sont constitués des variables proposées dans la littérature.

Les principaux restent les facteurs de la concurrence (Tschoegl, 1982), la concentration (Schuster, 1984 ; Bourke, 1989), la part de marché, les taux d'intérêt comme indicateur de faiblesse de capital, la participation de l'Etat (Short, 1979), l'inflation et la demande de monnaie (Bourke, 1989), le taux de croissance du PIB réel (Kablan, 2009 ; Mansouri & Afroukh, 2008 ; Clerc & Kempf, 2006 ; El Moussawi, 2004), la cyclicité de l'activité économique, le taux de chômage, etc.

Les résultats empiriques issus des études sur la rentabilité des banques divergent de manière significative. Cette discordance est souvent attribuée à la pluralité des environnements légaux et économiques dans lesquels les banques opèrent.

Certains chercheurs ont étudié la relation entre la structure financière du pays et la performance de la banque. Demirgüç-Kunt et Huizinga (2000) prêtent une attention particulière aux effets des structures financières sur les performances bancaires. Ils en concluent que les niveaux de la rentabilité et de la rentabilité des banques sont subordonnés à la qualité des structures financières du pays dans lequel les établissements bancaires opèrent. Leurs résultats montrent que le ratio de concentration bancaire est lié positivement à la rentabilité des banques. Le développement du marché de capitaux, à son tour, a un effet positif sur l'augmentation des profits bancaires.

L'introduction de la taille dans les estimations est souvent justifiée par la problématique relative à l'existence ou à l'inexistence des économies d'échelle. Dans ce cadre, Akhavein et al. (1997) obtiennent une relation positive et statistiquement significative entre la taille et la rentabilité. En effectuant des régressions sur des données en panel et en exprimant les profits et/ou les ratios de rentabilité en fonction d'un ensemble de variables internes et externes aux établissements bancaires, Bourke (1989), Molyneux et Thornton (1992), Bikker et Hu (2002) et Godard et al. (2004) corroborent le postulat selon lequel la rentabilité est corrélée positivement à la taille. Toutefois, cette conclusion ne coïncide pas exactement avec celle de Berger et al. (1987) et de Rouabah (2002) pour qui, la taille n'est nullement une source d'économie de coûts. Ce fait est d'autant plus vrai que les plus grandes banques sont sujettes à des inefficacités d'échelle.

Concernant l'impact des capitaux propres sur la rentabilité des actifs bancaires, plusieurs études empiriques ont révélé que les capitaux propres exercent un effet stimulant sur la rentabilité des banques (Bashir, 2000 ; Abreu et Mendes, 2002 ; Naceur, 2003), mais l'excès du ratio de capital est considéré comme nuisible à la rentabilité des actifs puisque, en élevant ce ratio, les banques tendent à réaliser une fructification minimale des capitaux disponibles.

Mamoghli Chokri et Raoudha Dhouibi (cité par Naceur, 2003), la structure des fonds propres a une relation positive avec la rentabilité économique des banques tunisiennes. Ce résultat corrobore celui de Berger (1995) qui précise que les banques bien capitalisées sont considérées comme moins risquées et peuvent par conséquent accéder aux fonds à de meilleures conditions.

Pour ce qui est de variables macroéconomiques, Mamoghli Chokri et Raoudha Dhouibi (cité par Naceur, 2003) ont trouvé une relation positive et significative entre l'inflation et la rentabilité économique des banques. Ce résultat confirme la conclusion de Demirgüç-Kunt et Huizinga (1999) qui précisent qu'une augmentation de l'inflation doit avoir une répercussion positive sur la rentabilité des banques. Les travaux de Molyneux et Thornton (1992), Guru et al. (2002), Abreu et Mendes (2002) ont abouti également les mêmes résultats.

La richesse nationale profite à toute l'activité économique du pays, affecte positivement l'évolution du secteur bancaire et incite les banques à innover et à rénover leurs techniques et technologies de gestion.

Certaines études empiriques (Demirguc-Kunt & Detragiache, 1998 ; Bikker & Hu, 2002) ont mis en avant une influence positive du PIB sur la profitabilité des banques, une baisse du PIB traduisant une récession économique qui entraîne la détérioration de la qualité de crédit et une augmentation des déficits bancaires, donc une réduction des profits des banques. L'inflation affecte le secteur bancaire à travers son influence sur le marché de crédit bancaire.

Kikata (2017) a identifié les facteurs qui déterminent la performance (Return On Assets) des banques commerciales en RDC. Il ressort de ces recherches que la taille des banques, la capitalisation bancaire, le taux d'inflation et la croissance économique étaient liés négativement à la performance des banques ; par contre, les crédits bancaires avaient un effet positif sur la performance bancaire.

Notre étude s'enracine dans le constat que les déterminants de la profitabilité jouent un rôle considérable dans un secteur bancaire. En arrière-plan, la nécessité de mieux connaître les déterminants qui influencent le mieux la profitabilité, est un enjeu pour bien gérer une banque.

3. Méthodologie

L'analyse porte sur un échantillon de huit banques commerciales congolaises, savoir Standard bank, UBA, BGFI bank, Accès bank, Citi group Congo, Afriland first bank CD, Advans bank, Equity bank. L'étude couvre la période de 2012 à 2017. Les états financiers sont collectés auprès de la Banque Centrale du Congo ainsi que dans les rapports annuels des établissements bancaires. La fréquence des données est annuelle. Les banques ont été sélectionnées sur la base de la disponibilité des données sur une longue période d'étude.

Nous étudions les déterminants de la profitabilité des banques congolaises. D'une part, nous cherchons à savoir quels sont les facteurs spécifiques aux banques qui influencent positivement ou négativement leur profitabilité et d'autre part quels sont les facteurs macroéconomiques qui ont des effets sur les profits des banques.

La sélection des variables du modèle se base sur le choix de variables adoptées dans les études théoriques et empiriques de la littérature bancaire.

3.1. Variable endogène

Plusieurs instruments sont utilisés pour apprécier la profitabilité des banques. La littérature empirique sur les déterminants de la profitabilité des banques offre une panoplie de variables mesurant leur performance financière. Dans le cas de notre modèle, nous limitons notre variable de profitabilité au ROE : *Return On Equity*.

Le Return On Equity (résultat net rapporté aux fonds propres) est le ratio de rentabilité des fonds propres des banques. Il met en œuvre non seulement la rentabilité bancaire du point de vue des actionnaires mais aussi le renforcement des fonds propres permettant aux banques de se couvrir contre les risques.

3.2. Variables exogènes

- 1) *La taille des banques (TB)* : la taille est mesurée par le logarithme naturel du total de l'actif des bilans des banques. L'introduction de cette variable permet de tenir compte de l'effet bilan afin de distinguer les grandes banques des petites. Des auteurs ont justifié la taille des bilans des banques comme la quantification des économies d'échelle des activités bancaires (Naceur & Goaid, cités par Garba, 2016).

- 2) *Le ratio de levier financier (RLF)* : le ratio de levier financier exprime la capitalisation des banques (Equity On Assets) pour étudier le comportement du capital des banques par rapport à leur profitabilité.
- 3) *Ratio de Crédits bancaires (CB)* : le ratio de crédits bancaires est représenté par les crédits bancaires sur le total actif. Il représente généralement le risque de crédit. Les banques commerciales ont pour principale fonction l'octroi des crédits. Le choix de cette variable dans les déterminants de la profitabilité des banques s'explique par l'octroi des crédits comme la source principale de rentabilité des banques commerciales.
- 4) *Dépôts bancaires (DB)* : les dépôts bancaires représentent tous les dépôts de la clientèle des banques et constituent les ressources intermédiées des banques. Ces ressources sont représentées par le ratio de dépôts à la clientèle sur le total de l'actif des banques. L'introduction de cette variable parmi les déterminants de la profitabilité des banques permet de tenir compte de l'activité principale des banques commerciales. Par les jeux d'écriture, les banques réussissent à transformer les actifs non liquides des emprunteurs en dépôts liquides des déposants. L'industrie bancaire est une industrie de gestion du risque. Cette gestion du risque spécifie l'intermédiation et justifie la marge bancaire (Bahati Lukwebo 2012).
- 5) *Taux de croissance économique (TCR)* : le taux de croissance du PIB réel reflète les conditions macroéconomiques, autrement dit, de l'activité économique et de la bonne santé économique des agents économiques. Plusieurs travaux empiriques récents ont démontré que le taux de croissance du PIB réel a une influence positive sur la profitabilité des activités bancaires (Demirguc-Kunt & Detragiache, cités par Garba 2016) et une baisse du PIB traduit une récession économique qui entraîne la détérioration de la qualité de crédit et une augmentation des défauts bancaires, donc une réduction des profits des banques.
- 6) *Taux d'inflation (TI)* : le taux d'inflation mesure la croissance de l'indice des prix à la consommation courante.

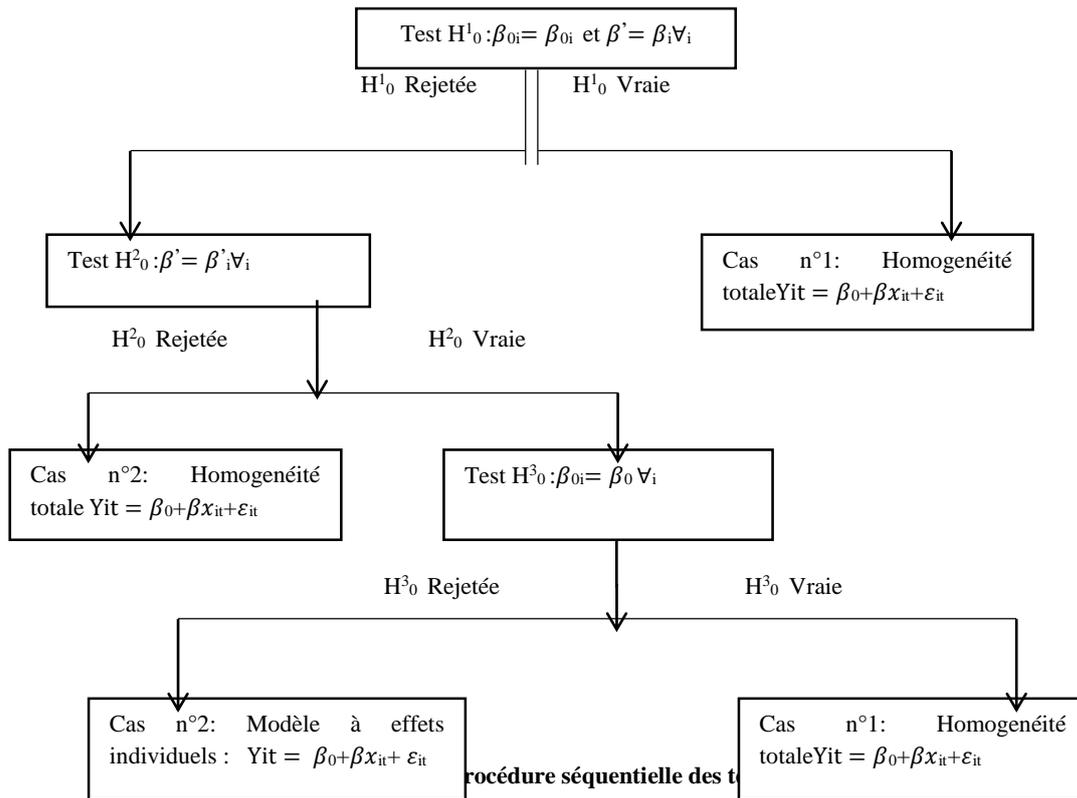
Le tableau ci-dessous présente la prédiction des signes de variables qui permettent d'analyser la profitabilité des banques commerciales.

Tableau n°1: Prédiction des signes de variables

Type de variables	Variables	Mesures	Signe attendu	Explications
Variable endogène	ROE	ROE définie par le résultat net par les fonds propres		
Variables exogènes	TB	Logarithme naturel du total actif	+	Plus la taille de la banque augmente, celle-ci bénéficie des économies d'échelle, plus sa profitabilité augmente.
	RLF	Ratio des fonds propres sur le total actif. Il mesure le poids du capital de la banque	-	Plus les fonds propres augmentent, plus la banque est moins risquée en termes d'endettement, plus la distribution du crédit bancaire a tendance à se dégrader, et donc le profit.
	CB	Ratio des crédits bancaires	+	Plus la banque octroie du crédit, plus les revenus augmentent et donc le profit.
	DB	Ratio des dépôts bancaires	+	Plus la banque collecte des dépôts, plus elle va constituer les ressources intermédiées pour créer des profits.
	TCR	Taux de croissance économique	+	Plus il y a la croissance économique, plus le revenu par habitant augmente, plus l'accès à la banque via l'épargne devient fréquent et augmente la profitabilité de la banque.
	TI	Taux d'inflation	+	Un taux d'inflation très élevé est un signe d'incertitude qui s'accompagne d'un niveau élevé des charges bancaires qui seront répercutées sur les clients, et donc plus de revenus d'intérêts et par ricochet de la profitabilité.

3.3. Référence théorique du modèle de panel

Les données de panel (ou données longitudinales) sont représentatives d'une double dimension : individuelle et temporelle. Un panel équilibré (balanced panel) a le même nombre d'observations pour tous les individus, un panel déséquilibré (unbalanced panel) est un panel où il manque des observations pour certains individus. Pour le cas de ces modèles, le choix de la spécification (homogénéité, hétérogénéité) est donc très important. Afin de déterminer la structure du panel, Hsiao propose un graphique qui reprend la procédure séquentielle de tests permettant de définir les cas possibles des panels.



3.3.1. Spécification du modèle

Soit le modèle de Panel se référant à la fonction de production Cobb-Douglas :

$$Y_{it} = A X_{1it}^{\beta_1} X_{2it}^{\beta_2} e^{\varepsilon_{it}} \quad (1), \text{ Après la linéarisation le modèle devient comme suit :}$$

$$\ln Y_{it} = \ln A + \beta_1 \ln X_{1it} + \beta_2 \ln X_{2it} + \varepsilon_{it} \quad (2) \text{ Sachant que } \ln e = 1,$$

la constante $\beta_0 = \ln A$ (3) et notre modèle linéaire se spécifie de la manière suivante :

$$ROE_{it} = \beta_1 TB_{it} - \beta_2 RLF_{it} + \beta_3 CB_{it} + \beta_4 DB_{it} + \beta_5 TCR_{it} + \beta_6 TI_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

On sait que le terme de l'erreur ε_{it} pour ce cas du modèle à effets aléatoires est composé de deux types d'effets, à savoir l'effet individuel (ω_i) et l'effet résiduel (η_{it}). D'où $\varepsilon_{it} = \omega_i + \eta_{it}$ (5).

Avec les explications suivantes :

ROE_{it} = La variable endogène (ou dépendante) qui exprime la rentabilité financière en pourcentage de la banque i , à la période t ; $\forall i=1, \dots, 8$ et $\forall t=2011, \dots, 2017$;

TB_{it} = la taille de la banque i , à l'année t ;

RLF_{it} = Le ratio de levier financier de la banque i , à l'année t ;

CB_{it} = Le volume des crédits octroyés par la banque i , à l'année t ;

DB_{it} = Le volume des dépôts de la banque i , à l'année t ;

TCR_{it} = Le taux de croissance réel observé au pays i (RDC) à l'année t ;

TI_{it} = Le niveau du taux d'inflation observé au pays i (RDC) à l'année t

$\beta_{1i}, \beta_{2i}, \beta_{3i}, \beta_{4i}, \beta_{5i}, \beta_{6i}$ = Coefficients respectifs des variables exogènes pour chaque banque et ε_{it} = Le terme de l'erreur composée observée pour la banque i, au temps t.

3.3.2. Arbitrage entre spécification en Panel ou pas

a) Test de présence d'effets fixes : test de Fisher ou Likelihood Ratio test

✓ Statistique du test : test de Fisher

Soit $F = \frac{(R_{AC}^2 - R_{SC}^2) / ((N-1)(k+1))}{R_{SC}^2 / (N*T - N(k+1))}$ (6) Avec R_{AC}^2 : Coefficient de détermination du modèle avec contrainte ; R_{SC}^2 : Coefficient de détermination du modèle sans contrainte ;

$(N * T - N(k + 1))$: Degré de liberté du modèle avec contrainte, avec $N * T$: le nombre total d'observations et $k + 1$: nombre de coefficients à estimer. On sait que

$$R_{SC}^2 = \sum_{i=1}^8 R_i^2 \quad (7), \text{ pour ce modèle sans contrainte, le degré de liberté est :}$$

$$ddl = \sum_{i=1}^8 (T - (k + 1)) = N * T - N(k + 1). \quad (7).$$

✓ Hypothèses et vérification de la présence d'effets fixes

$H_0 : \beta_{0i} = \beta_0$, et $\beta' = \beta_i'$: Modèle sans effets ($F_C < F_t$), Prob > 5% : Rejet du Panel ;

$H_1 : \beta_{0i} \neq \beta_0$ et $\beta' = \beta_i'$: Modèle à effets fixes ($F_C > F_t$), Prob < 5% : Acceptation du Panel.

Après estimation du modèle par le MCO, nous constatons ce qui suit :

F-statistic = **8.444862** > 4 (F_{table}), conformément à la règle de Pouce du fait que n : 56 observations > **30** ; Prob(F-statistic) = **0,000003** < **0,05**. Décision : Présence d'effets fixes, donc acceptation du Panel.

b) Test de présence d'effets aléatoires : test de Breusch-Pagan

Considérons les modèles (8) suivants :

$$ROE_{it} = \beta_{1i}TB_{it} - \beta_{2i}RLF_{it} + \beta_{3i}CB_{it} + \beta_{4i}DB_{it} + \beta_{5i}DB_{it} + \beta_{6i}DB_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$ROE_{it} = \beta_{1i}TB_{it} - \beta_{2i}RLF_{it} + \beta_{3i}CB_{it} + \beta_{4i}DB_{it} + \beta_{5i}DB_{it} + \beta_{6i}DB_{it} + \omega_i + \eta_{it} \quad (2)$$

✓ Hypothèses du test de présence d'effets aléatoires

$H_0 : \omega_i = \omega_0$, et $\omega' = \omega_i'$: Modèle sans effets ($LM < F_t$), Prob > 5% : Rejet du Panel ;

$H_1 : \omega_i \neq \omega_0$ et $\omega' = \omega_i'$: Modèle à effets aléatoires ($LM > F_t$), Prob < 5% : Acceptation du Panel.

✓ **Statistique du test : test de Multiplicateur de Lagrange(LM)**

Soit $LM \sim \chi^2_{\alpha,k}$ et sachant que $LM = NTR^2$ (9). Du fait que la probabilité attachée à la statistique de multiplicateur de Lagrange est égale à 0.0110, donc inférieur à 5%, nous rejetons l'hypothèse nulle, nous constatons la présence du panel.

3.3.3. Arbitrage entre Modèle à effets fixes et Modèle à effets aléatoires : test de Hausman

Le test de Hausman c'est un test construit sur base de deux estimateurs, à savoir :

$\widehat{\beta}_w$ = Estimateur within et $\widehat{\beta}_{MCG}$ = Estimateur de moindre carré généralisé.

a) Hypothèses et résultats du test

H_0 : Modèle à effets aléatoires : $H < \chi^2_{\alpha,k}$, Prob > 5% ;

H_1 : Modèle à effets fixes : $H > \chi^2_{\alpha,k}$, Prob < 5%.

✓ **Statistique du test**

$$H = (\widehat{\beta}_{RE} - \widehat{\beta}_{FE})' [Var(\widehat{\beta}_{RE} - \widehat{\beta}_{FE})]^{-1} (\widehat{\beta}_{RE} - \widehat{\beta}_{FE}) \sim \chi^2_{\alpha,k} \quad (10)$$

- $\widehat{\beta}_{RE}$ = Matrice de paramètres estimés du modèle à effets aléatoires (estimé par le MCG) ;
- $\widehat{\beta}_{FE}$ = Matrice de paramètres estimés du modèle à effets fixes (estimé à partir du MCO) ;
- $Var\widehat{\beta}_{RE}$ et $Var\widehat{\beta}_{FE}$ = les matrices de variances-covariances du modèles à effets aléatoires et à effets fixes respectivement.

✓ **Résultat du test**

Tableau n°2 : Résultat du test de Hausman

Correlated Random Effects - Hausman Test			
Pool: Untitled			
Test cross-section random effects			
Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	8.783810	6	0.1861

La lecture visuelle du tableau n°2 relatif au choix du modèle à adopter dans le cadre de cette étude nous conduit à ne pas rejeter l'hypothèse nulle, c'est-à-dire à opter pour le modèle à effets aléatoires, car la probabilité observée du test est égale à 0,1861, donc largement supérieure à 5%. Ce modèle à effets aléatoires, nous offre donc des paramètres plus significatifs que d'autres modèles hormis, la présence des effets résiduels dans le modèle, chaque banque sous – étude y apporte un effet individuel dans l'explication de la rentabilité financière du système bancaire congolais.

3.3.4. Tests de stationnarité ou de racine unitaire sur données de panel

Les principaux tests de racine unitaire sur les données de panel sont ceux de Levin et Lin ; de Im. Pesaran et Shin. Le test de Im. Pesaran et Shin est similaire au test de ADF (Dickey Fuller Augmenter) de Dickey et Fuller. Ce test est fort sollicité à cause de sa stabilité et de son efficacité, il demeure applicable aux modèles de données de panel de petite taille.

a) Hypothèses et résultats du test

H_0 : Présence de racine unitaire/Série non stationnaire (prob> 5%)

H_1 : Absence de racine unitaire/Série stationnaire (prob< 5%)

b) Commentaire des résultats du test

L'application de ce test nous prouve que de toutes les variables retenues dans le modèle économétrique, seules la rentabilité financière (ROE), le ratio de levier financier(RLF), les crédits bancaires(CB) et le taux de croissance réel (TCR) sont stationnaires à niveau, avec les valeurs de probabilités de la statistique de Levin, Lin & Chu respectivement égales à 0,0000 ; 0,0000 ; 0,0358 et 0,0000, toutes largement inférieur à 0,05, ce qui a expliqué le rejet de l'hypothèse nulle H_0 pour ces variables. En outre, les variables taille des banques(TB), dépôts bancaires(DB) et taux d'inflation(TI) ont bénéficié d'une différence première pour qu'elles deviennent stationnaires avec les valeurs de probabilités de la statistique de Levin, Lin & Chu respectivement égales à 0,0019 ; 0,0000 et 0,0000, toutes inférieurs à 5% également.

3.3.5. Tests de co-intégration sur données de panel

Pedroni a proposé en 1999, des tests de co-intégration sur les données de panel quand il présentait une série de sept statistiques dont quatre sont applicables aux modèles multivariés de panel à effets fixes. Les tests de co-intégration de Pedroni se présentent comme un développement de la méthode de Engel et Granger. Ces tests sont exécutables sur les logiciels EVIEWS, RATS et STATA.

a) Hypothèses du test

H_0 : Les séries ne sont pas cointégrées (prob> 5%)

H_1 : Les séries sont cointégrées (prob< 5%)

b) Résultats du test

Tableau n°3 : Résultats du test de co-intégration de Kao

Kao Residual Cointegration Test		
Series: ROE? TB? RLF? CB? DB? TCR? TI?		
Date: 08/01/19 Time: 17:16		
Sample: 2011 2017		
Included observations: 7		
NullHypothesis: No cointegration		
Trend assumption: No deterministic trend		
Automatic lag length selection based on SIC with a max lag of 1		
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel		
	t-Statistic	Prob.
ADF	-3.955397	0.0000
Residual variance	0.034561	
HAC variance	0.019372	

c) Commentaire du test de co-intégration de Kao

Selon le test de Dickey Fuller Augmenter « ADF », les variables sous-étude sont co-intégrées du fait que la probabilité du est égale à 0,0000, inférieur à 5%.

4. Résultats

4.1. Présentation des résultats de l'estimation des paramètres du modèle économétrique

Tableau n°4 : Résultats des paramètres estimés du modèle

Variables	Coefficients estimés	Std.Error	t-statistic	Probabilité
TB_{it}	3,104962	0,928965	3,342389	0,0016
RLF_{it}	-0,707343	0,251576	/-2,811649/	0,0071
CB_{it}	-0,069037	0,010463	/-6,598522/	0,0000
DB_{it}	-0,236040	0,161778	/-1,459033/	0,1509
TCR_{it}	-0,199564	0,150756	/-1,323753/	0,1917
TI_{it}	0,022428	0,005340	4,200301	0,0001
Statistiques relatives à l'ajustement, à la bonté globale et aux caractéristiques du modèle				
Statistiques		Valeurs		
R^2		0,508024		
\bar{R}^2		0,447782		
F-statistique		8,433063		
Durbin et Watson		1,747490		
S.E of régression		0,155480		

Tableau n°5 : Résidus du modèle estimé

BANQUES	RESIDUS ESTIMES	
	Effets individuels(ω_i)	Effets résiduels(η_{it})
Standard bank	0,0187	-0,109875
Uba	0,0018	-0,109875
Bgfi bank	0,0828	-0,109875
Access bank	-0,0692	-0,109875
Citigroup congo	-0,0442	-0,109875
Afriland first bank CD	0,0447	-0,109875
Advans bank	-0,0484	-0,109875
Equity bank	0,0138	-0,109875

Tableau n°6 : Comparaison des signes des coefficients du modèle estimé et théorique

Variables	Signes théoriques	Signes trouvés	Conclusion
TB_{it}	+	+	TB_{it} respecte la théorie
RLF_{it}	-	-	RLF_{it} respecte la théorie
CB_{it}	+	-	CB_{it} viole la théorie
DB_{it}	+	-	DB_{it} viole la théorie
TCR_{it}	+	-	TCR_{it} viole la théorie
TI_{it}	+	+	TI_{it} respecte la théorie

4.2. Présentation de l'équation estimé

$$\widehat{ROE}_{it} = \widehat{\omega}_i - 0,109875 + 3,104962\widehat{TB}_{it} - 0,707343\widehat{RLF}_{it} - 0,069037\widehat{CB}_{it} - 0,236040\widehat{DB}_{it} - 0,199564\widehat{TCR}_{it} + 0,022428\widehat{TI}_{it}$$

5. Interprétation des résultats

Le tableau n°5 atteste que toutes choses restant égales par ailleurs, la rentabilité financière des banques sous examen est une fonction croissante de la taille des banques et du taux d'inflation, et une fonction décroissante du ratio de levier financier, des crédits bancaires, des dépôts bancaires et du taux de croissance réel. C'est-à-dire, une variation de 10% de la taille des banques améliore positivement la rentabilité financière de la banque pour une valeur de 3,104962 francs congolais et une variation de 10% du taux d'inflation, améliore positivement la rentabilité financière d'une valeur de 0,022428 franc congolais. Par contre, une variation de 10% du ratio de levier financier, des crédits bancaires, des dépôts bancaires et du taux de croissance réel entraîne une conséquence négative dans la rentabilité financière des banques pour les valeurs suivantes, respectivement pour le ratio de levier financier, les crédits bancaires, les dépôts bancaires et le taux de croissance réel soit 0,707343 franc congolais ; 0,069037 franc congolais ; 0,236040 franc congolais et 0,199564 franc congolais. L'estimation du modèle de panel à effets aléatoires a montré que l'ajustement du modèle est bon.

En effet, de toutes les variables exogènes prises en compte dans le cadre de cette étude, certes, la taille des banques, le ratio de levier financier, les crédits bancaires et le taux d'inflation expliquent valablement la rentabilité financière des banques car leurs probabilités attachées sont toutes largement inférieures 5%, soient respectivement égales à 0,0016 ; 0,0071 ; 0,0000 et 0,0001. Le pouvoir explicatif de notre modèle de panel à effets aléatoires est testé par le coefficient de détermination (R^2) avec comme valeur 51% ; ce qui fait conclure que l'ajustement du modèle est bel et bien bon. En outre, le modèle est globalement bon suite à la statistique de Fisher calculé (8,433063) qui est supérieur à la valeur relative de la table statistique (4) du fait de la règle de Pouce. Nous constatons aussi que les coefficients estimés du modèle sont sans biais parce que la distance qui sépare les erreurs et les résidus estimés est faible.

En d'autres termes du fait que l'écart type de la régression est proche de 0 (soit égale à 0,155480). Ce modèle estimé révèle enfin d'une absence d'autocorrélation à cause de la statistique de Durbin et Watson qui tend vers 2 (soit égale à 1,747490 \approx 2).

L'analyse du tableau n°5 explique que la rentabilité financière du système bancaire congolais est influencée par un effet individuel et un effet résiduel. L'effet résiduel est commun pour toutes les banques du système bancaire et varie en sens contraire de la rentabilité financière. C'est-à-dire une variation de 10% de cet effet, influe négativement à la rentabilité financière du système à une hauteur de 0,109875 franc congolais. Par contre, en dehors de l'effet résiduel, chaque banque exerce autrement effet individuel dans le système bancaire congolais et dans le cadre de notre étude, parmi les huit banques sous examen, seules Access bank, Citi group Congo et Advans bank exercent un effet individuel négatif dans la rentabilité financière du système et les autres influencent positivement.

La lecture visuelle du tableau n°6, prouve à suffisance que de toutes variables explicatives pris en compte dans l'explication de la rentabilité financière du système bancaire congolais, les variables crédits bancaires, dépôts bancaires et taux de croissance réel violent la théorie économique du fait de la contradiction des signes.

Le tableau n°4 témoigne que toutes choses égales par ailleurs, la rentabilité financière des banques sous examen est une fonction croissante de la taille des banques et du taux d'inflation et une fonction décroissante du ratio de levier financier, des crédits bancaires, des dépôts bancaires et du taux de croissance réel.

L'analyse de la taille des banques montre qu'elle a un effet positif et significatif sur la profitabilité (Genay, 1998 ; Boyd & Runkle, 1993 ; Smirlock, 1985 ; Dietrich & Wanzenried, 2011) contrairement aux résultats de certains travaux empiriques (Flamini, Mc Donald & Schumacher 2013 ; Hoffmann, 2011) qui ont démontré que la taille des banques produit un effet négatif et non significatif sur les performances. Nos résultats mettent en évidence que la taille des banques agit positivement sur la profitabilité. Une augmentation de la taille de 10% améliore positivement la profitabilité de la banque pour une valeur de 3,104962 franc congolais.

La relation négative entre la profitabilité et le ratio du capital est confirmée par nos résultats. La littérature bancaire explique la relation entre le capital et la profitabilité à travers les hypothèses de l'aléa moral et de la réglementation bancaire. Santos (2000) et Calem & Rob (1999) soulignent que la réglementation bancaire à travers la hausse des exigences des fonds propres affecte négativement le développement de la banque et l'expansion du crédit et par ricochet la profitabilité des banques. En effet, une augmentation de 10% du ratio de capital des banques entraîne une diminution de 0,707343 franc congolais de ROE.

La relation négative entre la profitabilité et le ratio de crédit est contraire à la majorité d'études empiriques (Abreu & Mendes, 2002 ; Turgultu, 2014, mais conforme aux résultats de Koli, (2013). Nous constatons qu'une augmentation de 10% des crédits bancaires entraîne une baisse de 0,069037 franc congolais de ROE. Comme les banques sont obligées de détenir des fonds en vue de subvenir à la rescousse d'elles même en cas de crise. Cela freine la croissance du crédit pour reconstituer des volants de fonds propres (FMI, 2012 cité par Koli, 2013) et cela impacte négativement la rentabilité des banques.

Le coefficient relatif aux dépôts bancaires est négativement corrélé avec le ROE. Nous nous attendons donc à un signe positif entre les dépôts et la profitabilité des banques. Mais la plupart de résultats empiriques montrent l'existence d'une relation négative entre les dépôts et la profitabilité des banques. Cette situation peut être interprétée par le fait que les dépôts constituent la liquidité provenant des créanciers des banques, mais comme la détention de la liquidité par les banques constitue des charges, il est donc tout à fait normal que la relation entre les dépôts et la profitabilité soit négative (Beger, 1995 ; Bashir, 2003 ; Hoffmann, 2011). Une augmentation de 10% induit une baisse de 0,236040 franc congolais de ROE. En RDC, les dépôts sont à plus de 70% constitués des dépôts à vue ; ce qui influe sur la politique générale des banques commerciales dans le financement de l'économie (Deloitte, 2017).

Quant aux conditions macroéconomiques, nous remarquons que le coefficient du taux de croissance économique est négatif (Shehzad, De Haan & Scholtens, 2013 ; Kikata, 2017). Ce résultat nous indique qu'une amélioration de la croissance économique de 10% impliquerait une baisse de 0,199564 franc congolais des profits bancaires. La croissance économique n'est pas obligatoirement synonyme de développement. Elle peut s'accompagner d'un appauvrissement du niveau de vie dû aux inégalités dans la répartition des richesses. La croissance économique affecte donc négativement la performance bancaire dans le contexte d'une mauvaise répartition des richesses.

La relation entre la rentabilité et le taux d'inflation est positive. Une variation de 10% du taux d'inflation, améliore positivement la rentabilité des fonds propres pour 0,022428 franc congolais. Les tensions inflationnistes entraînent une augmentation des taux d'intérêt et donc plus de profits (Demirguc-Kunt & Detragiache, 1998 ; Koli, 2013).

L'estimation du modèle de panel à effets aléatoires a montré que l'ajustement du modèle est bon. En effet, de toutes les variables exogènes prises en compte dans le cadre de cette étude, certes, la taille des banques, le ratio de levier financier, les crédits bancaires et le taux d'inflation expliquent valablement la rentabilité financière des banques car leurs probabilités attachées sont toutes largement inférieures à 5%, soient respectivement égales à 0,0016 ; 0,0071 ; 0,0000 et 0,0001. Le pouvoir explicatif de notre modèle de panel à effets aléatoires est testé par le coefficient de détermination (R^2) avec comme valeur 51% ; ce qui fait conclure que l'ajustement du modèle est bel et bien bon. En outre, le modèle est globalement bon suite à la statistique de Fisher calculée (8,433063) qui est supérieure à la valeur relative de la table statistique (4) du fait de la règle de Pouce. Nous constatons aussi que les coefficients estimés du modèle sont sans biais parce que la distance qui sépare les erreurs et les résidus estimés est faible. En d'autres termes du fait que l'écart type de la régression est proche de 0 (soit égale à 0,155480). Ce modèle estimé révèle en fin d'une absence d'auto-corrélation à cause de la statistique de Durbin et Watson qui tend vers 2 (soit égale à 1,747490).

En dehors de l'effet résiduel, chaque banque exerce autrement un effet individuel dans le système bancaire congolais et dans le cadre de notre étude, parmi les huit banques sous examen, seules Access bank, Citi group Congo et Advans bank exercent un effet individuel négatif dans la rentabilité financière du système et les autres influencent positivement.

6. Conclusion

Notre article a étudié les déterminants de la rentabilité des banques congolaises en utilisant des données en panel. L'objectif était d'analyser l'impact des facteurs internes et externes aux banques (comme le taux de croissance du PIB et le taux d'inflation) sur la rentabilité des banques en utilisant des données bancaires individuelles pour un ensemble de 8 banques congolaises sur la période 2012 à 2017.

Avant d'apporter notre contribution empirique, nous avons jugé nécessaire de décrire les principaux travaux, aussi bien théoriques qu'empiriques réalisés autour de cette problématique.

A travers une régression des données de panel, il est démontré que la rentabilité des banques en RDC s'explique pour l'essentiel par 3 facteurs qui sont la taille des banques (effet positif sur la rentabilité), le capital des banques (impact négatif sur les profits) et le taux d'inflation (influence positivement sur la rentabilité des banques).

En revanche, les crédits bancaires, les dépôts bancaires ainsi que le taux de croissance du PIB ont des effets négatifs sur la rentabilité des banques commerciales en RDC ; contrairement aux résultats d'une abondante littérature. Ces relations peuvent servir de norme à la réforme du système bancaire congolais caractérisé par un faible degré d'ouverture et le faible taux de bancarisation.

Références bibliographiques

- [1] Abreu, M. & Mendes, V. (2002). Commercial Bank Interest Margins and Profitability : Evidence from E.U Countries, *Porto Working paper series*.
- [2] Aglietta, M. (1998). *Macroéconomie financière*. 2^{ème} édition. Paris : La Découverte.
- [3] Bahati Lukwebo, M. (2012). *Les banques africaines face aux défis de la mondialisation économique : analyse prospective du ratio prudentiel en RDC*. Paris : L'Harmattan.
- [4] Banque Centrale du Congo (2012). Rapport annuel. Kinshasa : BCC
- [5] Banque Centrale du Congo (2013). Rapport annuel. Kinshasa : BCC.
- [6] Banque Centrale du Congo (2014). Rapport annuel. Kinshasa : BCC
- [7] Banque Centrale du Congo (2015). Rapport annuel. Kinshasa : BCC
- [8] Banque Centrale du Congo (2016). Rapport annuel. Kinshasa : BCC
- [9] Banque Centrale du Congo (2017). Rapport annuel. Kinshasa : BCC
- [10] Bashir A. (2000). Assessing the Performance of Islamic Banks : Some Evidence from the Middle East 1993-1999, Papier présenté à la 8^{ème} édition de l'Economic Research Forum, Amman, Jordanie, Novembre.
- [11] Bashir, A. (2000). Assessing the Performance of Islamic Banks : Some evidence from the middle east 1993-1998, papier présenté à la 8^{ème} Conférence de l'Economic Research Forum (ERF), Amman, Jordanie, Novembre 2000.
- [12] Bikker, J & Hu, H. (2002). Cyclical Patterns in profits, provisioning and lending of Banks and procyclicality of the new Basel Capital Requirements, Banca Nazionale Del Lavoro quarterly.
- [13] Bourke, P. (1989). Concentration and other determinants of bank profitability in Europe, North America and Australia", *Journal of Banking and Finance*.
- [14] Bovie, Z. & Merton, R. (2011). *Finance*. Paris : Nouveaux Horizons.
- [15] Capul J-Y & Garnier, O. (1999). *Dictionnaire d'Economie et de sciences sociales*. Paris : Hatier.
- [16] Deloitte. (2017). *Etude sur le secteur bancaire en République Démocratique du Congo 2015-2016*", Kinshasa. Document de travail.
- [17] Demerguc-Kunt, A. & Detragiache, E. (1998). Financial liberalisation and financial fragility, Annual *World Bank Conference on Development Economics*. Washington D.C. 20-21 avril.
- [18] Demerguc-Kunt, A. & Huizinga, H. (2001). *Financial Structure and Bank Profitability 1990-1997*. Cambridge, MA: MIT Press.
- [19] Dermerguç-kunt, A. & Detragiache, E. (1998). Financial liberalisation and financial fragility, Annual World Bank Conference on Development Economics, Washington D.C., 20-21 avril 1998
- [20] Dermerguç-kunt, A. & Detragiache, E. (2000). Monitoring Banking Sector Fragility : A Multivariate logit Approach, The World Bank Economic Review, Vol. 14.
- [21] Dermerguç-kunt, A. & Huizinga, H. (2001). Financial Structure and Bank Profitability 1990-1997, In Dermerguç-kunt, A. & Levine, R, *Financial Structure and Economic Growth : A Cross-Country Comparison of Banks, Markets and Development*, Cambridge, MA : MIT.
- [22] Dormont, B. (1989). *Introduction à l'Econométrie des données de Panel : Théories et applications à des échantillons d'entreprises*. Paris : Editions du Centre de la Recherche Scientifique.
- [23] Kablan (2007). Mesure de la performance des banques dans les pays en développement : le cas de l'UEMO (Union Economique et Monétaire Ouest Africaine), Workshop du 2-7 juin, Université Paris 10.
- [24] Kibala Kuma, J. (2017). *Économétrie Appliquée : Recueil des cas pratiques sur EViews et Stata*. HAL (2018).
- [25] Mansouri B. & Afroukh S. (2008). La rentabilité des banques et ses déterminants : cas Maroc, 15th annual conference in Equity and Economic Development, 23rd-25rd November, Egypte.
- [26] Mignon, V. & Lardic, S. (2002). *Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières*. Paris: Economica.

- [27] Molyneux, P. & Thornton, J. (1992). Determinants of European bank profitability 1986-1989: A note, *Journal of Banking and Finance*, 16.
- [28] Naceur (2003). The determinants of the Tunisian banking industry profitability: Panel evidence 1980-2000, *Papier présenté à la 11^{ème} Conférence de l'Economic Research Forum, Marrakech, Novembre.*
- [29] Perroux, F. (1990). *Dictionnaire économique et social*. Paris : Hatier.
- [30] Raoudha, A. (2006). La sensibilité de l'activité bancaire aux chocs macroéconomiques : une analyse en panel sur des données de banques luxembourgeoises.
- [31] Scialom, L. (2004). *Economie bancaire*. Paris : La Découverte.
- [32] Short, K. (1979), The relation between commercial bank profit rates and banking concentration in Canada, Western Europe and Japan, *Journal of Bankig and Finance*.

ANNEXES

Annexe n°1 : Base des données calculées par l'auteur

N°	BANQUE	ANNEE	ROE	ROA	TC_REEL	TI	LEVIER_FINANCIER	RATIO_DEPOTS_BANCAIRES	RATIO_CREDITS_BANCAIRES	TAILLE_BANQUES	RATIO_LEVIER
1	STAND ARD BANK	2011	0,102	0,011	0,069	0,138	9,34	0,6879	0,137	37,2	0,107
2	STAND ARD BANK	2012	0,0383	0,004	0,071	0,059	9,09	0,7391	0,174	24,6	0,11
3	STAND ARD BANK	2013	-0,049	-0	0,085	0,028	11,2	0,7366	0,16	37,4	0,089
4	STAND ARD BANK	2014	-0,101	-0,01	0,095	0,01	15,8	0,7713	0,177	37,6	0,063
5	STAND ARD BANK	2015	-0,227	-0,02	0,069	-0,01	12,9	0,6929	0,117	37,6	0,078
6	STAND ARD BANK	2016	-0,458	-0,03	0,024	0,043	14,3	0,7549	0,177	37,8	0,07
7	STAND ARD BANK	2017	-0,225	-0,03	0,037	0,417	7,37	0,6513	0,171	38,4	0,136
8	UNITE D BANK FOR AFRICA	2011	-0,167	-0,12	0,069	0,138	1,41	0,276	5E-04	23,1	0,712
9	UNITE D BANK FOR AFRICA	2012	-0,01	-0	0,071	0,059	4,95	0,1598	0,515	24,9	0,202
10	UNITE D BANK FOR AFRICA	2013	-0,09	-0,01	0,085	0,028	6,92	0,1384	0,675	25,2	0,145
11	UNITE D BANK FOR AFRICA	2014	0,0291	0,006	0,095	0,01	4,7	0,2549	0,647	24,8	0,213

1 2	UNITE D BANK FOR AFRICA	201 5	0,02 3	0,007	0,069	-0,01	3,27	0,5678	0,579	24,5	0,306
1 3	UNITE D BANK FOR AFRICA	201 6	0,03 63	0,011	0,024	0,043	3,22	0,6268	0,371	24,6	0,31
1 4	UNITE D BANK FOR AFRICA	201 7	0,02 59	0,006	0,037	0,417	4,65	0,4082	0,203	25,3	0,215
1 5	BGFIBA NK RD CONG O S.A.R.L.	201 1	- 0,11 7	-0,01	0,069	0,138	9,02	0,5598	0,399	25	0,111
1 6	BGFIBA NK RD CONG O S.A.R.L.	201 2	- 0,14 4	-0,01	0,071	0,059	12,2	0,583	0,42	37,4	0,082
1 7	BGFIBA NK RD CONG O S.A.R.L.	201 3	- 0,55 1	-0,03	0,085	0,028	20,2	0,5622	0,384	37,5	0,05
1 8	BGFIBA NK RD CONG O S.A.R.L.	201 4	0,01 64	0,001	0,095	0,01	11,3	0,6147	0,463	35,4	0,089
1 9	BGFIBA NK RD CONG O S.A.R.L.	201 5	0,25 24	0,024	0,069	-0,01	10,5	0,5902	0,481	38	0,096
2 0	BGFIBA NK RD CONG O S.A.R.L.	201 6	0,16 53	0,015	0,024	0,043	11,1	0,5608	0,387	38,3	0,09
2 1	BGFIBA NK RD CONG O S.A.R.L.	201 7	- 0,29 5	-0,02	0,037	0,417	12,1	0,6376	0,39	38,4	0,083
2 2	ACCESS BANK R.D.CO NGO SARL	201 1	- 0,07 7	-0,02	0,069	0,138	3,25	0,4616	0,363	24,3	0,307
2 3	ACCESS BANK R.D.CO NGO SARL	201 2	- 0,13 7	-0,03	0,071	0,059	4,97	0,7011	0,477	24,6	0,201
2 4	ACCESS BANK R.D.CO NGO SARL	201 3	- 1,11 7	-0,09	0,085	0,028	13	0,8623	0,444	24,8	0,077

25	ACCESS BANK R.D.CO NGO SARL	2014	0,1069	0,028	0,095	0,01	3,85	0,6885	0,581	24,8	0,26
26	ACCESS BANK R.D.CO NGO SARL	2015	0,0706	0,018	0,069	-0,01	3,85	0,6907	0,486	24,9	0,259
27	ACCESS BANK R.D.CO NGO SARL	2016	-0,401	-0,1	0,024	0,043	4,15	0,5855	0,638	25	0,241
28	ACCESS BANK R.D.CO NGO SARL	2017	-0,041	-0,01	0,037	0,417	6,87	0,4837	0,271	37,2	0,145
29	CITIGR OUP CONG O SARL	2011	-0,041	-0,01	0,069	0,138	6,12	0,6363	0,433	36,9	0,163
30	CITIGR OUP CONG O SARL	2012	0,0462	0,007	0,071	0,059	6,63	0,7369	0,374	37	0,151
31	CITIGR OUP CONG O SARL	2013	0,0768	0,011	0,085	0,028	6,9	0,7688	0,404	36,9	0,145
32	CITIGR OUP CONG O SARL	2014	0,1065	0,015	0,095	0,01	6,89	0,7979	0,293	37	0,145
33	CITIGR OUP CONG O SARL	2015	0,0464	0,008	0,069	-0,01	6,17	0,7318	0,237	37,1	0,162
34	CITIGR OUP CONG O SARL	2016	-0,049	-0,01	0,024	0,043	6,36	0,6744	0,353	37,1	0,157
35	CITIGR OUP CONG O SARL	2017	0,0845	0,009	0,037	0,417	9,17	0,444	0,123	37,8	0,109
36	AFRILAND FIRST BANK CD SARL	2011	0,1504	0,041	0,069	0,138	3,69	0,2748	0,636	24,8	0,271
37	AFRILAND FIRST BANK CD SARL	2012	0,1143	0,029	0,071	0,059	4,01	0,3201	0,689	24,9	0,249
38	AFRILAND	2013	0,0769	0,018	0,085	0,028	4,24	0,3146	0,697	24,9	0,236

	FIRST BANK CD SARL										
3 9	AFRILA ND FIRST BANK CD SARL	201 4	0,11 57	0,028	0,095	0,01	4,08	0,3626	0,725	25	0,245
4 0	AFRILA ND FIRST BANK CD SARL	201 5	0,06 12	0,032	0,069	-0,01	1,92	0,4478	0,751	25	0,522
4 1	AFRILA ND FIRST BANK CD SARL	201 6	0,14 76	0,038	0,024	0,043	3,93	0,4689	0,821	36,9	0,254
4 2	AFRILA ND FIRST BANK CD SARL	201 7	0,12 42	0,032	0,037	0,417	3,88	0,5189	0,665	37,4	0,258
4 3	ADVAN S BANQU E CONG O SARL	201 1	- 0,18 5	-0,15	0,069	0,138	1,26	0,155	0,47	23,2	0,793
4 4	ADVAN S BANQU E CONG O SARL	201 2	- 0,09 4	-0,04	0,071	0,059	2,41	0,2605	0,723	23,9	0,416
4 5	ADVAN S BANQU E CONG O SARL	201 3	- 0,13 4	-0,05	0,085	0,028	2,73	0,277	0,744	24	0,367
4 6	ADVAN S BANQU E CONG O SARL	201 4	0,02 59	0,008	0,095	0,01	3,17	0,2862	0,799	24,2	0,316
4 7	ADVAN S BANQU E CONG O SARL	201 5	0,09 58	0,027	0,069	-0,01	3,57	0,3665	0,778	24,5	0,28
4 8	ADVAN S BANQU E CONG O SARL	201 6	- 0,24 8	-0,06	0,024	0,043	4,33	0,2897	0,717	24,8	0,231

	CONG O SARL										
4 9	ADVANS BANQUE CONG O SARL	201 7	- 0,57 4	-0,09	0,037	0,417	6,48	0,4872	0,709	25,2	0,154
5 0	EQUITY BANK CONG O SARL	201 1	0,01 19	0,001	0,069	0,138	8,67	0,8542	0,55	37,2	0,115
5 1	EQUITY BANK CONG O SARL	201 2	0,08 93	0,01	0,071	0,059	8,7	0,7837	0,473	37,3	0,115
5 2	EQUITY BANK CONG O SARL	201 3	0,07 57	0,009	0,085	0,028	8,86	0,7864	0,368	37,5	0,113
5 3	EQUITY BANK CONG O SARL	201 4	0,04 66	0,005	0,095	0,01	8,54	0,8001	0,464	37,5	0,117
5 4	EQUITY BANK CONG O SARL	201 5	0,02 83	0,007	0,069	-0,01	3,88	0,6916	0,516	37,7	0,258
5 5	EQUITY BANK CONG O SARL	201 6	0,04 99	0,007	0,024	0,043	6,74	0,7394	0,552	38,2	0,148
5 6	EQUITY BANK CONG O SARL	201 7	0,05 52	0,007	0,037	0,417	8,15	0,7722	0,509	38,7	0,123

Annexe n°2 : test de présence d'effets fixes

RedundantFixedEffects Tests			
Pool: Untitled			
Test cross-section fixedeffects			
Effects Test	Statistic	d.f.	Prob.
Cross-section F	2.738062	(7,42)	0.0196
Cross-section Chi-square	21.052019	7	0.0037
Cross-section fixedeffects test equation:			
Dependent Variable: ROE?			
Method: Panel Least Squares			
Date: 08/01/19 Time: 16:19			

Sample: 2011 2017				
Included observations: 7				
Cross-sections included: 8				
Total pool (balanced) observations: 56				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.228437	0.241225	-0.946988	0.3483
TB?	3.096988	1.018772	3.039923	0.0038
RLF?	-0.660026	0.268881	-2.454718	0.0177
CB?	-0.061486	0.010225	-6.013263	0.0000
DB?	-0.317068	0.160660	-1.973532	0.0541
TCR?	-0.149915	0.137894	-1.087176	0.2823
TI?	0.024964	0.005177	4.822144	0.0000
R-squared	0.508374	Meandependent var		-0.054212
Adjusted R-squared	0.448174	S.D. dependant var		0.225310
S.E. of regression	0.167371	Akaike info criterion		-0.620736
Sumsquaredresid	1.372644	Schwarz criterion		-0.367567
Log likelihood	24.38060	Hannan-Quinn criter.		-0.522583
F-statistic	8.444862	Durbin-Watson stat		1.616906
Prob(F-statistic)	0.000003			

Annexe n°3 : test de présence d'effets aléatoires : breusch et pagan (lm)

Residual Cross-Section Dependence Test			
Nullhypothesis: No cross-section dependence (correlation)			
Pool: Untitled			
Periodsincluded: 7			
Cross-sections included: 8			
Total panel observations: 56			
Note: non-zero cross-section meansdetected in data			
Cross-section meanswereremovedduring computation of correlations			
Test	Statistic	d.f.	Prob.
Breusch-Pagan LM	47.91014	28	0.0110
Pesarscaled LM	2.660604		0.0078
Pesaran CD	-0.001126		0.9991

	UnweightedStatistics			
R-squared	0.493431	Meandependent var		-0.054212
Sumsquaredresid	1.414365	Durbin-Watson stat		1.463520

Annexe n°5 : Equations du modèle de panel estime à effets aléatoires

$$\begin{aligned} \text{ROE_STANDARD BANK} &= 0.0186661507718 - 0.109874615643 + 3.1049621091 * \text{TB_STANDARD BANK} - \\ &0.707342606493 * \text{RLF_STANDARD BANK} - 0.0690371757754 * \text{CB_STANDARD BANK} - \\ &0.236039593091 * \text{DB_STANDARD BANK} - 0.199563716478 * \text{TCR_STANDARD BANK} + \\ &0.0224281823423 * \text{TI_STANDARD BANK} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{ROE_UBA} &= 0.00178143290053 - 0.109874615643 + 3.1049621091 * \text{TB_UBA} - 0.707342606493 * \text{RLF_UBA} - \\ &0.0690371757754 * \text{CB_UBA} - 0.236039593091 * \text{DB_UBA} - 0.199563716478 * \text{TCR_UBA} + \\ &0.0224281823423 * \text{TI_UBA} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{ROE_BGFIBANK} &= 0.0828361813108 - 0.109874615643 + 3.1049621091 * \text{TB_BGFIBANK} - \\ &0.707342606493 * \text{RLF_BGFIBANK} - 0.0690371757754 * \text{CB_BGFIBANK} - 0.236039593091 * \text{DB_BGFIBANK} - \\ &0.199563716478 * \text{TCR_BGFIBANK} + 0.0224281823423 * \text{TI_BGFIBANK} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{ROE_ACCESS BANK} &= -0.0691568110221 - 0.109874615643 + 3.1049621091 * \text{TB_ACCESS BANK} - \\ &0.707342606493 * \text{RLF_ACCESS BANK} - 0.0690371757754 * \text{CB_ACCESS BANK} - \\ &0.236039593091 * \text{DB_ACCESS BANK} - 0.199563716478 * \text{TCR_ACCESS BANK} + \\ &0.0224281823423 * \text{TI_ACCESS BANK} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{ROE_CITIGROUP CONGO} &= -0.0441937195238 - 0.109874615643 + 3.1049621091 * \text{TB_CITIGROUP CONGO} - \\ &0.707342606493 * \text{RLF_CITIGROUP CONGO} - 0.0690371757754 * \text{CB_CITIGROUP CONGO} - \\ &0.236039593091 * \text{DB_CITIGROUP CONGO} - 0.199563716478 * \text{TCR_CITIGROUP CONGO} + \\ &0.0224281823423 * \text{TI_CITIGROUP CONGO} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{ROE_AFRILANDBANK CD} &= 0.0447005706155 - 0.109874615643 + 3.1049621091 * \text{TB_AFRILANDBANK CD} - \\ &0.707342606493 * \text{RLF_AFRILANDBANK CD} - 0.0690371757754 * \text{CB_AFRILANDBANK CD} - \\ &0.236039593091 * \text{DB_AFRILANDBANK CD} - 0.199563716478 * \text{TCR_AFRILANDBANK CD} + \\ &0.0224281823423 * \text{TI_AFRILANDBANK CD} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{ROE_ADVANS BANK} &= -0.0483977886255 - 0.109874615643 + 3.1049621091 * \text{TB_ADVANS BANK} - \\ &0.707342606493 * \text{RLF_ADVANS BANK} - 0.0690371757754 * \text{CB_ADVANS BANK} - \\ &0.236039593091 * \text{DB_ADVANS BANK} - 0.199563716478 * \text{TCR_ADVANS BANK} + \\ &0.0224281823423 * \text{TI_ADVANS BANK} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{ROE_EQUITY BANK} &= 0.0137639835727 - 0.109874615643 + 3.1049621091 * \text{TB_EQUITY BANK} - \\ &0.707342606493 * \text{RLF_EQUITY BANK} - 0.0690371757754 * \text{CB_EQUITY BANK} - \\ &0.236039593091 * \text{DB_EQUITY BANK} - 0.199563716478 * \text{TCR_EQUITY BANK} + \\ &0.0224281823423 * \text{TI_EQUITY BANK} \end{aligned}$$

Annexe n°6 : arbitrage entre modèle a effets fixes et modèles à effets aléatoires : test de hausman

CorrelatedRandomEffects - Hausman Test				
Pool: Untitled				
Test cross-section randomeffects				
Test Summary		Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random		8.783810	6	0.1861
Cross-section randomeffects test comparisons:				
Variable	Fixed	Random	Var(Diff.)	Prob.
TB?	2.911049	3.104962	0.114000	0.5658
RLF?	-0.722296	-0.707343	0.016420	0.9071
CB?	-0.080271	-0.069037	0.000040	0.0747
DB?	-0.213776	-0.236040	0.015347	0.8574
TCR?	-0.172833	-0.199564	0.027846	0.8727
TI?	0.016811	0.022428	0.000016	0.1630
Cross-section randomeffects test equation:				
Dependent Variable: ROE?				
Method: Panel Least Squares				
Date: 08/01/19 Time: 16:39				
Sample: 2011 2017				
Included observations: 7				
Cross-sections included: 8				
Total pool (balanced) observations: 56				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.134178	0.303306	0.442386	0.6605
TB?	2.911049	0.988421	2.945151	0.0052
RLF?	-0.722296	0.282330	-2.558336	0.0142
CB?	-0.080271	0.012214	-6.571855	0.0000
DB?	-0.213776	0.203762	-1.049147	0.3001
TCR?	-0.172833	0.224884	-0.768541	0.4465
TI?	0.016811	0.006687	2.513864	0.0159
EffectsSpecification				

Cross-section fixed (dummy variables)				
R-squared	0.662424	Meandependent var		-0.054212
Adjusted R-squared	0.557936	S.D. dependant var		0.225310
S.E. of regression	0.149804	Akaike info criterion		-0.746664
Sumsquaredresid	0.942528	Schwarz criterion		-0.240327
Log likelihood	34.90661	Hannan-Quinn criter.		-0.550358
F-statistic	6.339729	Durbin-Watson stat		2.039818
Prob(F-statistic)	0.000002			

Annexe n°7 : comme la probabilité est égale à 0,1861 supérieur à 5%, alors le modèle a effets aléatoires est valide pour ce cas

Test de stationnarité sur les données de panel

- **ROE ? : stationnaire à niveau**

Pool unit root test: Summary				
Series: ROE_STANDARDBANK, ROE_UBA, ROE_BGFIBANK, ROE_ACCESSBANK, ROE_CITIGROUPCONGO, ROE_AFRILANDBAN, KCD, ROE_ADVANSBANK, ROE_EQUITYBANK				
Date: 08/01/19 Time: 16:50				
Sample: 2011 2017				
Exogenous variables: Individualeffects				
Automaticselection of maximum lags				
Automaticlaglengthselectionbased on SIC: 0				
Newey-West automaticbandwidthselection and Bartlett kernel				
Balanced observations for each test				
Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit rootprocess)				
Levin, Lin & Chu t*	-5.22533	0.0000	8	48
Null: Unit root (assumes individual unit rootprocess)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-1.24158	0.1072	8	48
ADF - Fisher Chi-square	26.3191	0.0497	8	48
PP - Fisher Chi-square	30.4025	0.0160	8	48
** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.				

2) TB? : stationnaire après différence 1ère

Pool unit root test: Summary				
Series: TB_STANDARDBANK, TB_UBA, TB_BGFIBANK, TB_ACCESSBANK, TB_CITIGROUPCONGO, TB_AFRILANDBANKCD, TB_ADVANSBANK, TB_EQUITYBANK				
Date: 08/01/19 Time: 16:57				
Sample: 2011 2017				
Exogenous variables: Individualeffects				
Automaticselection of maximum lags				
Automaticlaglengthselectionbased on SIC: 0				
Newey-West automaticbandwidthselection and Bartlett kernel				
Balanced observations for each test				
Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit rootprocess)				
Levin, Lin & Chu t*	-2.89824	0.0019	8	40
Null: Unit root (assumes individual unit rootprocess)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	0.06349	0.5253	8	40
ADF - Fisher Chi-square	12.9371	0.6774	8	40
PP - Fisher Chi-square	9.47386	0.8926	8	40
** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.				

3) RLF : stationnaire à niveau

Pool unit root test: Summary				
Series: RLF_STANDARDBANK, RLF_UBA, RLF_BGFIBANK, RLF_ACCESSBANK, RLF_CITIGROUPCONGO, RLF_AFRILANDBANKCD, RLF_ADVANSBANK, RLF_EQUITYBANK				
Date: 08/01/19 Time: 16:59				
Sample: 2011 2017				
Exogenous variables: Individualeffects				
Automaticselection of maximum lags				
Automaticlaglengthselectionbased on SIC: 0				
Newey-West automaticbandwidthselection and Bartlett kernel				
Balanced observations for each test				
Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit rootprocess)				
Levin, Lin & Chu t*	-8.66802	0.0000	8	48
Null: Unit root (assumes individual unit rootprocess)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-2.55669	0.0053	8	48
ADF - Fisher Chi-square	36.1111	0.0028	8	48

PP - Fisher Chi-square	38.0241	0.0015	8	48
** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.				

4) CB? : stationnaire à niveau

Pool unit root test: Summary				
Series: CB_STANDBANK, CB_UBA, CB_BGFIBANK, CB_ACCESSBANK, CB_CITIGROUPCONGO, CB_AFRILANDBANKCD, CB_ADVANSBANK, CB_EQUITYBANK				
Date: 08/01/19 Time: 17:01				
Sample: 2011 2017				
Exogenous variables: Individualeffects				
Automaticselection of maximum lags				
Automaticlaglengthselection based on SIC: 0				
Newey-West automaticbandwidthselection and Bartlett kernel				
Balanced observations for each test				
			Cross-	
Method	Statistic	Prob.**	sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit rootprocess)				
Levin, Lin & Chu t*	-1.80137	0.0358	8	48
Null: Unit root (assumes individual unit rootprocess)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-0.19142	0.4241	8	48
ADF - Fisher Chi-square	18.8173	0.2783	8	48
PP - Fisher Chi-square	20.0444	0.2182	8	48
** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.				

5) DB? : stationnaire par difference 1^{ère}

Pool unit root test: Summary				
Series: DB_STANDBANK, DB_UBA, DB_BGFIBANK, DB_ACCESSBANK, DB_CITIGROUPCONGO, DB_AFRILANDBANKCD, DB_ADVANSBANK, DB_EQUITYBANK				
Date: 08/01/19 Time: 17:04				

Sample: 2011 2017				
Exogenous variables: Individualeffects				
Automaticselection of maximum lags				
Automaticlaglengthselectionbased on SIC: 0				
Newey-West automaticbandwidthselection and Bartlett kernel				
Balanced observations for each test				
Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit rootprocess)				
Levin, Lin & Chu t*	-5.46460	0.0000	8	40
Null: Unit root (assumes individual unit rootprocess)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-1.74980	0.0401	8	40
ADF - Fisher Chi-square	31.2365	0.0126	8	40
PP - Fisher Chi-square	39.1476	0.0010	8	40
** Probabilities for Fisher tests are computedusing an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptoticnormality.				

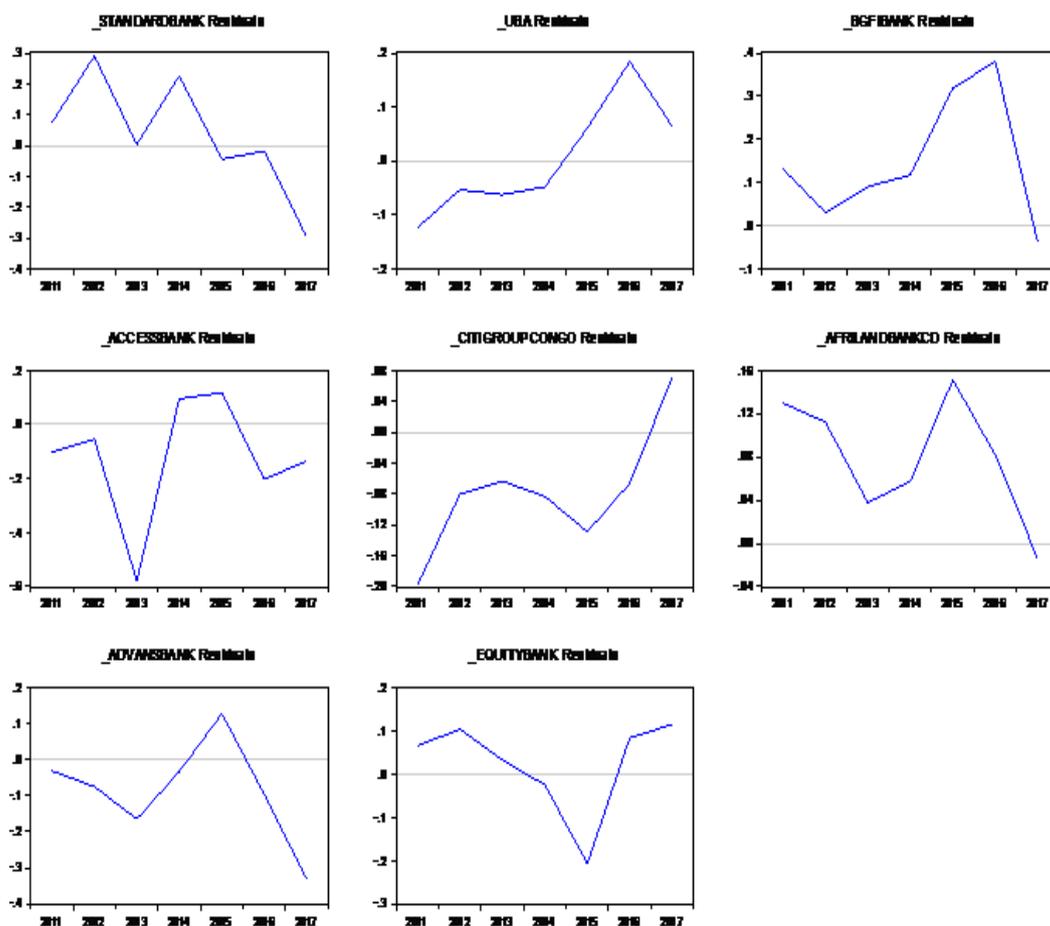
6) TCR? : stationnaire à niveau

Pool unit root test: Summary				
Series: TCR_STANDBANK, TCR_UBA, TCR_BGFIBANK, TCR_ACCESSBANK, TCR_CITIGROUPCONGO, TCR_AFRILANDBAN KCD, TCR_ADVANSBANK, TCR_EQUITYBANK				
Date: 08/01/19 Time: 17:06				
Sample: 2011 2017				
Exogenous variables: Individualeffects				
Automaticselection of maximum lags				
Automaticlaglengthselectionbased on SIC: 0				
Newey-West automaticbandwidthselection and Bartlett kernel				
Balanced observations for each test				
Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit rootprocess)				
Levin, Lin & Chu t*	-7.30988	0.0000	8	48
Null: Unit root (assumes individual unit rootprocess)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-2.36317	0.0091	8	48
ADF - Fisher Chi-square	34.6349	0.0045	8	48
PP - Fisher Chi-square	41.5669	0.0005	8	48
** Probabilities for Fisher tests are computedusing an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptoticnormality.				

7) TI? : stationnaire par difference 1ère

AugmentedDickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(RESID?)				
Method: Panel Least Squares				
Date: 08/01/19 Time: 17:16				
Sample (adjusted): 2012 2017				
Included observations: 6 afteradjustments				
Cross-sections included: 8				
Total pool (balanced) observations: 48				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID?(-1)	-1.090390	0.166684	-6.541646	0.0000
R-squared	0.476412	Meandependent var		-0.003304
Adjusted R-squared	0.476412	S.D. dependent var		0.189160
S.E. of regression	0.136875	Akaike info criterion		-1.118879
Sumsquaredresid	0.880539	Schwarz criterion		-1.079895
Log likelihood	27.85309	Hannan-Quinn criter.		-1.104147
Durbin-Watson stat	2.044664			

Annexe n°9 : graphique du résidu



Annexe n°10 : statistique descriptive

	ROE?	TB?	LF?	CB?	DB?	TCR?	TI?	RLF?
Mean	-0.054212	0.064186	0.097621	6.909338	0.555271	0.461844	31.27028	0.204615
Median	0.025884	0.069200	0.043000	6.418870	0.587838	0.466892	36.16475	0.155803
Maximum	0.252442	0.094700	0.417000	20.15623	0.862287	0.821364	38.71488	0.792668
Minimum	-1.117394	0.024000	-0.011550	1.261562	0.138446	0.000509	23.12636	0.049612
Std. Dev.	0.225310	0.023512	0.138862	3.918239	0.200735	0.206298	6.503237	0.143621
Skewness	-2.399894	-0.534040	1.650383	1.017648	-0.469512	-0.177388	-0.067516	2.193258
Kurtosis	10.64937	2.037634	4.239190	3.980491	2.052333	2.170748	1.036955	8.821420
Jarque-Bera	190.2854	4.822873	29.00484	11.90885	4.152961	1.898224	9.034154	123.9710
Probability	0.000000	0.089686	0.000001	0.002594	0.125371	0.387085	0.010921	0.000000
Sum	-3.035889	3.594400	5.466800	386.9229	31.09517	25.86324	1751.136	11.45846
Sum Sq. Dev.	2.792047	0.030405	1.060550	844.3928	2.216207	2.340728	2326.065	1.134484
Observations	56	56	56	56	56	56	56	56
Cross sections	8	8	8	8	8	8	8	8

Bienvenu ILANGA LEMBOW

Assistant à l'Institut Supérieur de Commerce de Bandundu,
province du Kwilu, République Démocratique du Congo.