

Gestion du risque opérationnel et performance des banques en zone UEMOA

Jean georges innocent magloire TAPE, Enseignant-chercheur à l'Université Alassane Ouattara de Bouaké, Cote d'Ivoire, tapejeangeorges@yahoo.fr

Kouamé Jean-Marc N'DRI, chercheur au laboratoire d'Analyse, de Modélisation et de Politique Economique (LAMPE) de l'Université Alassane Ouattara de Bouaké, jeanmarcndri2010@gmail.com

Résumé

Objectif : Cet article vise à étudier l'effet de la gestion du risque opérationnel sur les performances des banques dans la zone UEMOA.

Méthodologie : Pour atteindre cet objectif, nous avons eu recours à l'estimateur PMG appliqués à un panel des banques de l'UEMOA. Quatre banques par pays ont été retenues à l'exception de la Guinée-Bissau du fait du manque de données sur la période d'étude.

Résultats : Les résultats montrent que les variables liées aux risques ont un effet différent selon le type de performance. Les réserves et le taux d'endettement ont un effet négatif sur le rendement des capitaux propres (ROE) mais un effet positif sur la rentabilité de l'exploitation courante (EBE). Les dotations aux amortissements accroissent le rendement des capitaux propres mais diminuent la rentabilité de l'exploitation courante.

Originalité : Cette étude contribue à la compréhension de l'effet de la gestion du risque opérationnel suivant le type de performances des banques dans la zone UEMOA. Ce qui peut aider les décideurs à prendre des mesures appropriées pour améliorer la performance des banques.

Mots clés : Gestion du risque, performance des entreprises, Pool mean group, UEMOA

Operational risk management and performance of banks in the WAEMU zone

Abstract

Objective: This article aims to study the effect of operational risk management on the performance of banks in the WAEMU zone.

Methodology: To achieve this objective, we used the PMG estimator applied to panel data of WAEMU banks. Four banks per country were selected excepted Guinea-Bissau due to lack of data over the study period.

Results: The results show that risk variables have a different effect on different types of performance. Reserves and debt ratio have a negative effect on return on equity (ROE) but a positive effect on current operating profitability (EBE). Depreciation increases return on equity but decreases profitability from current operations.

Originality: This study contributes to the understanding of the effect of operational risk management according to the type of performance of banks in the WAEMU zone. This can help policy makers take appropriate measures to improve bank performance.

Keywords: Risk management, business performance, Pool mean group, UEMOA

1. Introduction

L'environnement économique et financier est devenu de plus en plus source de risques pour les banques compte tenue de la forte libéralisation dans ce secteur Saoussen et Plihon, (2007). En raison de l'exposition de plus en plus forte au risque, les banques doivent relever des défis exceptionnels afin de se doter d'avantages concurrentiels déterminants. Elles, en effet, ressemblent à des machines qui prennent le risque, le transforment et l'incorporent aux services et aux produits bancaires qu'elles offrent.

La préoccupation quant à la gestion des risques ne date pas d'aujourd'hui, et divers experts ont souligné l'importance pour les entreprises de développer des approches stratégiques afin de faire face à ces défis. En effet, dès 1916, Henri Fayol, en structurant les activités des entreprises, faisait référence à la fonction de sécurité, ayant pour objectif la protection des biens et des personnes. Déjà en 1985, les professeurs Patrick Joffre et Gérard Koenig soulignaient la nécessité pour les entreprises d'élaborer une stratégie face aux risques financiers et opérationnels auxquels elles étaient exposées.

Le régulateur du dispositif Bâle II définit le risque opérationnel comme celui des pertes directes ou indirectes dues à une inadéquation ou à une défaillance des procédures, du personnel et des systèmes internes. Pour King (2001), le risque opérationnel se définit comme le risque qui « ne dépend pas de la façon de financer une entreprise, mais plutôt de la façon d'opérer son métier », et « le risque opérationnel est le lien entre l'activité du travail d'une entreprise et la variation de résultat du travail ». Le risque opérationnel n'est pas un sujet nouveau, c'est le premier risque que les banques ont à gérer. Par contre l'idée nouvelle est que la gestion des risques opérationnels devient une discipline autonome avec ses propres outils de mesure et ses propres procédures de contrôle, tout comme pour les risques de crédit ou les risques de marché. Les risques opérationnels existent dans toute entreprise du fait de la réalisation des opérations qui rentreront dans l'objet social. Mais comment mesurer et améliorer l'efficacité des banques face au risque opérationnel ? Bien que ce risque soit parfois difficile à appréhender et à quantifier, il peut être à l'origine de pertes significatives voir de faillites.

De nombreuses recherches montrent des résultats mitigés en ce qui concerne le lien entre la gestion des risques et la performance financière des entreprises. Certaines études telles que celles Pagach & Warr (2010), Genrikh Lukianchuk (2015), Roslida Ramlee et Normah Ahmad (2015), suggèrent que l'adoption d'un système de gestion des risques d'entreprise (ERM) n'a aucun effet perceptible sur la performance financière d'une entreprise, malgré les affirmations de Nocco & Stulz (2006) et Giorgio B. et al. (2013). Ces derniers confirment l'existence d'une corrélation positive entre la gestion des risques et la performance d'une entreprise. Aux regards de ces propos, nous avons jugé utile de mener davantage de recherches sur le sujet.

Les difficultés ne tiennent pas seulement à la nature des risques pris, ceux-ci pour la plupart ne sont pas en effet d'une nature nouvelle (risque de crédit, de marché, de solvabilité, et de liquidité). Ils sont bien connus dans leur principe. Culp (2001) compare le risque (stratégique) de business et les risques de crédit et de marché. Selon lui, la difficulté d'identifier le risque opérationnel revient aux différents processus d'organisation utilisés par les entreprises pour agir face à ce risque. Il rejette la nature financière du risque opérationnel et considère que même si les entreprises financières ont récemment commencé à s'intéresser aux structures de la gestion du risque opérationnel, les entreprises non financières ont toujours souffert des risques de management de produit et de la labilité du produit. Toutefois il note que le risque opérationnel est un vaste problème qui peut se produire n'importe où et conclut que la stratégie ne consiste pas à identifier tous les risques opérationnels, mais à retenir ceux dont la perte potentielle associée est conséquente pour l'entreprise.

L'importance des encours d'expositions bilatérales au niveau de la structure du réseau interbancaire (le montant total des expositions bilatérales dans le réseau au 31 décembre 2019 était de 599 milliards de FCFA contre 77 milliards de FCFA au 31 décembre 2007, soit une hausse de 677,9%), confirme la nécessité de gérer de manière prudente les risques opérationnels. En effet l'on observe une

augmentation des pertes survenues sur les places bancaires ces 5 dernières années liées uniquement à la fraude. L'événement le plus récent étant la fraude à la carte bancaire déjouée par le Groupe BGFIBank d'un montant estimé à 1,9 Milliards de FCFA. (Selon les statistiques, les fraudes à la carte bancaire avaient globalement augmenté de 13% en 2016 par rapport à l'année 2015 en Afrique du Sud) ; Gammadigbe (2020).

Face à la recrudescence des niveaux de montant perdus par les banques et compte tenu de l'importance de ces structures dans le tissu économique et sociale, il apparaît important de s'interroger sur l'effet du risque opérationnel dans la performance financière des entreprises bancaires de la zone UEMOA. L'objectif de cet article est d'analyser les effets de la gestion du risque opérationnel sur la performance bancaire dans l'espace UEMOA. Elle serait également un complément riche aux cadres théoriques et empiriques existants sur la relation gestions des risques opérationnel et performance des entreprises, en particulier pour les États de la zone UEMOA. Au niveau méthodologique, l'étude utilise une technique d'estimation basées sur des données de panel tout en identifiant deux types de performance.

2. Méthodologie

2.1. Source et description des variables

Les données utilisées dans notre étude ont été collectées à partir des rapports de bilan de la BCEAO sur la période 2003 à 2019. Il s'agit des bilans et comptes de résultat de différentes banques dans sept pays de l'UEMOA, à savoir :

- Banque Internationale pour l'Afrique (Niger) ; Banque Internationale du Bénin (Bénin) ; BNP Paribas (Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Mali, Sénégal, Togo) ;
- BOA (Bénin, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Mali, Niger, Sénégal, Togo) ;
- Ecobank (Bénin, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Mali, Niger, Sénégal, Togo) ;
- SG (Bénin, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Sénégal) ; UTG (Togo) ; Banque Commerciale (Mali, Niger) ;

Six variables ont été utilisées, dont deux variables dépendantes et quatre variables explicatives.

❖ Les variables dépendantes (variables de performance)

Notre variable dépendante est basée sur la mesure de la performance de l'entreprise. Comme indicateurs permettant de mesurer cette performance, nous avons retenu deux variables à savoir : le Return Of Equity (ROE) et l'Excédent Brut d'Exploitation (EBE). En effet, le ROE permet de mesurer la rentabilité des actionnaires c'est-à-dire la performance financière. Notre objectif en l'utilisant est de voir l'effet de la gestion des risques opérationnels sur cet indicateur de satisfaction des propriétaires. A cet indicateur, nous avons ajouté l'EBE qui est un indicateur de rentabilité économique permettant de faire la comparaison significative entre les entreprises. Il n'est pas affecté par la politique de financement de l'entreprise car mesure la performance liée à l'exploitation.

$$ROE = \frac{\text{Résultat Net}}{\text{Capitaux Propres}}$$

$$EBE = \text{Valeur Ajouté} + \text{Subvention d'Exploitation} - \text{Impôts \& Taxes} - \text{Charges de Personnel}$$

❖ Les variables indépendantes

Elles sont composées de variable d'intérêt et de contrôle.

✓ Les variables d'intérêt

Variable principale dont nous voulons analyser l'effet sur la variable dépendante, c'est sur elle que se base notre étude.

Nos variables d'intérêt sont aux nombres de trois (les Réserves, la dotation aux amortissements et les Provisions pour risques et charges)

Pour Colasse (2001), les amortissements, les réserves et les provisions pour risques et charges représentent des capitaux épargnés pour financer le renouvellement des immobilisations ou de possibles dépréciations. Ainsi donc, ils constituent un système d'auto-assurance. Ils sont des prélèvements sur les bénéfices qui visent à couvrir des risques et charges précisés.

✓ La variable de contrôle

La variable de contrôle que nous avons utilisé dans le cadre de notre recherche est le ratio d'endettement (Taux d'endettement).

Dans son étude sur les déterminants de la création de valeur par les firmes à capitaux privés Assandé identifie une relation significative négative entre le ROE et le taux d'endettement.

Ce ratio est obtenu en divisant l'endettement global par les capitaux propres.

$$TxEG = \frac{\text{Endettement Global}}{\text{Capitaux propres}}$$

$$\text{Endettement Global} = \text{Dettes Financières} + \text{Concours Bancaires Courants}$$

2.2. La spécification du modèle

Notre modèle s'inspire des travaux d'ASSIENIN et OUATTARA (2016) qui analysent l'impact de la gestion des risques opérationnels sur la performance des entreprises non financières. Nous modélisons à cet effet la relation entre performance des entreprises financières et gestion du risque opérationnel. Sous la forme fonctionnelle, l'équation à estimer peut s'écrire de la façon suivante :

$$\text{Performance financière} = f(\text{RESERV}, \text{DoTA}, \text{ProvRisk}, \text{TxEndett})$$

Le modèle économétrique qui en découle se présente comme suit :

$$\text{Perf fin}_{it} = b_0 + \alpha_i + \beta_1 \text{RESERV}_{it} + \beta_2 \text{DoTA}_{it} + \beta_3 \text{ProvRisk}_{it} + \beta_4 \text{TxEndett}_{it} + \varepsilon_{it}$$

Perf fin : indicateurs permettant de mesurer la performance des entreprises,

b_0 : la constante

α_i : Représentent les effets spécifiques et captent les tendances atemporelles ;

Reserv : la variable d'intérêt qui mesure les réserves ;

DoTA : la variable d'intérêt qui mesure les dotations en amortissement ;

ProvRisk : la variable d'intérêt qui mesure les provisions pour risques et charges ;

TxEndett : la variable de contrôle qui mesure le taux d'endettement ;

ε_{it} : Représente le terme de l'erreur.

3. Choix de la méthode d'estimation

Le choix de la méthode d'estimation se fera à travers différents tests préliminaires à savoir : le test d'homogénéité et le test de dépendance.

3.1. Test d'homogénéité

En présence de données de panel, il est nécessaire avant de débiter l'estimation du modèle, de vérifier en amont la spécification homogène ou hétérogène du processus générateur des données. On compte de nombreux test de spécification. Nous nous orienterons vers celui de Fisher qui consiste en un choix entre un modèle homogène et un modèle hétérogène. Ce test permet d'établir s'il est judicieux d'estimer le modèle sur donnée de panel ou s'il est mieux de l'estimer pays par pays.

Les résultats du test sont consignés dans le tableau 8 ci-dessous :

Tableau 1 : Résultat du test d'homogénéité

Régression 1			Régression 2		
F(4,444)	=	93,43	F(4,444)	=	19,17
Prob > F	=	0,0000	Prob > F	=	0,0000

Source : Les auteurs, à partir des données de la BCEAO

Le résultat du test d'homogénéité montre que la p-value des deux modèles associés à la statistique du test est inférieur au seuil de 5%, ainsi l'on rejette l'hypothèse nulle d'homogénéité. Le modèle est donc hétérogène. De manière succincte, nous allons passer au test de dépendance.

3.2. Analyse de l'indépendance interindividuelle

La dépendance interindividuelle peut se manifester du fait d'une variété de phénomènes tels que des effets communs observés omis, des effets spillovers spatiaux des effets communs inobservés ou l'interdépendance résiduelle générale qui pourrait demeurer identique quand tous les effets communs observés et inobservés sont pris en compte. Dans le cadre de notre étude, nous nous appuyons sur le test de dépendance interindividuelle développé par Pesaran (2004) au détriment du multiplicateur de Lagrange développé par Breusch-Pagan (1980) dans la mesure où notre panel présente une dimension temporelle inférieure à la dimension individuelle.

Les résultats de ce test sont consignés dans le tableau ci-dessous :

Tableau 2 : Test de dépendance interindividuel de Pesaran 2004

<i>Variable</i>	<i>CD-test</i>	<i>p-value</i>	<i>corr</i>	<i>abs (corr)</i>
<i>residual</i>	5,01	0,000	0,062	0,283

Source : Calculs des auteurs

A l'analyse du tableau, la p-value est inférieur à 5% donc on rejette l'hypothèse nulle. Il y a donc dépendance interindividuelle. Par conséquent, il convient d'effectuer les tests de racine unitaire de deuxième génération qui sont les mieux adaptés au modèle de notre étude.

Au regard des résultats des tests préliminaires, la méthode d'estimation retenue dans le cadre de cette étude est le PMG (Pooled Mean Group) en ce sens qu'il présente un avantage de traitement des panels dynamique pour lesquels le nombre d'observation temporelle T est plus important que celui des individus N (Pesaran et al. 1999). Il offre la possibilité d'estimer une relation de long terme entre différentes variables, sans précautions préalables au sujet de la stationnarité ou même l'existence d'une relation de co-intégration entre ces dernières. En effet, l'approche par co-intégration, comme dans le cas des séries temporelles comporte trois phases : l'étude de la stationnarité des séries, le test de co-intégration et les estimations de la relation de long terme (Pool Mean Group). Cette approche qui est considérée dans cette étude.

L'équation régressée est la suivante :

$$Y_{iT} = \alpha_i + \beta_i X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Avec X, l'ensemble des variables explicatives et ε le terme d'erreur. En insérant nos variables dans l'équation ci-dessus, nous avons :

$$Perf_{fin_{it}} = b_0 + \alpha_i + \beta_1 Reserv_{it} + \beta_2 DoTA_{it} + \beta_3 PorvRisk_{it} + \beta_4 TxEndett_{it} + \varepsilon_{it}$$

La prise en compte des différentes formes de performances nous donne les équations suivantes :

$$ROE_{it} = b_0 + \alpha_i + \beta_1 Reserv_{it} + \beta_2 DoTA_{it} + \beta_3 ProvRisk_{it} + \beta_4 TxEndett_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$TxEBE_{it} = b_0 + \alpha_i + \beta_1 Reserv_{it} + \beta_2 DoTA_{it} + \beta_3 ProvRisk_{it} + \beta_4 TxEndett_{it} + \varepsilon_{it}$$

Où ROE_{it} représente le rendement des capitaux propres. Il permet de mesurer la rentabilité financière des actionnaires. Son estimation est faite en vue d'apprécier l'effet de la gestion du risque sur la capacité des banques à générer des profits à partir de leurs seuls capitaux propres.

$TxEBE_{it}$ correspond au résultat d'exploitation encaissable de l'entreprise. Son estimation permet d'apprécier l'effet de la gestion du risque opérationnel sur la rentabilité de l'exploitation courante.

3.3. Résultats des Tests de stationnarité

Pour tester l'existence d'une racine unitaire dans les séries, nous utilisons conformément aux résultats précédents les tests de deuxième génération à savoir le test CADF de Pesaran (2003) et CIPS de Pesaran (2007). Les résultats de ces tests sont présentés dans le tableau ci-dessous

Tableau 31 : Les résultats des tests de stationnarité pescadf et xtcips

	Test à niveau				Test en différence Première				Conclusion
	pescadf		xtcips		pescadf		xtcips		
	Coef	P-value	CIPS	Critical values at (5%)	Coef	P-value	CIPS	Critical values at (5%)	Ordre d'intégration
ROE	-3,155	0,000	-3,155	-2,150					I(0)**
TxEBE	-4,073	0,000	-4,073	-2,150					I(0)**
ln Reserv	-1,708	0,565	-1,708	-2,150	-3,27	0,000	-3,27	-2,150	I(1)**
ln DoTA	-2,41	0,000	-2,41	-2,150					I(0)**
ln ProvRisk	-2,583	0,000	-2,583	-2,150					I(0)**
TxEndett	-1,899	0,205	-1,899	-2,150	-4,133	0,000	-4,133	-2,150	I(1)**

Source : Les auteurs

Les résultats des tests de racine unitaire en panel sont concordants et montrent que la plupart des variables ROE, TxEBE, Ln_DoTA, Ln_ProvRisk sont stationnaires à niveau (I(0)). Par contre, les variables TxEndett et Ln_Reserv sont intégrées d'ordre1 (I(1)) ; c'est-à-dire stationnaire en différence première. L'hypothèse de racine unitaire est rejetée pour l'ensemble des variables de l'analyse.

3.4. Test de cointégration

Partant des résultats du test de racine unitaire présentés dans le tableau ci-dessus, nous procédons au test de cointégration en panel. La littérature sur les tests de cointégration en panel est nouvelle et se développe d'une manière rapide. Hurlin et Mignon (2007) ont à cet effet fourni une présentation détaillée des différents tests Djezou, (2013).

En particulier, Westerlund (2007) a développé quatre nouveaux tests de cointégration qui sont basés, non pas sur les résidus mais sur la dynamique structurelle des relations et qui par conséquent n'imposent aucune restriction sur les facteurs communs. Nous adoptons ce test de cointégration pour tester l'existence d'une relation de long terme entre les indicateurs de performances bancaires et ses déterminants dans notre panel. Les résultats obtenus pour chaque modèle sont reportés dans le tableau 4 ci-dessous.

Tableau 4 : Résultats du test de cointégration de Westerlund

Statistics	ROE / ln_Reserv		ROE / ln_DotA		ROE / ln_ProvRisk		ROE / TxEndett	
	Coef	P-value	Coef	P-value	Coef	P-value	Coef	P-value
Gt	-3,309	0,000***	-3,596	0,000***	-3,485	0,000***	-4,195	0,000***
Ga	-10,299	0,898	-13,131	0,163	-15,254	0,004***	-15,486	0,002***
Pt	-15,424	0,000***	-21,916	0,000***	-17,769	0,000***	-20,927	0,000***
Pa	-12,453	0,001***	-15,815	0,000***	-20,035	0,000***	-18,485	0,000***
Statistics	TxEBE / ln_Reserv		TxEBE / ln_DotA		TxEBE / ln_ProvRisk		TxEBE / TxEndett	

	Coef	P-value	Coef	P-value	Coef	P-value	Coef	P-value
Gt	-5,014	0,000***	-4,813	0,000***	-5,024	0,000***	-4,922	0,000***
Ga	-22,036	0,000***	-27,738	0,000***	-33,742	0,000***	-31,75	0,000***
Pt	-24,179	0,000***	-30,057	0,000***	-32,581	0,000***	-28,38	0,000***
Pa	-24,588	0,000***	-29,56	0,000***	-31,417	0,000***	-24,993	0,000***

Source : Les calculs des auteurs

Les résultats du test de Co-intégration montrent qu'il existe une relation de long terme dans la régression 1. En effet, les résultats trouvés pour le test entre la variable dépendante et la plupart des variables indépendantes nous permettent de rejeter l'hypothèse nulle de non co-intégration au seuil de 5% pour le panel tout entier suivant les statistiques (P_t inférieures à 5% dans 4 cas sur les 4 relations proposées). Il existe donc un mécanisme de correction d'erreur car à long terme les séries évoluent de façons similaires. Un modèle à correction d'erreur est donc nécessaire au niveau de la régression 1.

Au niveau de la régression 2, les résultats du tableau ci-dessus suggèrent que l'hypothèse nulle de non co-intégration peut être rejetée au seuil de 5% pour la plupart des variables en ce qui concerne le panel tout entier (les statistiques P_t sont inférieures à 5% dans l'ensemble des cas). Il existe donc un mécanisme de correction d'erreur car à long terme les séries évoluent de façons similaires. Un modèle de correction d'erreur est donc nécessaire au niveau de la régression 2.

Ainsi, notre modèle à correction d'erreur s'écrit :

Régression 1 :

$$\begin{aligned} \Delta ROE_{it} = & \beta_0 + \beta_1 ROE_{it-1} + \beta_2 Reserv_{it-1} + \beta_3 DoTA_{it-1} + \beta_4 ProvRisk_{it-1} + \beta_5 TxEndett_{it-1} \\ & + \sum_{i=1}^p \gamma_1 \Delta ROE_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_2 \Delta Reserv_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_3 \Delta DoTA_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_4 \Delta ProvRisk_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^p \gamma_5 \Delta TxEndett_{t-i} + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

Régression 2 :

$$\begin{aligned} \Delta TxEBE_{it} = & \beta_0 + \beta_1 TxEBE_{it-1} + \beta_2 Reserv_{it-1} + \beta_3 DoTA_{it-1} + \beta_4 ProvRisk_{it-1} \\ & + \beta_5 TxEndett_{it-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_1 \Delta TxEBE_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_2 \Delta Reserv_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_3 \Delta DoTA_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^p \gamma_4 \Delta ProvRisk_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_5 \Delta TxEndett_{t-i} + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

Comme pour tout modèle dynamique, l'on se servira des critères d'information (AIC, SCH et HQ) pour déterminer le décalage optimal (p^*) ; un décalage optimal est celui dont le modèle estimé offre la valeur minimale d'un des critères énoncés : celui d'Akaike (AIC), celui de Schwarz (SCH) et celui de Hannan et Quinn (HQ). Leurs valeurs sont calculées comme suit : $AIC(p) = \log \Sigma^- + \frac{2}{T} n^2 p$

$$SCH(p) = \log \Sigma^- + \frac{\log T}{T} n^2 p \quad HQ(p) = \log \Sigma^- + \frac{2 \log T}{T} n^2 p$$

Avec : Σ , matrice des variance-covariance des résidus estimés ; T, nombre d'observations ; p, décalage ou log du modèle estimé ; et n, nombre de régresseurs.

Avant l'estimation de notre modèle nous avons procédé à l'estimation du nombre de retard optimal au travers du critère d'Akaike (AIC). Le retard optimal déterminé est donc de 1.

4. Résultats de l'estimation du modèle

Dans cette partie, il s'agit de présenter les résultats de l'estimateur PMG de nos deux variables

dépendantes.

Tableau 5 : Résultats d'estimation selon les performances ROE et Tx_EBE

	Résultats de l'estimation avec le ROE	Résultats de l'estimation avec le Tx_EBE
	(1) D.ROE	(2) D.Tx_EBE
\ln_reserv	-0.113*** (-8.32)	0.132*** (3.79)
$\ln_DotAmor$	0.129*** (7.48)	-0.197** (-2.96)
$\ln_ProvRisk$	0.000612 (0.14)	0.0412 (1.71)
$TxEndett$	-0.0142*** (-9.61)	0.00711*** (6.30)
SR		
\ln_reserv	-0.518*** (-6.89)	-1.083*** (-16.51)
$D.\ln_reserv$	-0.00330 (-0.02)	-1.244 (-0.65)
$D.\ln_DotAmor$	0.0756 (0.63)	-1.633 (-1.32)
$D.\ln_ProvRisk$	0.0338 (0.56)	0.753 (0.75)
$D.TxEndett$	-0.0150 (-1.18)	0.150 (1.40)
$_cons$	-0.0210 (-0.17)	0.290 (0.85)
N	448	448

Source: Les calculs des auteurs

t statistics in parentheses ; * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

4.1- Interprétations des résultats avec le ROE

Les résultats des estimations par la méthode de Pooled-Mean Group sont consignés dans le tableau. Les résultats montrent les coefficients estimés avec les variables des réserves (Reserv), le taux d'endettement (TxEndett) sont négatifs et significatifs au seuil de 1 % à long terme ; que le coefficient estimé avec la variable des dotations aux amortissements (DotA) est positif et significatif au seuil de 1% à long terme. Tandis que le coefficient estimé avec la variable des provisions pour risque et charge est positif et non significatif au seuil de 1%.

❖ Les réserves

La significativité des réserves sur le rendement des capitaux propres s'oppose à nos attentes. Avec le résultat négatif obtenu, nous apercevons que les réserves influencent négativement le rendement des capitaux propres. Ce résultat pourrait s'expliquer par une raison. Les réserves importantes signifient que des sommes correspondantes au bénéfice restent alors dans la société, afin qu'elles puissent financer son développement. Il y'a donc une baisse au niveau du montant des capitaux qu'elle va investir. Ainsi, nos résultats correspondent aux dits de Magretta (2012).

❖ Dotation aux amortissements

La significativité de la dotation aux amortissements sur le rendement des capitaux propres est en phase avec nos attentes. Avec le résultat positif obtenu, nous apercevons que la dotation aux amortissements influence positivement le rendement des capitaux propres. Ce résultat pourrait s'expliquer par une raison. Les investissements, générateurs de dépenses, ont aussi, c'est contre-intuitif, un impact favorable sur la trésorerie de l'entreprise. Par le jeu de l'amortissement des immobilisations, des charges viennent diminuer le résultat fiscal imposable, sans toutefois correspondre à des sorties de trésorerie. Par ce jeu d'écritures, parfaitement légal, l'entreprise renforce sa capacité d'autofinancement. Il y a une notion assez complexe à intégrer dans la réflexion sur le « retour sur investissement », lorsqu'une entreprise renouvelle des biens durablement affectés à son exploitation. Contrairement aux charges d'exploitation et autres, qui grèvent le résultat de votre entreprise, la dotation pour amortissements de l'année (qui constate l'usure progressive d'une immobilisation) est une charge fiscalement admise mais qui ne correspond à aucun décaissement. Les comptables parlent de "charges calculées" ou encore de "charges non-décaissées". Ce résultat est donc conforme avec les propos de Wahlen (1994) qui met en évidence une relation positive entre le montant des provisions et les résultats des établissements de crédit. Il poursuit pour dire que la valorisation des cashs flows d'une banque est soumise aux fluctuations des dotations aux provisions.

❖ Provisions pour risques et charges

La non-significativité des provisions pour risques et charges sur le rendement des capitaux propres est en contradiction avec nos attentes. Avec ce résultat, nous constatons que les provisions pour risques et charges n'influencent pas le rendement des capitaux propres. Ce résultat pourrait s'expliquer par une raison. L'utilisation des provisions pour risques et charges n'a aucune répercussion sur le niveau de trésorerie de l'entreprise. Dans les faits, ce sont des charges dites calculées en opposition aux charges décaissées qui sont le fruit d'un paiement effectif.

Concernant les provisions, elles ont l'avantage dans la comptabilité d'obéir au principe de prudence. Dans le cas d'une entreprise en bon état, les provisions sont constatées d'une manière généreuse. Ce qui fait diminuer les profits de l'année mais les dirigeants disposent d'une réserve cachée (Bogliolo, 1998, c ; Young, 1998), qui sera utile pour couvrir les profits d'années suivantes qui sont moins satisfaisants. Pour remédier à ce biais, on détermine la variation annuelle du compte :

- En cas de l'observation d'un accroissement des provisions sur l'année, on ajoute le montant de cet accroissement au résultat opérationnel. Cela montre que l'entreprise a constaté une charge non assortie d'une sortie de trésorerie.
- Dans le cas contraire, on déduit du résultat opérationnel le montant de la baisse. Cette diminution signifie que les provisions passées les années précédentes ont été payées, au moins en partie.

Le solde du compte de provisions est ajouté au capital investi. En effet, le traitement des provisions pour dépréciation d'actifs, des provisions pour risques et charges ou pour impôts différés, consiste à augmenter les fonds propres.

❖ Taux d'endettement

Les résultats de notre analyse de régression montrent qu'il existe une relation négative entre le niveau d'endettement global et la rentabilité financière. Ces résultats suggèrent que l'augmentation de l'endettement global est liée à une dégradation de la rentabilité financière, ce qui concorde avec les observations de Kolsi et Ghorbel (2011), qui ont également noté un effet négatif de l'endettement sur la rentabilité financière. Cependant, ces résultats diffèrent de ceux de Peter, Shapiro et Young (2005), qui ont constaté une corrélation positive entre l'endettement et la rentabilité financière.

4.2- Interprétations des résultats avec le TxEBE

Les résultats des estimations par la méthode de Pooled-Mean Group sont consignés dans le tableau. Les résultats montrent les coefficients estimés avec les variables des réserves (Reserv), le taux d'endettement (TxEndett) sont positifs et significatifs au seuil de 1 % à long terme ; que le coefficient estimé avec la variable des dotations aux amortissements (DotA) est négatif et significatif au seuil de 1% à long terme. Tandis que le coefficient estimé avec la variable des provisions pour risque et charge est positif et non significatif au seuil de 1%.

❖ Les réserves

La significativité des réserves sur le taux d'excédent brut d'exploitation s'oppose à nos attentes. Avec le résultat positif obtenu, nous apercevons que les réserves influencent positivement le taux d'excédent brut d'exploitation. Ce résultat pourrait s'expliquer par une raison. Les réserves ont un rôle primordial pour la solidité financière de votre entreprise en prévision d'aléas d'exploitation. Elles augmentent l'autofinancement de l'entreprise : les actionnaires ont le choix entre distribuer le résultat ou le placer en réserves, par conséquent, s'il n'est pas distribué, l'entreprise disposera de plus de cash dans sa trésorerie. Elles augmentent la résistance de votre entreprise : les réserves font partie des capitaux propres de l'entreprise, ainsi leur augmentation renforce la structure du bilan. Les réserves permettent d'absorber les pertes lors d'un exercice déficitaire. Elles constituent donc une marge de sécurité financière pour système de production de valeur de l'entreprise.

❖ Dotation aux amortissements

La significativité des dotations aux amortissements sur le taux d'excédent brut d'exploitation est en phase avec nos attentes. Avec le résultat négatif obtenu, nous apercevons que les dotations aux amortissements exercent une influence négative sur le taux d'excédent brut d'exploitation. Ce résultat pourrait s'expliquer par une raison. L'Excédent Brut d'Exploitation (EBE) d'une entreprise est un solde intermédiaire de gestion, soit un ratio financier qui montre la richesse dégagée par l'entreprise grâce à son simple système de production de valeur, sans prendre en compte la manière dont l'entreprise finance son activité, sa politique d'amortissement, ni les éléments exceptionnels liés à son cycle d'exploitation. La dotation aux amortissements traduit la dépréciation des biens de production. Cette dépréciation se produit en raison de leur usure ou simplement en raison du fait que les techniques ayant fortement évolué, le matériel devient obsolète et perd donc de la valeur. La dotation aux amortissements impacte donc directement le système de production de valeur de l'entreprise.

❖ Provisions pour risques et charges

La non-significativité des provisions pour risques et charges sur le taux d'excédent brut d'exploitation est en contradiction avec nos attentes. Avec ce résultat, nous constatons que les provisions pour risques et charges n'influencent pas le taux d'excédent brut d'exploitation. Ce résultat pourrait s'expliquer par une raison. L'excédent brut d'exploitation, communément désigné sous le sigle d'EBE, correspond à la ressource d'exploitation dégagée par l'entreprise au cours d'un exercice comptable, après le versement des cotisations sociales mais avant le versement des dotations aux amortissements. L'EBE n'inclut ni les provisions ni les transferts d'un exercice à un autre ; il tient compte uniquement des charges d'exploitation et des produits qui impliquent des mouvements de caisse.

❖ Taux d'endettement

La significativité du taux d'endettement sur le taux d'excédent brut d'exploitation s'oppose à nos attentes. Les résultats de notre régression indiquent une influence positive entre le taux d'endettement globale et le taux d'excédent brut d'exploitation (TxEBE). L'endettement est l'un des aspects fondamentaux à la détermination de la rentabilité, car il constitue une partie intégrante de la structure financière de l'entreprise, et il permet de poursuivre la politique d'investissement tracée initialement. L'entreprise garantit la continuité de son activité lorsque l'autofinancement est insuffisant. L'endettement à moyen et long terme relève des décisions financières stratégiques de l'entreprise lorsque les fonds propres sont insuffisants pour financer les investissements qui impliquent la dépense d'une somme importante d'argent dans le présent pour espérer des cash-flows positifs dans le futur.

5. CONCLUSION GENERALE

L'objectif majeure de notre étude était de mettre en évidence l'effet de la gestion du risque opérationnel sur les performances bancaires dans la zone UEMOA. Pour atteindre cet objectif, nous avons eu recours à l'estimateur PMG appliqués aux données pour un panel des banques de l'UEMOA. Quatre banques par pays ont été retenues à l'exception de la Guinée-Bissau du fait du manque de données sur la période d'étude. Après avoir effectué les analyses économétriques entre les performances et les indicateurs de la gestion du risque, nos résultats indiquent que les variables liées aux risque (les réserves, les dotations aux amortissements et le taux d'endettement), ont un effet différent selon le type de performance (ROE : rendement des capitaux propres et EBE : rentabilité de l'exploitation courante de l'entreprise). Les réserves et le taux endettement influencent négativement le rendement des capitaux propres mais positivement la rentabilité de l'exploitation courante de l'entreprise. En outre, une augmentation des dotations aux amortissements accroît le rendement des capitaux propres mais tire vers le bas la rentabilité de l'exploitation courante de l'entreprise.

Ces résultats suggèrent quelques limitent relatives à notre étude. Pour ces raisons, nous pensons qu'il serait important de mener des études encore plus poussées sur différents axes de la performance. En effet, si les réserves influencent négativement le rendement des capitaux propres de l'exercice, les réserves contribuent à la capacité d'autofinancement de l'entreprise, la rendant moins dépendante des organismes prêteurs et financements extérieurs, et vont lui permettre de faire de nouveaux investissements pour développer ses activités dans le futur.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Anaman, K. A. (1985). *Economic Analysis of Farm-Firm Management Risk in North Florida*, (Thèse), 8-9
- Anthony, C. & Niguel, T. (2002). Plutôt prévenir que guérir, 2002, *LES ECHOS*. N° 18.246 du jeudi 28 septembre 2000.
- Assandé. K. P. (2014). *Performance des entreprises en Côte d'Ivoire : Analyse des déterminants de la création de valeur actionnariale par les firmes à capitaux privés, une approche par les indicateurs comptable*.
- Assienin, K. A. & Ouattara, A. (2016). *L'Impact de la Gestion des Risques Opérationnels sur la Performance des Entreprises non Financières*.
- Aubert, B. A. & Bernard, J. G. (2004). Mesure intégrée du risque dans les organisations. Montréal, *Presses de l'Université de Montréal*, 396-496.
- Barthélemy, B. (2002). *Gestion des Risques : Méthodes d'optimisation globale*. Paris, éditions des organisations, deuxième tirage, 34-36.
- Bertinetti, G. S. & al (2013). *The Effect of the Enterprise Risk Management Implementation on the Firm Value of European Companies*, Department of Management, Università Ca' Foscari Venezia Working Paper No. 10/2013.
- Bogliolo, F. (1998). « Retirer la comptabilité pour créer de la valeur (I) et (II) », *Les cahiers Entreprises et Finance, Chroniques de l'AGEFI du 9/9/98, du 30/9/98*.
- Bouabdallah, N. & Henchiri, J.E. (2020). « L'impact du risque opérationnel sur le risque de crédit et le risque de liquidité : cas des banques tunisiennes ». *Journal of Academic Finance*, 11(1), 151–175. <https://doi.org/10.59051/joaf.v11i1.393>
- Breitung, J. & Pesaran, M. H. (2007). Unit roots and cointegration in panels, In *The Econometrics of Panel Data: Fundamentals and Recent Developments in Theory and Practice*, Mátyás L, Sevestre P. (eds). Kluwer: Ch.8 (forthcoming).
- Breusch, T.S. & Pagan, A.R. (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics, *the review of economic studies*, 47(1), 239-253
- Brossier J. (1989). *Risque et incertitude dans la gestion de l'exploitation agricole*, Paris, Editions de l'ORSTOM, p. 25-46
- Colasse, B. (2001). *Comptabilité Générale Paris*, Economica.
- Cooke-Davies & al (2007). We're not in Kansas anymore, Toto: Mapping the strange landscape of complexity theory and its relationship to Project Management, *Project Management Journal*.
- Cordier, J. & al. (2008). La gestion des risques en agriculture de la théorie à la mise en œuvre : éléments de réflexion pour l'action publique. *Notes et études économiques*(30), p. 33-71.
- Culp, C. (2001). *The Risk Management Process: Business Strategy and Tactics*, 207-372
- Dionne, G. & Garand, M. (2000). Une mesure empirique des déterminants qui affectent la gestion des risques des entreprises non financières, *Cahier de recherche 00-09*, Octobre 2000, ISSN 1206-3290.
- Djezou, W. B. (2013). Analyse des déterminants de l'efficacité énergétique dans l'espace UEMOA, *European Scientific Journal ESJ* 9 (12), 259-276.
- Dufourn, N. & Pouteaux, C. (2014). Vendre le risque en entreprise : vers un « marketing du risque » adapté pour les établissements financiers. 2014, *Revue de Management et de Stratégie*, 43-53
- Engle, R. F. & Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 251–276

- Erkel-Rousse, H. (1995). Détection de la multicollinéarité dans un modèle linéaire ordinaire : quelques éléments pour un usage averti des indicateurs de Belsley, Kuh et Welsch, *Revue de Statistique Appliquée* 43 (4), 19-42.
- Lukianchuk, G. (2015). The impact of enterprise risk management on firm performance of small and medium enterprises, *European Scientific Journal (edition vol.11)*, 408-417
- Giorgio B. & al (2013). The effect of the enterprise risk management implementation on the firm value of European companies, *Working Paper (n.10/2013 of the Department of Management at Università Ca' Foscari Venice)*. P-1.
- Gordon, L. A. & al. (2009). Enterprise risk management and firm performance: A contingency perspective, *Journal of Accounting and Public Policy (vol. 28, issue 4)*, 301-327.
- Graham, J. R. & Roger, D. A. (2002). Do Firms Hedge in Response to Tax Incentives? *Journal of Finance (Vol. 57)*, 811-839.
- Henri Fayol (1916). Administration industrielle et générale [archive], *Bulletin de la Société de l'industrie minière*. 165-186
- Hoyt, R. E. & al (2006). The Value of Enterprise Risk Management: Evidence from the U.S. Insurance Industry, *Working paper of University of Georgia*, 5-23
- Hurlin, C. & Mignon, V. (2007). Une synthèse des tests de cointégration sur données de panel, *Economie prevision* (4), 241-265
- Joffre P. & Koenig G. (1985). Stratégie d'entreprise, *Economica*. 239.
- Stiglitz, J. (1989). Markets, market failures and development, *The American Economic Review (Vol. 79, N°2)*, 25
- Kashif, S. & Fong-Woon, L. (2015). A Conceptual Framework for Enterprise Risk Management performance measure through Economic Value Added, *Global Business and Management Research: An International Journal*, 7 (2), 344.
- King J. L. (2001). *Operational Risk, Measurement and Modelling*, 394
- Kloman, H. F. (2003). Integrated Risk Assessment: current views of risk management, *Editor: risk management report of 2003*.
- Knight, F. H., (1921). *Risk, uncertainty and profit*, Cornell University.
- Kolsi & Ghorbel (2011). Effet des mécanismes de gouvernance sur la performance financière et boursière : Cas des entreprises canadiennes, *Comptabilités, économie et société*, 2-23.
- Lukianchuk, G. (2015). The impact of enterprise risk management on firm performance of small and medium enterprises. *European Scientific Journal*, 11(13), 408-427.
- Meulbroek, L. K. (2002). Integrated risk management: for the firm: A senior Manager's guide, *Journal of Applied Corporate Finance* 14(1), 56-70.
- Miller, A. & al. (2004). Risk management for farmers, *Staff paper*, 4-11.
- Moschini, G. & Hennessy, D. (2001). Uncertainty, risk aversion, and risk management for agricultural producers, *Handbook of Agricultural Economics (Volumes 1a et 1b)*, 18.
- Munier, B. (2002). Le management des risques: un défi global, *Cahiers français*, N° 306
- Nocco, B. W. & Stulz, R. M. (2006). Enterprise Risk Management: Theory and Practice, *Journal of Applied Corporate Finance* (18, 4), 7-21
- Pagach, D. & Warr, R. S. (2010). *The Effects of Enterprise Risk Management on Firm Performance*. 28
- Pesaran, M. H. & al. (1999). Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels, *Journal of the American Statistical Association* (94), 446.

- Pesaran, M. H. (2003). *A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence*, Mimeo, University of Southern California.
- Pesaran, M. H. (2004). General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels, *CESifo Working Papers*, No.1233.
- Pesaran, M. H. (2007). A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-Section Dependence, *Journal of applied economics* (22, 2), 265-312
- Ramlee, R. & Ahmad, N. (2015). Panel Data Analysis on the Effect of Establishing the Enterprise Risk Management on Firms' Performances, *Proceedings of 4th European Business Research Conference 9 - 10 April 2015*,
- Saoussen, B. G. & Plihon, D. (2007). Politiques de libéralisation financière et crises bancaires, *Économie internationale* (n° 112), 5-28
- Savage, L. J. (1961). The foundations of Statistics Reconsidered, *University of California Press*, 575-586
- Shapiro, D. & Young, J. (2005). Corporate Governance, Family Ownership and Firm Value: The Canadian Evidence, *Corporate Governance* (vol. 13, n°6), 769-784.
- Smith, D. & Irwin, A. (2006). Complexity, risk and emergence: Elements of a management dilemma, *Risk Management: An International Journal* (8, 4), 221-226
- Székely, C. & Pálinkás, P. (2009). Agricultural Risk Management in the European Union and in the USA. *Studies in Agricultural Economics*, 55-72
- Taccola-Lapierre S. (2008). *Le dispositif prudentiel Bâle II, autoévaluation et contrôle interne : une application au cas français*, 128-129
- Wahlen, J. M. (1994). The Nature of Information in Commercial Bank Loan Loss Disclosures. *The Accounting Review* (69, 3), 455-478.
- Westerlund, J. (2007). Testing for Error Correction in Panel Data, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 69(6), 709-748.
- Winsen, F. V. & al. (2011). *Combining risk perception and risk attitude: A comprehensive individual risk behaviour model*, 3-12
- Young, D. (1998). « Rhône-Poulenc au crible de l'EVA », *L'expansion Management Review*, 64-71