

L'efficacité de la réglementation prudentielle à la lumière des accords de Bâle : cas des banques de la zone UEMOA

The effectiveness of prudential regulations in the light of the Basel agreements: the case of banks in the WAEMU zone

Babo Amadou BA

Doctorant

UFR Sciences Economiques et de Gestion (SEG)

Université Gaston Berger de Saint Louis

Laboratoire Saint-louis Etude et Recherché en Gestion (SERGE)

Sénégal

babo76@ymal.com

Mohamed Lamine MBENGUE

Enseignant-chercheur, Maître de Conférences Agrégé

UFR Sciences Economiques et de Gestion (SEG)

Université Gaston Berger de Saint Louis

Laboratoire Saint-louis Etude et recherché en Gestion (SERGE)

Sénégal

laminemb@gmail.com

Date de soumission : 15/09/2021

Date d'acceptation : 26/10/2021

Pour citer cet article :

BA. B A & MBENGUE. M L (2021) «L'efficacité de la réglementation prudentielle à la lumière des accords de Bâle : cas des banques de la zone UEMOA», Revue Internationale des Sciences de Gestion «Volume 4 : Numéro 4» pp : 732 - 759

Résumé

L'objectif principal de cet article consiste à étudier l'efficacité de la réglementation prudentielle en analysant la relation entre les normes Bâloises et le risque de défaillance des banques dans la zone UEMOA. Nous voulons prouver l'existence d'une relation négative et significative entre les accords de Bâle et le risque de faillite des banques. Notre étude porte sur 164 banques observées sur la période de 2000 à 2020. Les données sont issues des bases de données de la BCEAO du WDI. L'approche méthodologique sera l'analyse de survie avec les méthodes non paramétriques, semi-paramétriques et paramétriques. Les résultats des estimations du modèle de Cox par la méthode de maximum de vraisemblance partielle montrent que les ratios en terme de capitalisation et de liquidité sont efficaces pour réduire le risque de défaillance des banques de l'UEMOA. La valeur de notre recherche se situe dans l'étude d'un domaine peu ou pas exploré car c'est à partir du 1er janvier 2018 que les établissements financiers sont soumis à cette nouvelle réglementation. L'intérêt de l'étude se situe surtout sur les fonds propres et la liquidité.

Mots clés : capitaux propres ; risque ; défaillance ; réglementation prudentielle ; survie.

Abstract

The main objective of this article is to study the effectiveness of prudential regulation by analyzing the relationship between Basel standards and the risk of bank failure in the WAEMU zone. We want to prove the existence of a negative and significant relationship between the Basel accords and the risk of bank failure. Our study covers 164 banks observed over the period from 2000 to 2020. The data come from the databases of the BCEAO, GFDR and WDI. The methodological approach will be the survival analysis with non-parametric, semi-parametric and parametric methods. The results of the Cox model estimates using the partial maximum likelihood method show that the capitalization and liquidity ratios are effective in reducing the risk of failure of WAEMU banks. The value of our research lies in the study of a field that has been little or not explored because it is from January 1, 2018 that financial institutions are subject to this new regulation. The interest of the study lies mainly in equity and liquidity.

Keywords : Equity ; Risk; Failure ; Regulations ; Survival.

Introduction

Pour assurer sa survie, une zone monétaire doit obligatoirement disposer d'un système bancaire résilient. Durant les 40 dernières années, le monde a fait face à de nombreuses crises financières, avec particulièrement les défaillances successives des grandes banques internationales. Cette situation a permis de poser la problématique des risques bancaires et de manière spécifique les risques systémiques, de liquidité et d'insolvabilité. Ce qui a permis à Séné et al. (2021) de dire que si la solidité financière des grands groupes bancaires se détériore, il pourrait y avoir des effets de contagion qui pourraient affaiblir le système bancaire de l'UEMOA. Toutes ces crises ont accéléré l'urgence de consolider l'approche macroprudentielle et de repenser les normes microprudentielle de la surveillance des institutions bancaires.

Au début des années 80, la zone a fait face à une crise bancaire qui a bouleversé tout le paysage bancaire de la zone entre 1980 et 1995. L'urgence de mettre en place la supervision bancaire était devenue obligatoire. Cette crise a obligé les autorités de l'UEMOA d'entreprendre d'importantes réformes, plus particulièrement la libéralisation financière au sens de McKinnon (1973) et Shaw (1973) et la création de la Commission Bancaire en 1990 avec un objectif de surveillance et de contrôle. A partir de ce moment, l'environnement bancaire a évolué en tenant compte des normes établies par la commission, jusqu'en 2000. En juin 1999, les règles prudentielles sont arrêtées par les autorités de l'UEMOA (BCEAO, 2000), qui se traduit par l'entrées en vigueur à partir du 1^{er} janvier 2000 des accords de Bale 1. Le 24 juin 2016, les autorités de l'UEMOA ont mise en place des règles prudentielles jusqu'alors basées sur les dispositions de Bâle I, pour les orienter vers les nouvelles normes de Bâle II et III. Ces dernières sont entrées en vigueur depuis 1^{er} janvier 2018, et l'objectif principal vise la résilience du système bancaire, qui doit répondre aux besoins des économies des États de l'UEMOA (BCEAO, 2017).

L'objectif de cet article consiste à répondre à la question liée au maintien d'un système bancaire, solide et résilient, répondant aux normes internationales. De manière beaucoup plus spécifique, l'article a pour objectif d'évaluer l'efficacité de la réglementation sous l'angle des normes Bâloises. Durant la période 2000-2020 pendant laquelle les accords de Bâle ont été appliqué dans les pays de l'UEMOA, notre article tente de montrer l'existence d'une relation négative et significative entre les accords de Bâle et le risque de défaillance des banques. Entre 2000 à 2020, des défaillances ont été notées dans le système bancaire, ainsi notre étude tente de déterminer les raisons de la défaillance des banques en analysant les causes de faillite des banques de l'UEMOA afin de déterminer l'impact des variables microbancaires,

particulièrement les fonds propres, ainsi que la liquidité des banques. La problématique centrale de cet article est :

Les nouvelles normes Baloises sont-elles efficaces pour réduire les risques de défaillance bancaires dans l'UEMOA ?

L'efficacité des accords peuvent être située dans leur capacité à réduire les risques de défaillance dans le système bancaire. Les exigences des accords prennent la forme de contraintes bilancielle (capitaux propres, trésorerie, etc..) adressées aux banques individuellement.

L'approche méthodologique sera l'analyse de survie avec trois types de méthodes. Les approches non paramétriques seront utilisées dans les statistiques descriptives, notamment l'estimateur de Kaplan-Meier pour estimer les fonctions de survie et les tests de LogRank pour la comparaison de deux fonctions de survie. Ensuite, pour l'approche semi-paramétriques le modèle de COX sera utilisé pour estimer notre modèle économétrique. Enfin pour tester la robustesse de notre modèle nous allons utiliser les approches paramétriques.

Dans le cadre de cet article nous allons d'abord faire une brève présentation du système bancaire de l'UEMOA ainsi que les accords de Bâle. Ensuite développer le cadre théorique et la revue de la littérature. Et enfin terminer avec l'approche méthodologique et la présentation des résultats.

1. Les spécificités de la régulation bancaire

1.1- Présentation du système bancaire de l'UMOA

De 2000 à 2017, le mécanisme prudentiel utilisé dans la zone s'appuyait sur les normes de Bâle I dont l'objectif consistait à promouvoir la résilience des banques pour protéger les clients (Gammadigbe, 2018). La réglementation est qualifiée prudentielle parce qu'elle vise à protéger le système financier dans son ensemble, ainsi que la sécurité des déposants. Les normes de Bale 1 étaient orientées vers les domaines suivants : les conditions d'exercice de la profession (les nomes de fonds propres sur le capital minimum), la réglementation de l'ensemble des opérations du système bancaire et les standards de gestion axés sur le ratio de couverture des risques (BCEAO, 2000). En référence à l'article 23 de la loi bancaire, les autorités de l'UEMOA avaient exigé un capital social au minimum égal à 1 milliard de FCFA. (BCEAO, 2018).

En 2007, les autorités ont décidé de relever le capital social minimum à 10 milliards en deux phases (01/2007/RB du 2 novembre 2007). Cette mesure avait pour objectif de promouvoir un système financier sain et solide, susceptible de contribuer efficacement au financement du

développement économique des Etats membres de l'UMOA. Dans une première phase, le capital social était porté à 5 milliards de F CFA à partir du 1^{er} janvier 2008. Les banques en activité étaient dans l'obligation de se conformer à cette nouvelle directive avant le 31 décembre 2010 (BCEAO, 2018). Les banques et établissements financiers étaient dans l'obligation de communiquer à la Commission Bancaire de l'UMOA, dans un délai de six (6) mois à compter du 1^{er} janvier 2008, un planning indiquant les mesures à prendre pour se conformer aux nouvelles exigences capital social minimum. Le deadline de cette seconde et dernière phase a été fixée au 1^{er} juillet 2017. Toutes les banques étaient obligées d'atteindre le seuil minimum de capital de 10 milliards de FCFA.

1.2- Les accords de Bâle

Les accords de Bâle sont placés au cœur du dispositif prudentiel du secteur bancaire. Ils ont un été dans un premier temps microprudentiel avant d'adopter une dimension macroprudentielle. Bâle I a placé au cœur de son dispositif le ratio Cooke (du nom du président du Comité alors en fonction), obligeant un ratio des fonds propres au minimum égal à 8%. Ce ratio permet de faire face aux actions imprévisibles : retournement de conjoncture, augmentation des impayés, retraits soudains aux guichets (banque run).

Le nouvel accord prudentiel de Bâle de 2004, ou « Bâle II », avait pour objectif de mieux évaluer les risques bancaires et à imposer un dispositif de surveillance prudentielle et une discipline de marché. Selon Hennani (2015), le ratio Cooke (capitaux propres/risque de crédit) présentait une approche quantitative. La qualité de l'emprunteur était un élément négligé, avec le risque de crédit qu'il représente. A partir de ce moment le Comité de Bâle a donc proposé un nouvel ensemble de recommandations, avec une mesure plus fine du risque de crédit, et a introduit dans le calcul, à côté des risques de crédit et de marché, les risques opérationnels. Ainsi, dans sa présentation Bâle II est devenu beaucoup plus complexe que Bâle I, avec notamment ces de trois «piliers». Le ratio de capital minimum est ainsi complété par un rôle plus important donné au superviseur (pilier 2) et des exigences de transparence beaucoup plus rigoureuses (pilier3), permettant l'exercice d'une certaine discipline de marché, en complément de la discipline règlementaire.

Les accords de Bâle III font suite aux insuffisances de la réglementation prudentielle mises en évidence par la crise des subprimes de 2007 (Rochet, 2008). La crise a permis de mettre en évidence l'ampleur systémique des risques due à l'interdépendance des banques (White, 2009). Selon Borio (2009), la crise financière de 2007 a non seulement fait ressortir les lacunes de la

surveillance microprudentielle mais a aussi justifié la mise en place d'une surveillance macroprudentielle dans l'évaluation de la vulnérabilité des systèmes financiers. Les décisions concernent : une dimension macroprudentielle sur les capitaux propres, la détermination d'un ratio d'effet de levier, et la détermination d'un minimum de liquidité.

2. Cadre théorique et études empiriques des normes prudentielles

Dans le cadre de notre étude nous avons relevé quatre théories, dont deux traditionnelles (théorie de la préférence des états et la théorie du choix de portefeuille) et deux modernes (théorie des contrats incomplets et le modèle des incitations).

Les théoriciens de la **préférence sur les états** sont Kareken et Wallace (1978), Dothan et Williams (1980). Leur modèle se base sur l'hypothèse d'un système de marchés complets dans lequel la banque est effectivement capable de se protéger en utilisant l'assurance dépôt. Ainsi, la garantie des dépôts fonctionne comme « une bouée de sauvetage », avec comme conséquence une augmentation de la prise de risque des banques. Pour éviter une prise de risque exagérée des banques, la solution consiste à mettre en place une réglementation prudentielle en terme de capitaux propres. C'est ainsi que le modèle de Keeley et Furlong (1989) a montré l'efficacité d'imposer aux banques une contrainte des fonds propres. A partir de ce moment la complémentarité des instruments de la réglementation prudentielle est devenue une condition nécessaire pour assurer son efficacité (assurance-dépôt et fond propre). Cette théorie est à l'origine de l'introduction de la notion de capital minimum.

Les premières théories des **choix de portefeuille** qui ont permis de formaliser le comportement des banques sont fournies par le modèle de Pyle (1971), celui de Hart et Jaffee (1974) et Kahane (1977). Les auteurs ont procédé à une analyse de la composition des portefeuilles des actifs et des passifs des banques, en leur imposant un minimum de fonds propres en fonction du portefeuille. Ces travaux ont été analysés et enrichis par la suite grâce aux travaux de Koehn et Santomero (1980), repris par Kim et Santomero (1988), développés dans la continuité du modèle plus ancien de Kahane (1977). Dans ce modèle le régulateur contraint la banque à calculer un levier d'endettement plus faible, c'est à dire les soumettre à un ratio de capital ($k = \text{fonds propres} / \text{actifs}$) plus contraignant. Ainsi, pour mettre en œuvre, une réglementation du capital efficace, la réponse est donnée par les travaux de Kim et Santomero (1988) et Rochet (1992) qui, par la même occasion, ont posé les bases du fondement théorique de l'harmonisation internationale du ratio de solvabilité (ratio Cooke) qui a débuté en 1988 : la **pondération**.

Le modèle de Dewatripont et Tirole (1993), qui utilise la **théorie des contrats incomplets** a été bâti initialement pour analyser la structure financière optimale d'une entreprise managériale et a ensuite été adapté par les auteurs pour l'analyse de la réglementation bancaire. Dans cette approche, la réglementation du capital a pour but de répartir les droits de contrôle au sein de la banque entre les actionnaires et le régulateur. Selon Couppey et Madiès (2015), le modèle permet de déterminer à partir de quel moment le régulateur intervient dans le fonctionnement de la banque. Le modèle se concentre sur l'analyse de la relation d'agence qui lie les actionnaires, les déposants aux dirigeants de la banque. Le point de départ c'est la délégation d'autorité des actionnaires envers les dirigeants. C'est ainsi que la réglementation prudentielle des banques trouve sa raison d'être dans la spécificité bancaire. Elle doit protéger les petits déposants ; on parle à ce niveau de la réglementation dite microprudentielle. La théorie des contrats incomplets développé par Dewatripont et Tirole (1993), a permis l'introduction du régulateur pour une réglementation microprudentielle.

Dans le cadre du **modèle d'incitation**, une asymétrie d'information entre les dirigeants de la banque et le régulateur peut exister (Couppey et Madiès, 2015). Plusieurs modèles ont été développés dans l'approche des incitations pour essayer d'expliquer le lien entre le ratio de capitaux propres et la prise de risque : Bensaid, Pages et Rochet (1995), Besanko et Katanas (1996), Giammarino, Lewis, and Sappington (1993). Dans le cadre d'une relation principal-agent, le régulateur (principal) doit définir un mécanisme de révélation optimal afin d'obtenir de la banque (agent) qu'elle révèle son information. Cette théorie marque l'introduction de l'obligation de publier toutes les informations au régulateur pour protéger les déposants : c'est la notion de discipline de marché.

Sur le plan empirique, plusieurs études ont analysé l'effet de la réglementaire sur la capitalisation. Abdelhamid B. (2018) a étudié l'efficacité de la réglementation en analysant la relation entre le risque et le niveau des fonds propres bancaires. Il a utilisé le modèle de Shrieves et Dahl (1992) qui donne un cadre d'analyse solide et adéquat par rapport aux objectifs de la recherche. L'auteur a modifié et testé empiriquement un échantillon de 255 banques des pays du G8 en utilisant la méthode des doubles moindres carrées (interrelation entre le risque et le capital). Les résultats obtenus montrent une relation positive entre la prise de risque et le niveau des fonds propres des banques étudiées. Globalement, un environnement réglementaire strict améliore la solvabilité des banques avec une différence de comportement entre les banques sous-capitalisées et les banques bien capitalisées.

Pour la zone UEMOA, Powo (2000) a utilisé un modèle logit pour étudier les causes des faillites bancaires sur un échantillon de 48 banques sur la période 1980-1995. Ses études ont montré qu'une sous-capitalisation a un impact significatif sur la probabilité de faillite. Par contre Dannon et Lobeze (2014) ont orienté leur étude sur une analyse empirique de l'impact de la régulation bancaire sur le risque de défaillance. L'échantillon était composé de 48 banques de l'UEMOA sur la période de 2000 à 2010. Dans leur étude, les auteurs ont utilisé le z-score comme indicateur de risque de défaut. Les résultats de leurs études ont montré que les banques disposant d'un ratio de solvabilité élevé ont un risque de défaillance plus faible. En 2021, Séné et al. ont examiné l'existence d'un risque systémique potentiel dans le secteur bancaire de l'UEMOA. Ils ont collecté des données de 102 banques dans les pays de l'UEMOA entre 2000-2017. Les résultats montrent que la plupart des banques ont une très faible probabilité de défaut, mais il existe une forte probabilité conjointe de défaut pour la plupart de banques. Il existe donc des grains de risque systémique dans l'UEMOA : si la solidité financière des grands groupes bancaires se détériore, il pourrait y avoir des effets de contagion susceptible d'affaiblir le système. D'où l'importance de cette approche macroprudentielle, surtout au niveau des grandes banques. Toujours dans la même lancée des EBIS, Mjojo et Sharimakin (2020) ont étudié, sur la période 2000-2016, la relation entre le développement des banques panafricaines et la stabilité du système bancaire, ainsi que les implications de l'entrée des banques étrangères non panafricaines en Afrique subsaharienne en utilisant des données bancaires annuelles. Les résultats ont montré un impact significatif sur l'amélioration de la stabilité bancaire avec l'entrée des banques panafricaines dans le système financier. En Afrique centrale Djekonbe (2018) a mis en évidence l'effet de la variation du capital bancaire sur la gestion du risque bancaire et de manière simultanée sur la structure du marché bancaire des pays de la CEMAC entre 2000 et 2015. L'utilisation des estimateurs des moments généralisés et ceux des moindres carrés conclut que la réduction des risques de défaillance et de perte de créances par la revalorisation du capital bancaire est plus accentuée chez les banques à caractère national qu'international. Au Nigeria Babajide Abiola A, Olokoyo, Felicia O. (2018) ont étudié l'analyse de survie sur le système bancaire de manière empirique. Les données pour les ratios bancaires sont collectées à partir des États financiers des banques et du livre d'informations de la Security and Exchange Commission. Dans cette recherche, 57 banques privées nigérianes ont été analysées, dont 39 sont des banques en faillite et 18 sont des banques en activité. Les données sont sous forme de panel, couvrant une période de 2003 à 2011. Les variables dépendantes sont en forme binaire afin de représenter la survie ou la défaillance. A ces variables dépendantes s'ajoutent des ratios

financiers utilisés pour prédire le processus de défaillance bancaire. Les résultats de cette étude ont permis de prédire les facteurs au niveau de la banque qui contribuent à la faillite bancaire. Les résultats ont montré que les prêts non couverts de risque représentent les principales causes de faillite des banques.

3. Approche méthodologique

3.1- Analyse de survie

Nous pouvons définir l'analyse de survie comme étant une méthode économétrique utilisée pour la première fois dans le secteur de la médecine (Hosmer et Lemeshow, 2008). Cependant sa généralisation dans le domaine de l'économie est l'œuvre de Lane et al. (1986). Leur études ont porté sur la détermination des facteurs causales de la faillite bancaire aux États-Unis entre 1979-1984. Pour ce qui concerne les données continues la durée de vie T , c'est-à-dire la durée de l'étude, est une variable aléatoire définie sur $[0, +\infty[$ à partir de la fonction de répartition F .

$$F(t) = P(T \leq t) = \int_0^t f(u) du$$

La fonction de survie $S(t)$ correspondant à la probabilité de survivre au-delà de la période est déterminé par :

$$S(t) = P(T > t) = 1 - F(t), t \geq 0$$

$S(t)$ est donc une fonction continue monotone non croissante telle que $S(0) = 1$ et $S(t) = 0$.

Dans notre analyse de survie la notion de risque représente un concept capital. C'est la probabilité qu'une banque soit en faillite dans l'intervalle de temps $[t + \Delta t[$ sachant qu'elle ne s'était pas réalisé avant t . Donc la probabilité p de défaillance d'une banque dans l'intervalle de temps $(t, t + \Delta t)$ est définie par :

$$p = P(t \leq T < t + dt | T \geq t)$$

La méthodologie de survie fait focus aussi au taux de défaillance $h(t)$ qui n'est rien d'autre que la probabilité instantanée qu'une banque devienne défaillante à un moment t étant donné qu'elle a subsisté pendant toutes les périodes antérieures t , soit :

$$h(t) = \frac{P(t \leq T < t + dt | T \geq t)}{dt} = -\frac{f(t)}{1 - F(t)} = \frac{f(t)}{S(t)}$$

3.2- Les approches méthodologiques

3.2.1- L'approche non-paramétrique

La particularité de l'approche non-paramétrique se situe au niveau de sa faculté à estimer la fonction de survie sans poser aucune hypothèse sur la distribution de T (Gammadigbe, 2018), en utilisant l'estimateur de Kaplan-Meier (1958). Ce dernier représente un estimateur du maximum de vraisemblance non-paramétrique de S(t). L'estimateur de Kaplan-Meier a tendance à intégrer des données issues des observations disponibles. Si nous représentons par N_i le nombre de banques en activité et D_i le nombre de banques défaillantes, la fonction est :

$$\hat{S}(t_2) = \left(1 - \frac{D_{t_2}}{N_{t_2}}\right) \times \hat{S}(t_1)$$

L'équation précédente donne une récurrence permettant de calculer $\hat{S}(t)$ pour tout temps d'évènement t observé, sachant qu'initialement $\hat{S}(0) = 1$:

$$\hat{S} = \prod_{t_i \leq t} \left(1 - \frac{D_i}{N_i}\right)$$

3.2.2- l'approche semi-paramétrique : le modèle de COX

Le modèle de Cox exprime la fonction de risque instantané de défaillance bancaire en fonction du temps t et des covariables X_1, X_2, \dots, X_n . Le taux de défaillance du modèle à risque proportionnel de Cox (1972) est :

$$h(t/X) = h_0(t) e^{\beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_n X_n}$$

- $h_0(t)$ représente le risque
- h_0 le risque de base ou instantané
- t le temps
- X_i les variables explicatives (covariables)
- β_i les coefficients de regression
- $h_0(t)$la fonction de risque de base

Le modèle de COX ne calcule pas directement le HR, il calcule par la méthode du maximum de vraisemblance le coefficient de régression β du modèle pour chaque variable de X, et on en déduit le HR.

$$HR = e^{\beta_i} \geq 0$$

$\beta = 0$ HR = 1 : pas d'effet de la variable X_i sur le risque global h

$\beta > 0$ HR > 1 : augmentation du risque global h lié à la variable Xi

$\beta < 0$ HR < 1 : diminution du risque global h lié à la variable X

3.2.2- L'approche paramétrique

Cette approche va nous permettre de tester la robustesse de nos résultats. L'utilisation des modèles de survie paramétriques implique la détermination d'hypothèses par rapport à la distribution de la durée T. Pour cela nous allons supposer que le taux de défaillance reste inchangé dans le temps, et que $h(t)$ est une constante h .

$$h(t) = \frac{F(t)}{S(t)} = -\frac{d \ln S(t)}{dt} = h$$

Dans le cadre de notre cet article, nous allons utiliser les distributions ci-après pour le test de robustesse : le modèle exponentiel et Gompertz. Les test AIC et BIC vont nous permettre de savoir quel est le modèle le plus adapté à notre étude.

3.3- Présentation des données et des variables

L'analyse porte sur un échantillon de 164 banques commerciales réparti dans les 8 pays de l'UEMOA sur la période de 2000-2020, soit un total de 1793 observations. La croissance économique des pays est mesurée par le taux de croissance du PIB nominal. Les données présentent ainsi la structure de panel non cylindré. Dans le cadre de cet étude, les données bancaires proviennent des états financiers de la BCEAO. Les données macroéconomiques sont tirées de deux bases de données : le PIB nominal est tiré de la base World Development Indicators (WDI) et les données de l'inflation proviennent la BCEAO. Toutes les variables sont établies en calculant des ratios au nombre de quatorze (14) dans le tableau 1.

- **Les variables micro bancaires** tirées des états financiers annuels publiés dans le site BCEAO sont : le ROA, ROE, CET1, FPR, T1, CB, LB, DB. En ce qui concerne ces variables bancaire, nous nous sommes basés sur le système CAMELS.

- **Les variables macro-économiques** concernent le taux d'inflation (INF) et le PIB nominal. Demirgüç-Kunt et Detragiache (1998) ont démontré que la baisse de l'activité économique impacte négativement l'activité des banques. Ainsi, les variables macroéconomiques sont introduit dans notre modèles afin de montrer les impacts sur l'environnement bancaire.

- **Les variables indicatrices** peuvent être spécifiquement liées au capital de la banque, c'est-à-dire les actionnaires de la banque la taille de la banque (total actif : bilan > 100 milliards) et le contole du capital (groupe bancaire, Etat, Etrangers).

Pour ce qui concerne la **défaillance bancaire**, elle est déterminée par une variable muette qui est égale à 1 durant l'année de défaillance, sinon 0. Selon Heffernan (2005) une banque est considérée défaillante dans les cas suivants : dépôt de bilan, retrait d'agrément, dissolution, liquidation, fusion, acquisition/absorption, sous administration provisoire.

Tableau N° 1 : Les variables du MODELE

TYPES	CODAGES	FORMULES	SOURCES
VARIABLES MICROBANCAIRES	ROE	Résultat net / capitaux propres	BCEAO
	ROA	Résultat net / total actif	BCEAO
	FPE	Fonds propres effectifs / total actif	BCEAO
	CET1	Fonds propres durs / total actif	BCEAO
	T1	Fonds propre de bases / total actif	BCEAO
	CB	Crédit bancaire / totalactif	BCEAO
	LB	Liquidité bancaire / total actif	BCEAO
	DB	Dépôt des clients /total actif	BCEAO
VARIABLES MACROECONOMIQUES	PIBN	Le taux de croissance du PIB nominal	WDI
	INF	Indice des prix à la consommation	BCEAO
VARIABLES INDICATRICES	TB	Taille de la banque (actif total)	BCEAO
	AB	Appartenance de la banque (groupe ou ind.)	BCEAO
	CB	Contrôle de la banque (nationale ou étrangère)	BCEAO
	OR	Origine des fonds (public ou privé)	BCEAO
DEFAILLANCE	Z-SCORE	Indicateur de défaillance	AUTEUR

Source : Conception auteurs

Mais nous avons uniquement deux variables d'intérêt :

- les ratios de fonds propres (CET1, T1 et FPE)
- le ratio de liquidité (LB).

Pour illustrer notre modèle empiriquement nous allons proposer deux hypothèses : la première sera axée sur les fonds propres de base durs, la seconde sur le niveau de liquidité des banques. Nos hypothèses sont les suivantes :

H1 : évaluer l'impact des fonds propres sur le risque de défaillance bancaire

H2 : mesurer le risque d'insuffisance de liquidité sur le risque de faillite bancaire

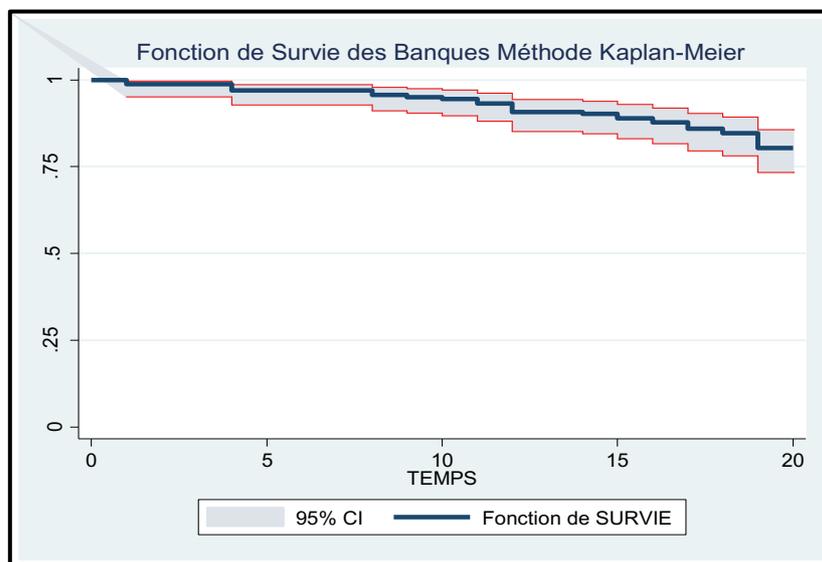
4. Présentation des résultats

4.1- Statistiques descriptives

Nous décrivons d'abord la fonction de survie des banques de l'UEMOA à partir de l'estimateur de Kaplan-Meier (1958). Ensuite nous allons graphiquement procéder à une comparaison des fonctions de survie avec le test du log-rank.

Le graphique N°1 permet de présenter globalement la fonction de survie des banques de l'UEMOA durant la période 2000 à 2020. Ainsi nous pouvons observer que le taux de survie des banques après dix, quinze et vingt ans est respectivement de 94,5%, 90,2% et 79,8%. Ceci pour montrer l'existence de défaillance sur cette période, avec un taux de 20,2%.

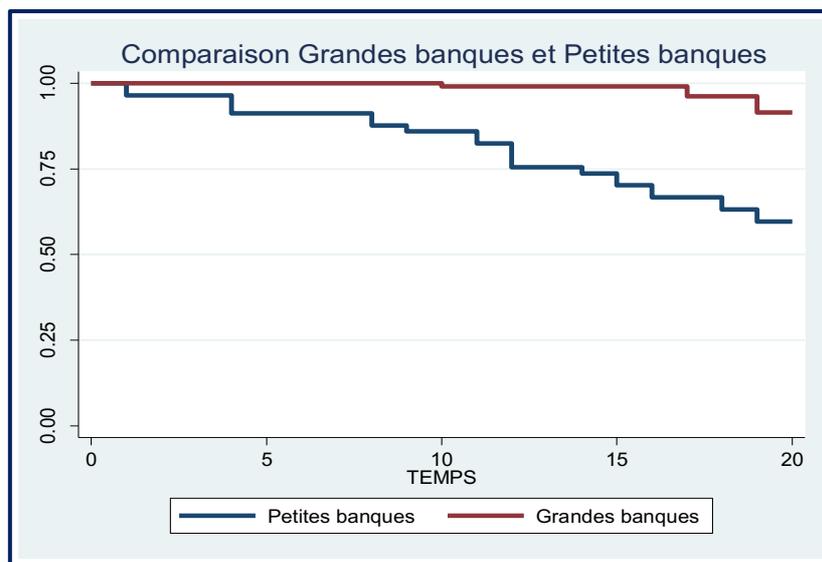
Graphique N° 1 : Fonction de survie des banques par la méthode de Kaplan-Meier



Source : Conception à partir de STATA

Le graphique N° 2 nous montre l'importance des grandes banques. En effet la survie des grandes banques est plus élevée que celle des petites banques à partir de quatre ans. Cette différence est très significative ($\chi^2 = 26.01$ et $p = 0.0000$) ce qui représente une très forte présomption contre l'hypothèse nulle lorsqu'on considère toute la durée de vie. Les grandes banques ont plus de chance de survie que les petites banques. D'où l'importance des EBIS.

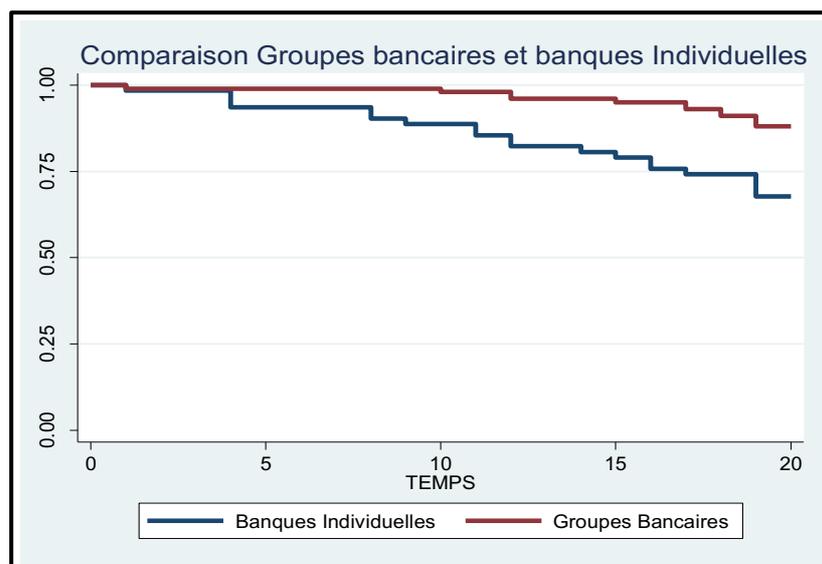
Graphique N° 2 : Comparaison grandes banques et petites banques



Source : Conception à partir de STATA

Dans le graphique N° 3, nous constatons que dans la zone UEMOA les groupe bancaires occupent un place capitale. Ce graphique montre que la fonction de survie de ces dernières domine celle des banques individuelles. Donc il n’y pas d’égalité de fonction car $p = 0.0178$ ($khi2 = 5.62$). Donc l’appartenance a un groupe bancaire a un impact sur la survie de la banque, car les groupes bancaires ont une force de frappe financière.

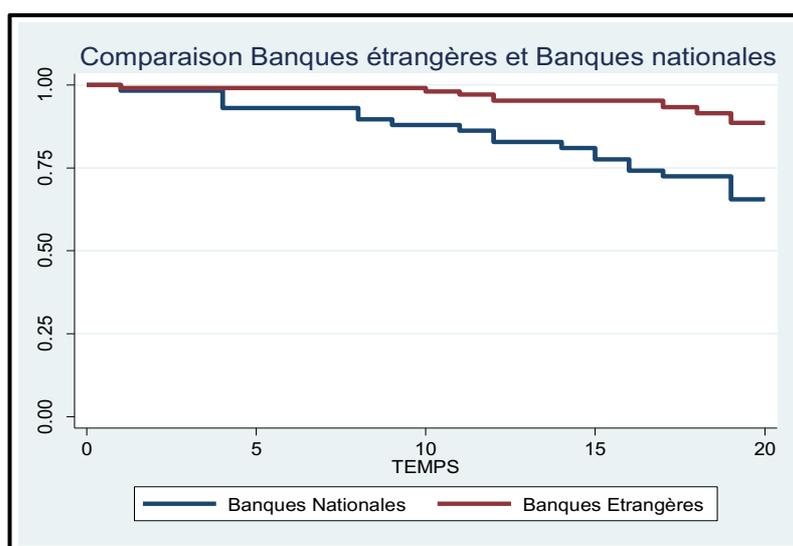
Graphique N° 3 : Comparaison groupes bancaires et banques individuelles



Source : Conception à partir de STATA

Dans le graphique N° 4, nous constatons que l'expérience et vécu sur le plan international, des banques étrangères permettent d'avoir une probabilité de survie plus élevée que les banques nationales. La différence est constatée à partir de la quatrième année ($p = 0,0004$ khi2 = 12,33) ; ce qui représente un rejet de l'hypothèse nulle. En effet les banques étrangères profitent de la santé financière de leurs maisons mère, ce qui leur permet d'être plus résilient.

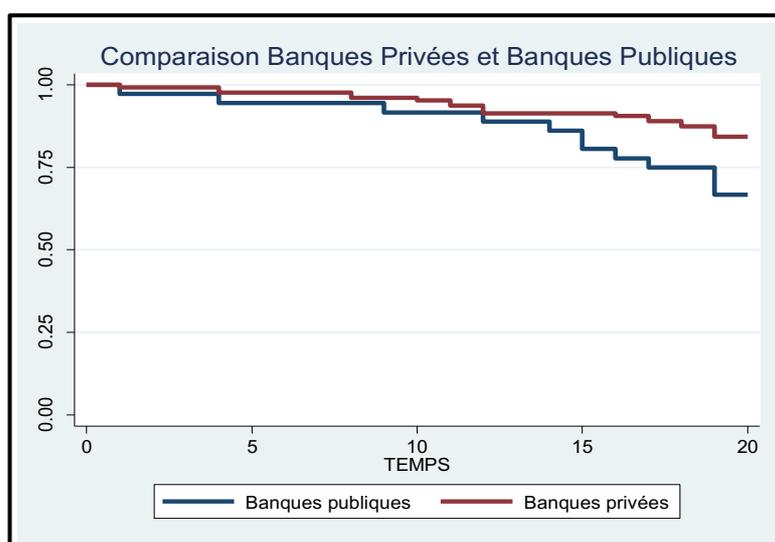
Graphique N° 4 : Comparaison banques étrangères et banques nationales



Source : Conception à partir de STATA

Enfin le graphique N° 5 nous montre que l'appartenance à une banque privée, n'est pas significative en matière de survie des banques car la valeur de $p = 0,024$ avec un khi2 = 5.08.

Graphique N° 5 : Comparaison banques privées et banques publiques



Source : Conception à partir de STATA

4.2- Test d'égalité des moyennes des variables

Nous allons calculer la moyennes de chaque ratio des banques (survivantes et défailtantes), à partir de l'égalité ou l'inégalité des variances.

Tableau N° 2 : Tests d'égalité de moyennes des variables bancaires

Variables	Définition	Moyenne		Différence	P-values	
		Banques Saines	Banques Défaillantes		Variances égales	Variances inégales
FPE	Fonds propres effectifs / total actif	0,0972223	-0,00775	0,1049723	0,0000	0,0000
T1	Fonds propre de bases / total actif	0,0934781	-0,020144	0,1136221	0,0000	0,0000
CET1	Fonds propres durs / total actif	0,0954725	-0,0225142	0,1179867	0,0000	0,0000
ROE	Résultat net / capitaux propres	0,1127901	-0,1285943	0,2413844	0,0000	0,0000
ROA	Résultat net / total actifs	0,0376822	-0,0174036	0,0550858	0,0000	0,0000
DB	Dépôt des clients / total actif	0,4649502	0,441679	0,0232712	0,0000	0,0000
CB	Crédit bancaire / total actif	0,3918779	0,3444347	0,0474433	0,0000	0,0000
LB	Liquidité bancaire / total actif	0,0516023	0,0658864	-0,0142841	0,0000	0,0000
z-score	Indicateur de défaillance z-score	2.087531	1.641517	0,4460139	0,0000	0,0000

Source : Calculs de l'auteur à partir des états financiers des banques et établissements financiers publiés par la BCEAO.*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Le tableau N°2 ci-dessus permet de faire une synthèse des résultats de cette analyse statistique. Nous pouvons constater une différence entre banques saines et défailtantes sur les ratios de rentabilité et sur le capital. En considérant le capital, nous constatons que les banques défailtantes ont des ratios de capitalisation négatifs, en moyenne -2,25% contre 9,54% pour les banques 'saines' lorsque les fonds propres durs sont considérés. Ensuite le même constat est effectué sur les fonds propres de base, car les banques saines présentent une moyenne de 9,34% alors que les banques défailtantes présentent un ratio de -2,01%. Enfin avec les fonds propres effectifs cette même différence entre banque saines et banques défailtantes est constatée. En effet les premières présentent une moyenne de ratio de 9,72%, alors que les secondes ont un ratio de -0,77%. Cette description permet de montrer toute l'importance des fonds propres dans la résilience des banques au sein de l'UEMOA. Les banques défailtantes se distinguent des banques survivantes par leurs rentabilités négatives. En ce qui concerne du rendement des capitaux propres (ROE) et du rendement des actifs (ROA) nous constatons qu'ils sont négatifs

pour les banques défailtantes (-12,85% et -1,74% respectivement), alors que les banques saines presentent des rations de 11,27% et 3,76%.

Au niveau des crédits bancaires, les banques défailtantes dispose d'un ratio plus élevé (34,44%) que les banques saines (39,18%). Cette situation est révélatrice des risques pris par les banques défailtantes dans l'octroi des crédits. Pour ce qui concerne les liquidité bancaires le ratio est positif au niveau des deux groupes ; 5,16% pour les banque saines et 6,58% pour les défailtantes. Dans le cadre de notre article nous avons utilisé l'indicateur z-score pour mesurer le risque de défailtance. Nous avons constaté qu'il est plus élevé pour les banques saines (2,08%) ce qui represente une faible probabilité de défailtance pour les banques saines.

4.3- Résultats des estimations du modèle de COX

Dans le tableau N° 3 c'est la dernière colonne (8) qui présente les coefficients des estimations du modèle complet avec toutes les variables.

Tableau N° 3 : Résultat des estimations du modèle de survie semi-paramétrique de Cox

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5	Modèle 6	Modèle 7	Modèle 8
VARIABLES BANCAIRES								
FPE	0,058*** (1,3326)	-1,0996*** (1,2483)	-0,497*** (1,2739)	-0,0862*** (1,2654)	0,3313*** (1,3251)	-1,4712*** (1,2748)	-1,4452*** (1,2696)	-1,5341*** (1,3066)
T1	-1,2537*** (1,3102)	-1,4657*** (1,3102)	-1,5357*** (1,3102)	-1,6651*** (1,3102)	-1,7337*** (1,3102)	-1,8007*** (1,3102)	-1,8543*** (1,3102)	-1,8657*** (1,3102)
CET1	-1,236*** (1,3154)	-1,352*** (1,3154)	-1,377*** (1,3154)	-1,451*** (1,3154)	-1,331*** (1,3154)	-1,551*** (1,3154)	-1,662*** (1,3154)	-1,751*** (1,3154)
ROE	-0,9859*** (0,2339)	-0,7331*** (0,244)	-0,8926*** (0,2473)	-0,866*** (0,2435)	-0,9621*** (0,2379)	-0,6492** (0,2524)	-0,6433** (0,2531)	-0,6518** (0,255)
ROA	-2,9299*** (2,0234)	-2,4222*** (1,9045)	-2,3562*** (2,0974)	-2,589*** (2,1216)	-3,0329*** (2,0427)	-2,2285*** (2,1017)	-2,001*** (2,1555)	-2,0116*** (2,1596)
DB	0,389 (1,2431)	-0,8147 (1,2735)	-0,237 (1,1613)	-0,1193 (1,1507)	0,4003 (1,2022)	-1,4876 (1,2547)	-1,5154 (1,253)	-1,5937 (1,2832)
CB	1,0296 (1,1836)	1,2086 (1,1425)	0,9012 (1,1465)	0,4643 (1,2018)	0,8645 (1,1785)	0,4672 (1,1847)	0,495 (1,1935)	0,4754 (1,1947)
LB	1,6687 (4,125)	3,4469 (4,0175)	1,4793 (4,448)	1,6262 (4,4073)	1,5333*** (4,2913)	-3,291*** (4,2458)	-3,1942*** (4,1412)	-3,1979*** (4,1378)
VARIABLES INDICATRICES								
TB		-1,9094*** (0,4303)				-1,8106*** (0,4556)	-1,6672*** (0,4638)	-1,6806*** (0,4665)
AB			-1,0309*** (0,4085)			-0,1507 (0,4897)	-0,2297 (0,4911)	-0,2259 (0,4917)
BC				-1,1932*** (0,4136)		-1,0163** (0,5159)	-0,9442* (0,5167)	-0,9631* (0,5203)

OR					-0,5696 (0,4036)	0,0099 (0,5069)	0,0447 (0,5066)	0,0711 (0,5163)
VARIABLES ECONOMIQUES								
PIB						-1,0108 (2,4527)		-1,7842 (1,6725)
INF							2,07552 (3,433)	2,09864 (3,5446)
Statistique de Wald	126,90	148,21	133,41	135,47	128,79	154,63	162,21	162,29
Prob. Wald	0,0002	0,0000	0,0000	0,0000	0,0002	0,0000	0,0000	0,0000
Observations	1792	1792	1792	1792	1792	1792	1792	1792

Source : Estimation de l’auteur sous le logiciel Stata, Ecart-types robustes entre parenthèses,

*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Dans notre modèle la colonne 8 permet de savoir qu’une augmentation d’une unité du ratio des fonds propres effectifs entraîne une réduction de 1,52% ($100 \times [\exp(-0,015341) - 1]$) de la probabilité de défaillance. Une augmentation d’une unité des fonds propres durs provoque une baisse de 1,73% de la défaillance bancaire. Et enfin les fonds propres de base sont susceptibles d’augmenter la survie des banques de 1.84% lorsqu’une unité est ajoutée. Ces résultats sont dans la même lignée avec ceux obtenus par Gamadigbe (2018), Dannon et Lobez (2014), Powo (2007) qui ont tous trouvé que dans la zone UEMOA les ratios de capital concourent à la réduction du risque de défaillance des banques respectivement sur la période 2003-2015, 2000-2010 et 1980-1995. Les ratios de rentabilité aussi favorisent la résilience des banques en diminuant aussi la probabilité de défaillance. En effet le ratio de rentabilité des actifs (ROA) permet de réduire la défaillance de 2,09%, tandis que la rentabilité des fonds propres (ROE) se situe à 0,64%. Pour ce qui concerne les autres variables microbancaires, nous avons constaté qu’une augmentation d’un point des dépôts bancaires augmente la probabilité de survie de 1,58%. Cependant le ratio des crédits bancaires a un impact très peu significatif sur le niveau de défaillance avec un signe positif. Cela signifie que si le ratio augmente d’un point le risque de défaillance augmente de 0,49%. Ce résultat, diffère avec ceux de Powo (2000) et Dannon et Lobez (2014) et Gamadigbe (2018). Mais le ratio de liquidité bancaire a un impact très significatif sur la survie des banques avec un taux de 3,14%. Les grandes banques de la zone ont plus de chances de survie avec une probabilité de 1,66%.

Maintenant par rapport aux variables macroéconomiques, nous pouvons voir que l’augmentation du PIB va se traduire avec un risque de défaillance plus faible. Le coefficient

de cette variable est significative avec une baisse de 1,76% de la défaillance, si toutefois la variable augment de un point. Ce résultat est identique avec plusieurs études empiriques antérieures [Powo (2007) ; Dannon et (2014)], qui ont montré que les banques choisent les actifs les moins risqués durant les périodes de croissance économique, mais aussi que la croissance économique augmenter le niveau de revenu des agents économiques ce qui leur permet d'honorer sans difficulté leurs échéances. Pour terminer, nous avons constater que l'inflation a un impact negatif sur l'activité bancaire. Nous constatons qu'une hausse d'un point de l'inflation augmente la probabilité de défaillance des banques de 2,11%.

Les nouveaux accords de Bâle ont mis l'accent sur un certain nombre de ratio parmi lesquels :

- le ratio du Fonds propre effectif..... -1,5341
- le ration du fonds propre de base -1,8657
- le ratio du fonds propre dur..... -1,751
- et le ratio de liquidité..... -3,1979

Toutes ces variables sont significatives et un impact sur la défaillance bancaire. Ce qui permet de justifier l'efficacité des normes prudentielles, et nous permet de confirmer nos deux hypothèses. Donc l'efficacité des accords de Bâle est mesuré par la contribution de chaque ratio à la baisse du risque de défaillance. Dans le cadre de notre article ces ratios ont confirmé toute l'efficacité des accords de Bâle qui ont comme mission principale la résilience du système bancaire au sein de l'UEMOA. L'efficacité de ses ratios sont aussi confirmé en Afrique [Powo (2000), Dannon et Lobeze (2014), Ndiaye (2014), Gammadigbe (2018), Djekonbe (2018), Garba (2010), Babajide Abiola A, Olokoyo, Felicia O. (2018)] aux Etats-Unis [Shrieves et Dahl (1992), Jacques et Nigro (1997), Jokipii et Milne (2010), Aggarwal et Jacques (2001), Cox R. Kimmel R. Wang G (2017), William R. Lane, Stephen W. Looney, James W. Wansley (1986) en Europe [Rime (2001), Bichsel et Blum (2004), Ediz, Michael et Perraudin (1998), Camara (2006, 2010), Altunbas et al. (2007), et dans le reste du monde [Gonzalez-Hermosillo et al. (1997), Dabos et Escudero (2004), Delis et Staikouras (2011), Abdelhamid A. (2016), Floquet and Biekpe (2008), Lee and Hsieh (2013)].

4.4- Tests de robustesse

Le modèle de Cox est un modèle semi-paramétrique, car la distribution exacte du risque ou de la survie n'est jamais connue, même si les coefficients du modèle ont pu être estimés à partir d'un ensemble de données. Le modèle de Cox est un modèle à **hasard** proportionnel (Proportional Hazard : PH), c'est-à-dire que le rapport des risques pour deux banques est

constant et indépendant du temps. Par opposition, un modèle paramétrique est un modèle dans lequel les temps de survie sont supposés être **distribués** selon une loi parfaitement connue. C'est la raison pour laquelle nous allons effectuer des tests de robustesse en utilisant deux types de distributions. Depuis le début, toutes nos estimations étaient basées sur le modèle de risque proportionnel de Cox (1972) dans la logique d'une approche semi-paramétrique. La question qu'on se pose est : **quels résultats économétriques allons-nous obtenir en utilisant une approche paramétrique ? nos résultats seront-ils toujours valables ?**

Deux distributions représentées dans le tableau N° 4 sont testées dans le cadre de notre article : la distribution exponentielle et Gompertz.

Tableau N° 4 : Distributions de survie retenues dans les tests de robustesse

Distribution	Taux de défaillance	Fonction de survie
Exponentielle	$h(t) = \lambda$	$S(t) = e^{-\lambda t}$
Gompertz	$h(t) = \lambda e^{\lambda t}$	$S(t) = e^{-[\lambda t - 1(e^{\lambda t} - 1)]}$

Source : Auteurs

Les résultats sont présentés au niveau des tableaux 5, 6. Ils permettent de confirmer nos résultats obtenus avec le modèle de Cox (1972). En effet avec les modèles paramétriques les ratios des fonds propres, de liquidité et le PIB influencent négativement la défaillance des banques alors que le ratio de crédit ainsi que l'inflation accroissent le risque de défaillance des banques.

Tableau N° 5 : Résultats des estimations du modèle de survie paramétrique avec une distribution exponentielle

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5	Modèle 6	Modèle 7	Modèle 8
Variables bancaires								
FPE	-4,3208*** (0,8276)	-4,1056*** (0,6909)	-3,6573*** (0,8158)	-2,6904*** (0,8944)	-2,9164*** (0,9116)	-2,7532*** (0,9122)	-2,8597*** (0,8572)	-2,7256*** (0,9219)
ROE	-1,1713*** (0,1787)	-0,6868*** (0,2094)	-0,9661*** (0,2141)	-0,9243*** (0,1833)	-1,1249*** (0,1944)	-0,5372** (0,2285)	-0,5148** (0,2334)	-0,5075** (0,234)
ROA	0,1476 (2,1631)	-1,4461 (1,8167)	2,3032 (2,2957)	1,18 (2,1484)	1,6629 (2,1601)	-0,627 (2,1678)	-0,8875 (2,2096)	-0,8842 (2,2096)
DB	-3,9634*** (0,5602)	-3,9373*** (0,6683)	-2,989*** (0,562)	-2,683*** (0,6146)	-2,7174*** (0,6609)	-2,7483*** (0,7926)	-2,9061*** (0,7515)	-2,7857*** (0,8101)
CB	-3,3225*** (0,6714)	-1,0318 (0,8539)	-2,678*** (0,6896)	-3,1719*** (0,7236)	3,3499*** (0,698)	1,247 (0,8651)	1,2294 (0,877)	1,2138 (0,8767)
LB	-2,3101 (3,7223)	-3,9316 (2,9924)	-1,9215 (3,7425)	-2,5521 (3,912)	-2,5302 (3,9758)	-3,5975 (3,026)	-3,8834 (2,9077)	-3,808 (2,9236)

Variables indicatrices									
TB		-2,2717*** (0,3959)					-1,9099*** (0,424)	-1,8775 (0,4222)	-1,8483*** (0,4283)
AB			-1,6419*** (0,3697)				-0,3361 (0,4634)	-0,3461 (0,466)	-0,3444 (0,4651)
BC				-1,6934*** (0,3769)			-1,1099** (0,4691)	-1,0749** (0,47)	-1,0557** (0,4725)
OR					-1,1765*** (0,3553)		-0,1096 (0,4587)	-0,0489 (0,4536)	-0,0924 (0,4649)
Variables économiques									
PIB							-0,2624 (2,5034)		-1,0634 (2,7807)
INF								7,0636** (3,1799)	7,4336** (3,3431)
Statistique de Wald	508,62	428,65	477,88	473,43	501,03	412,54	409,95	409,55	
Prob. Wald	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Observations	1792	1792	1792	1792	1792	1792	1792	1792	1792

Source : Estimation de l’auteur sous le logiciel Stata, Ecarts-types robustes entre parenthèses, *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Tableau N° 6 : Résultat des estimations du modèle de survie paramétrique avec une distribution de Gompertz

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5	Modèle 6	Modèle 7	Modèle 8	
Variables bancaires									
FPE	-4,4435*** (0,861)	-4,5015*** (0,7467)	-3,9318*** (0,8379)	-2,966*** (0,894)	-3,1159*** (0,9209)	-3,331*** (0,8941)	-3,6693*** (0,8483)	-3,5193*** (0,889)	
ROE	-1,1857*** (0,1814)	-0,7269*** (0,2103)	-0,9929*** (0,2165)	-0,9587*** (0,1853)	-1,1523*** (0,1978)	-0,5905*** (0,2261)	-0,5651** (0,2346)	-0,5564** (0,2341)	
ROA	0,1636 (2,1601)	-1,2367 (1,7939)	2,4596 (2,2941)	1,3091 (2,1142)	1,7325 (2,1417)	0,0517 (2,075)	0,1856 (2,1679)	0,1529 (2,1569)	
DB	-4,0742*** (0,6025)	-4,2664*** (0,7078)	-3,2276*** (0,5938)	-2,9467*** (0,634)	-2,912*** (0,6805)	-3,3201*** (0,8011)	-3,6971*** (0,7767)	-3,5498*** (0,8196)	
CB	-3,4317*** (0,704)	-1,2603 (0,862)	-2,8977*** (0,7078)	-3,4635*** (0,7415)	-3,5731*** (0,7237)	-1,5641* (0,8563)	-1,6504* (0,8731)	-1,6214* (0,8734)	
LB	1,8697 (3,8763)	2,9423 (3,2207)	0,8694 (3,9603)	1,4578 (4,166)	1,5889 (4,1757)	2,3421 (3,4265)	2,7974 (3,2958)	2,7243 (3,3185)	
Variables indicatrices									
TB		-2,3311*** (0,3984)					-2,0569*** (0,4297)	-2,0643*** (0,4336)	-2,0304*** (0,4376)
AB			-1,6888*** (0,3715)				-0,3088 (0,4659)	-0,337 (0,4679)	-0,3254 (0,4662)

BC				-1,7642*** (0,3793)		-1,3317*** (0,4676)	-1,3714*** (0,4692)	-1,3504*** (0,4709)
OR					-1,228*** (0,3559)	-0,1613 (0,4528)	-0,0568 (0,4518)	-0,1067 (0,4569)
Variables économiques								
PIB						-0,3171 (2,6675)		-1,7098 (3,1876)
INF							-10,3841*** (3,1584)	-11,0452*** (3,4302)
Statistique de Wald	168,26	160,29	165,54	159,68	164,34	143,47	142,25	139,81
Prob. Wald	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Observations	1792	1792	1792	1792	1792	1792	1792	1792

Source : Estimation de l'auteur sous le logiciel Stata, Ecart-types robustes entre parenthèses, *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Tableau N° 7 : Choix entre distribution paramétrique

Critère	Exponentiel	Gompertz
AIC ¹	157,4314	149,9526*
BIC ²	211,1919	208,1932*

Source : Auteurs

Nos deux modèles paramétriques ont confirmés les mêmes résultats que le modèle de COX. Donc ceci permet encore de confirmer la robustesse de nos résultats. Parmi les deux modèles paramétriques c'est la distribution de Gompertz qui s'adapte le mieux à nos résultats.

Conclusion

L'ampleur de la crise financière de 2008 a épargné les banques de l'UEMOA, mais la crise bancaire des années 80, dont les causes peuvent être orientées vers un problème de management des banques et un mauvais cadre macroéconomique, n'a pas épargné le système bancaire de l'UEMOA avec la faillite de 30 banques entre 1980 et 1995. Ainsi cet article s'est objectivement concentré sur l'efficacité de ces nouvelles normes de Bâle à travers l'analyse empirique du risque de défaillance des banques de la zone. Pour arriver à ces conclusions, nous avons

¹ Le critère d'information d'Akaike, (en anglais **Akaike information criterion** ou AIC) est une mesure de la qualité d'un modèle statistique proposée par Hirotugu Akaike en 1973

² Le critère d'information bayésien (en anglais **Bayesian information criterion** ; en abrégé BIC) est un critère d'information dérivé du critère d'information d'Akaike proposé par Gideon Schwarz en 1978.

mobilisé les modèles non paramétriques, semi-paramétriques et paramétriques. Ainsi, les résultats de l'étude nous ont démontré que les variables bancaires (fonds propres et la liquidité) et le PIB sont les variables susceptibles de diminuer le risque de défaillance des banques. Nous pouvons affirmer que les fonds propres jouent un rôle capital sur la baisse du risque de défaillance des banques. Nos résultats ont montré que les banques saines disposent d'une capacité à faire face aux risques de faillites. La robustesse de nos résultats a été vérifiée à partir des distributions paramétriques.

Pour finir nous allons mettre l'accent sur les éléments ci-après :

- **Apport théorique** : compte tenu de nos résultats sur les banques de l'UEMOA, notre étude renforce la teneur des quatre théories mobilisées dans le cadre de cette étude, ainsi que les conclusions avancées par d'autres chercheurs comme Powo (2000), Dannon et Lobez (2014), Ndiaye (2014), Gammadigbe (2018), Djekonbe (2018), sur l'importance des capitaux propres et de la liquidité dans la résilience du système bancaire.
- **Apport managérial** : sur le plan managérial les exigences réglementaires prennent la forme de contraintes bilancielle adressées aux banques individuellement. Leur construction est donc principalement microprudentielle. L'innovation importante des nouvelles normes de fonds propres réside dans la mise en place d'une batterie de ratios en fonction de la qualité des composantes de fonds propres (CET1, T1 et FPE) et des différents coussins (de conservation, contracyclique et systémique). Ainsi les banques doivent respecter les dispositions transitoires sur les capitaux propres et les coussins d'ici **2023**, de même que les dispositions sur les fonds propres de base (qui consiste à extraire progressivement les provisions réglementées et les fonds affectés des fonds propres de base) et des fonds propres complémentaires (qui consiste à ajouter progressivement les provisions réglementées et les fonds affectés dans les fonds propres complémentaires, sans oublier le retrait des emprunts subordonnés et les écarts de réévaluation) d'ici **2027**.
- **Perspective** : Si la crise des subprimes de 2007 est à l'origine des accords de Bâle III en 2010, c'est le lieu de noter que cette crise a été un catalyseur dans la création de la cryptomonnaie en 2009 : le Bitcoin. En effet certains clients avaient besoin de transparence et de traçabilité pour mieux réagir face aux pratiques de certaines banques telles que Lehman Brothers. La perte de confiance dans les systèmes de contrôle et de régulation est venue renforcer la création des cryptomonnaies. C'est dans cette

perspective que Sadjó. K & al. (2021) ont procédé à l'analyse de la contribution des différentes transactions de la technologie Blockchain pour l'amélioration de la qualité perçue de l'information comptable. Pour lutter contre l'absence d'un régulateur certaines banques centrales ont lancées une forme de cryptomonnaie est appelée Central Bank Digital Currency (CBDC) ou Monnaie Digitale de Banque Centrale (MDBC). Il s'agit d'une forme numérique de monnaie fiduciaire (euro, dollar, yuan...) émise, contrôlée et réglementée par la banque centrale d'un pays ou d'une zone monétaire. Cette monnaie permet de réduire les coûts d'intermédiations, faciliter et baisser les coûts des paiements transfrontaliers, développer une société sans cash, lutter contre le blanchiment d'argent et la corruption, ou développer l'inclusion financière. Une CBDC a les mêmes fonctions qu'une monnaie traditionnelle : un moyen de paiement, une réserve de valeur et une unité de compte. Il existe deux types de CBDC : détail et interbancaire. La Chine est le premier pays qui a développé depuis mai 2020 sa propre monnaie numérique : la Digital Currency Electronic Payment (DCEP). Le **e-yuan** est utilisée le plus souvent dans le domaines de la consommation, y compris les voyages, les services de réparation et d'entretien automobiles. Dans un premier temps, le e-yuan a été testée dans certaines villes chinoises (Shenzhen et Pékin). En fin mars 2021, certaines banques de Shanghai et de Changsha, ont commencé à accepter les demandes de particuliers portant sur l'ouverture de comptes e-yuan.

Selon le Gouverneur de la BCEAO (mars 2018), le bitcoin et les cryptomonnaies ne sont pas les bienvenus au sein de l'espace UEMOA. Selon lui, les cryptomonnaies présentent la faille congénitale de n'être adossées à aucune institution de type banque centrale qui puisse en garantir la valeur et la convertibilité. Et la forte volatilité de leurs cours, à l'image du Bitcoin, constitue un risque majeur pour les économies. C'est pourquoi nous posons la question :

Quel mécanisme mettre en place pour encadrer l'utilisation du Bitcoin dans la zone UEMOA ?

BIBLIOGRAPHIE

Abdelhamid B. (2018). « **Efficacité De La Réglementation Prudentielle Des Banques: Validation Empirique** ». Global Journal of Management and Business Research: C Finance Volume 16 Issue 1 Version 1.0 Year 2016

Aggarwal R. et Jacques K. (2001), « *The Impact of FDICIA and Prompt Corrective Action on Bank Capital and Risk: Estimates Using a Simultaneous Equations Model* », Journal of Banking and Finance, vol. 25, pp. 1139-1160

Bensaid B., Pages H., Rochet J.C. (1995), « **Efficient Regulation of Bank's Solvency** » mimeo IDEI ; communication AFSE, Septembre 1996.

Berger, Allen N.; Klapper, Leora F.; Turk-Ariss, Rima. 2008. « **Bank Competition and Financial Stability** » Policy Research Working Paper No. 4696. World Bank, Washington, DC. © World Bank.

Besanko D. et Kanas G (1996) « **The Regulation of Bank Capital: Do Capital Standards Promote Bank Safety?** » Journal of Financial Intermediation, 1996, vol. 5, issue 2, 160-183

Blair R et Heggstad A (1978) « **Bank Portfolio Regulation and the Probability of Bank Failure** » Journal of Money, Credit and Banking, 1978, vol. 10, issue 1, 88-93

Boyd J. H. et Graham S. L. (1986), « *Risk, Regulation and Holding Company Expansion* », Federal Reserve Bank of Minneapolis, Quarterly Review, printemps.

BRI (2017). « **Développer la résilience aux risques mondiaux : défis pour les banques centrales africaines** ». (BIS Papers n° 93

Camara B. (2018). « **Réglementation prudentielle et risque bancaire : incidence de la structure et du niveau du capital réglementaire** ». These de doctorat

Cihak M et Hesse H (2010) « **Islamic Banks and Financial Stability: An Empirical Analysis** » Journal of Financial Services Research, 2010, vol. 38, issue 2, 95-113

Coupey J. et Madiès P (2015). « **L'efficacité de la réglementation prudentielle des banques à la lumière des approches théoriques** ». Revue d'économie financière, n°39, 1997. Réflexion sur le système bancaire français. pp. 95-124

Cox 1972 « **Regression Models and Life-Tables** » Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological) Vol. 34, No. 2 (1972), pp. 187-220

Dannon, P Lobez F (2014) « **La régulation bancaire dans l'Union économique et monétaire ouest-africaine est-elle efficace ?** » Revue d'économie financière 2014/4 (N° 116), pages 279 à 304

Demirguc-Kunt, A. Detragiache, E. (1998a). “**Financial liberalisation and financial fragility**”, Working Paper, The World Bank, [http:// netec.mcc.ac.uk./WoPec](http://netec.mcc.ac.uk/WoPec).

Dewatripont, and Tirole. (1996). “**Governance Structures : Lmplications for Banking**”

Regulation. Vol. 20

Dothan and Williams, (1980). **“Banks, bankruptcy and public regulation”**.
Journal of Banking and Finance, 4 (no. 1) (1980), pp. 65-88.

Flannery M and Rangan K (2008) **« What Caused the Bank Capital Build-up of the 1990s? »** Review of Finance, 2008, vol. 12, issue 2, 391-429

Freixas X. and Rochet J., (2008), **« Microeconomics of Banking »** 2nd Edition, The MIT Press

Gammadigbe Vigninou (2018). **« survie des banques de l’uemoa : nouvelles exigences de fonds propres sont-elles pertinentes ? »**. Revue Economique Et Monetaire, N°24 - Décembre 2018

Goyeau D. et A. Tarazi (1992), **« Évaluation du risque de défaillance bancaire en Europe »**,
Revue d’économie politique, n° 102, pp. 249-280.

Giammarino, M, Lewis, Sappington. (1993). **“An Incentive Approach to Banking Regulation.”** Journal of Finance 48 (4): 1523–42

Hart and Dwight M. Jaffee (1974) **“On the Application of Portfolio Theory to Depository Financial”** Review of Economic Studies, 1974, vol.

Heffernan S. (2005), **« Modern Banking »** Paperback – The Wiley Finance Series

Hennani R. (2015) **« De Bâle I à Bâle III: les principales avancées des accords prudentiels pour système financier plus résilient »** ES n°2015-01

Houston J.F., Lin C., Lin P. et Ma Y. (2010). **« Creditor Rights, Information Sharing and Bank Risk Taking »**. Journal of Financial Economics, vol. 96, pp. 485-512

Hosmer D., Stanley Lemeshow (2008), **« Applied Survival Analysis: Regression Modeling of Time-to-Event Data »** , Second Edition

Jokipii, T. et A. Milne (2008). **“The cyclical behaviour of European bank capital buffers”**.
Journal of Banking and Finance, 32, 1440-1451

Kahane, Y. (1977). **“Capital Adequacy and the Regulation of Financial Intermediaries.”**
Journal of Banking & Finance 1: 1977.

Kaplan and Meier (1958) **“Non parametric Estimation from Incomplete Observations”**
Journal of the American Statistical Association, Vol. 53, No. 282 (Jun., 1958), pp. 457- 481

Kareken and Neil Wallace (1978) **“Deposit Insurance and Bank Regulation: A Partial-Equilibrium Exposition.”** . The Journal of Business, 1978

Keeley, M.C. Furlong, F.T. (1990), **“A reexamination of mean-variance analysis of bank capital regulation -** Journal of Banking and Finance 14, p. 69-84.

Kim, D., et Santomero M. (1988). **“Risk in Banking and Capital Regulation.”**

Journal of Finance 43 (5): 1219–33.

Koehn, M., et Santomero M. (1980). **“Regulation of Bank Capital and Portfolio Risk.”**
Journal of Finance 35 (5): 1235–44

Lane, W.R., S.W. Looney et J.W. Wansley, (1986) **“ An application of the Cox proportional hazards model to bank failure”**, Journal of Banking and Finance, Vol.10, 1986, 511- 531.

Leamer, Edward E, 1985. **“Sensitivity Analyses Would Help,”**
American Economic Association, vol. 75(3), pages 308-313, June.

Maechler A., Srobona Mitra, and DeLisle Worrell (2007), **« Decomposing Financial Risks and Vulnerabilities in Eastern Europe »** IMF working paper

McKinnon, Ronald I. (1973). **« Money and Capital in Economic Development »**
Washington D.C.: Brookings Institution

Ndiaye M. (2014), **« Prévention du risque de défaillance des banques de l’UEMOA : impact des fonds propres sur le risque de défaillance »** Papier présenté au colloque l’AETA, novembre 2014.

Powo Fosso B, (2000) **« Les déterminants des faillites bancaires dans les pays en développement: le cas des pays de l’UEMOA. »** Centre de recherche et de développement économique

Pyle, David H. 1971. **« On the Theory of Financial Intermediation.”**
Journal of Finance 50 (1): 319–39.

Rime B. (2001), **« Capital Requirements and Bank Behavior: Empirical Evidence for Switzerland »**, Journal of Banking and Finance, vol. 25, pp. 789-805

Rochet (1992) **« Capital requirements and the behaviour of commercial banks »**
European Economic Review, 1992, vol. 36, issue 5, 1137-1170

Roy, A., (1952). **« Safety First and the Holding of Assets »** Econometrica , Vol.20 (N°3), pp. 431-449, DOI: 10.2307/1907413

Sadjo. K & al. (2021) **« Contribution de la Blockchain à l’amélioration de la qualité de l’information comptable dans les établissements financiers au Cameroun »**, Revue du contrôle, de la comptabilité et de l’audit « Volume 5 : numéro 1 » pp : 47- 64.

Saidane, D., Sène, B., & Kanga, K. D. (2021). **« Pan-African banks, banking interconnectivity: a new systemic risk measure in the WAEMU »**. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 101405.

Sala-I-Martin (1997) **« I Just Ran Two Million Regressions »** The American Economic Review Vol. 87, No. 2,

Shaw Edward Stone, (1973), « **Financial deepening in economic development**, » Oxford University Press.

Shrieves R. E. et Dahl D. (1992), « *The Relationship between Risk and Capital in Commercial Banks* », Journal of Banking and Finance, vol. 16, pp. 439-457

Siry A. 2019. « **Résilience des banques aux chocs exogènes dans l’union économique et monétaire ouest africaine** » REVUE ECONOMIQUE ET MONETAIRE.

Wall LD, Peterson D (1995) « **Bank holding company capital targets in the early 1990s: The regulators versus the markets**” - Journal of Banking & Finance, 1995 - Elsevier

White L. J. (2009), « *The Credit-Rating Agencies and the Subprime Debacle* », Critica Review , vol. 21, n° 2-3, pp. 389-39