

REVUE ECONOMIQUE ET MONETAIRE

N° 31 - JUIN 2022



BCEAO
BANQUE CENTRALE DES ETATS
DE L'AFRIQUE DE L'OUEST



BCEAO

BANQUE CENTRALE DES ETATS
DE L'AFRIQUE DE L'OUEST

Siège - Avenue Abdoulaye FADIGA
BP : 3108 - DAKAR (Sénégal)
Tél. : +221 33 839 05 00
Télécopie : +221 33 823 93 35
Site internet : <http://www.bceao.int>

Directeur de Publication
Ndèye Amy Ngom SECK
*Directeur de la Recherche
et des Partenariats*

*Emails : courrier.zdrp@bceao.int
rem@bceao.int*

Impression :
Imprimerie de la BCEAO
BP : 3108 - DAKAR

Les opinions exprimées dans cette revue sont publiées sous la responsabilité exclusive de leurs auteurs et ne constituent, en aucun cas, la position officielle de la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO).

La reproduction intégrale ou partielle des articles ne peut être faite qu'avec l'autorisation préalable des auteurs. Les demandes sont adressées à la BCEAO à qui une copie du document contenant les articles reproduits sera remise.

Toutefois, sont autorisées les reproductions destinées à un usage strictement personnel et privé ou les analyses et courtes citations justifiées par le caractère scientifique ou d'information de l'œuvre dans laquelle elles sont incorporées, à condition d'en mentionner la source.

© 2020 - Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO)

Avenue Abdoulaye FADIGA BP 3108 Dakar Sénégal

ISSN 08505748

LISTE DES MEMBRES DES ORGANES DE LA REVUE ECONOMIQUE ET MONETAIRE

La REM est dotée d'organes conformes aux standards internationaux, à savoir un Secrétariat d'Edition, un Comité Editorial, un Comité Scientifique et un Directeur de Publication.

Le Comité Editorial est un organe interne à la Banque Centrale composé comme suit :

- le Directeur Général du Centre Ouest Africain de Formation et d'Etudes Bancaires, Président ;
- le Directeur de la Recherche et des Partenariats ;
- le Directeur des Enseignements et des Programmes de Formation ;
- le Directeur de la Conjoncture Economique et des Analyses Monétaires ;
- le Directeur des Etudes Economiques et de l'Intégration Régionale ;
- le Directeur des Statistiques ;
- le Directeur de la Stabilité Financière ;
- le Directeur des Activités Bancaires et des Financements Alternatifs.

Le Comité Scientifique regroupe des membres externes à la Banque Centrale, en l'occurrence des universitaires et des chercheurs de renom, reconnus pour leur expertise dans le domaine des sciences économiques et de la monnaie. Il est composé comme suit :

- Professeur Adama DIAW, Université Gaston Berger de Saint-Louis (Sénégal), Président ;
- Professeur Mama OUATTARA, Université Félix Houphouët-Boigny (Côte d'Ivoire), membre ;
- Professeur Idrissa OUEDRAOGO, Université de Ouaga II (Burkina Faso), membre ;
- Professeur Nasser Ary TANIMOUNE, Université d'Ottawa (Canada), membre ;
- Professeur Charlemagne Babatoundé IGUE, Université d'Abomey-Calavi (Bénin), membre ;
- Professeur Yaya SISSOKO, Indiana University of Pennsylvania (Etats- Unis d'Amérique), membre ;
- Professeur Ahmadou Aly MBAYE, Université Cheikh Anta DIOP de Dakar (Sénégal), membre ;
- Professeur Issouf SOUMARE, Université Laval (Canada), membre ;

- Professeur Akoété Ega AGBODJI, Université de Lomé (Togo), membre ;
- Professeur Jean-Paul POLLIN, Université d'Orléans (France), membre ;
- Professeur Georges KOBOU, Université de Yaoundé II (Cameroun), membre ;
- Professeur Ali LAZRAK, British Columbia University (Canada), membre.

Le **Secrétariat d'Edition** est assuré par la Direction en charge de la Recherche de la BCEAO.

Le **Directeur de Publication** de la Revue Economique et Monétaire (REM) est le Directeur en charge de la Recherche.

SOMMAIRE

AVANT-PROPOS.....	6
DETERMINANTS DE LA CROISSANCE ECONOMIQUE EN GUINEE-BISSAU : QUELQUES ENSEIGNEMENTS BASES SUR LES MODELES ARDL (AUTOREGRESSIVE DISTRIBUTED LAG).....	8
EFFET DE LA CONCENTRATION BANCAIRE SUR LA STABILITE DU SYSTEME FINANCIER DE L'UEMOA	36
NOTE AUX AUTEURS.....	70

AVANT-PROPOS

La Revue Economique et Monétaire (REM) est une revue scientifique éditée et publiée par la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO), dans le cadre de ses actions destinées à promouvoir la recherche au sein de l'Institut d'émission et dans les Etats membres de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA). Cette revue a pour vocation de constituer un support de référence pour les publications des universitaires et chercheurs de l'UEMOA, mais également pour les travaux de recherche qui s'intéressent aux économies en développement en général et à celles de l'Union en particulier.

Ce trente et unième (31^e) numéro de la Revue comprend deux (2) articles dont le premier est intitulé « *Déterminants de la croissance économique en Guinée-Bissau : quelques enseignements basés sur les modèles ARDL (Autoregressive Distributed Lag)* » et le second « *Effet de la concentration bancaire sur la stabilité du système financier de l'UEMOA* »

Dans le premier article, l'auteur, à travers des analyses basées sur les modèles ARDL (Autoregressive Distributed Lag), identifie les facteurs pouvant concourir à la croissance économique en Guinée-Bissau dans un court ou long terme. L'approche ARDL utilisée permet de tester la cointégration et d'évaluer la résilience de l'économie face aux chocs. En outre, les principaux déterminants de l'activité économique observés devraient permettre une meilleure définition des politiques économique et financière.

Quant au second article, il se propose de mesurer l'effet de la concentration bancaire sur la stabilité du système financier de l'UEMOA. Autrement dit, il s'agit d'évaluer l'incidence de la structure du marché bancaire sur la stabilité du système financier au niveau de sept (7) pays membres de l'UEMOA.

En ce qui concerne les facteurs de la croissance économique en Guinée-Bissau, il a été estimé que l'accumulation de capital physique, la population active et le niveau d'éducation sont les principaux déterminants de la croissance économique à court et long terme.

S'agissant des effets de la concentration bancaire sur la stabilité financière, les tests de stationnarité et de cointégration sur données de panel ont permis d'évaluer les indicateurs de concentration et de stabilité. Sur cette base, il a été observé que la concentration renforcerait la stabilité du secteur financier et que l'avènement de grandes banques performantes favoriserait la résilience du système financier.

Au total, les deux (2) articles publiés dans ce trente et unième (31^e) numéro de la REM permettent d'évaluer, d'une part, l'apport des facteurs principaux, tels que le capital physique et humain ainsi que l'éducation, à la croissance économique, et d'autre part, l'effet de la concentration bancaire sur la stabilité du secteur financier.

DETERMINANTS DE LA CROISSANCE ECONOMIQUE EN GUINEE-BISSAU : QUELQUES ENSEIGNEMENTS BASES SUR LES MODELES ARDL (AUTOREGRESSIVE DISTRIBUTED LAG)¹

Nivaldo Correia Mendes^a Cheikh Ahmed T. Sall^b Danso Yala^c Degol Mendes^d

Résumé

Cet article examine les déterminants à court et long terme de la croissance économique de la Guinée-Bissau, en adoptant une approche ARDL (Autoregressive Distributed Lag, Pesaran et al. 2001). Les résultats des estimations révèlent que l'accumulation de capital physique, la population active et le niveau d'éducation sont les principaux déterminants de la croissance économique en Guinée-Bissau, alors que l'ouverture commerciale a un effet mitigé sur l'activité économique, aussi bien à court qu'à long terme. Ces déterminants ont un impact plus élevé sur l'activité économique dans un contexte d'inflation et de déficit budgétaire maîtrisés. Au vu des spécificités du pays et des avantages comparatifs importants dans certains secteurs clés, des réformes d'envergure devraient être engagées en privilégiant, notamment, quatre axes, à savoir, la stabilité sociopolitique, l'assainissement des finances publiques, l'inclusion financière, et le renforcement de l'environnement de production.

INFORMATIONS SUR L'ARTICLE

Historique de l'article :

Soumis le 7 janvier 2019.

Reçu en première version révisée le 19 juin 2020.

Reçu en deuxième version révisée le 27 mai 2021.

Reçu en troisième version révisée le 16 juillet 2021.

Accepté le 21 juillet 2021

Classification JEL : B22 ; C22, C52, O47

Mots clés : Guinée-Bissau, croissance endogène, cointégration, modèles ARDL

¹ Nous avons bénéficié des observations et commentaires très utiles de trois référés anonymes et de M. Eric Girardin, Aix-Marseille University, CNRS & EHESS, Aix-Marseille School of Economics. Cependant, les opinions exprimées dans cet article sont exclusivement celles des auteurs qui sont les seuls responsables de toutes les imperfections. Elles n'engagent en aucune façon la BCEAO, ni le Secrétariat d'Etat du Plan et de l'Intégration Régionale de la Guinée-Bissau, ni la Commission de la CEDEAO, ni la BOAD.

^a Banque Ouest Africaine de Développement (BOAD), Economiste, actuellement en détachement auprès du Ministère de l'Economie et des Finances de la Guinée-Bissau ;

^b Corresponding author : PHD, Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO), Contrôleur des Opérations, BP 38 – Bissau – Guinée-Bissau ;

^c Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO), Economiste, Chef de Service des Etudes et de la Statistique, BP 38 – Bissau – Guinée-Bissau ;

^d Doctorant à l'Université de Coimbra (Portugal), ancien Secrétaire d'Etat au Plan et à l'Intégration Régionale et actuellement économiste à la Commission de la CEDEAO.

Abstract

This paper examines the short and long-term determinants of economic growth in Guinea-Bissau, using an ARDL approach (Autoregressive Distributed Lag, Pesaran et al, 2001). The results reveal that the accumulation of physical capital, the labor force and education are the main determinants of economic growth in Guinea-Bissau while trade opening has a mixed effect on economic activity as well as short than long term. These determinants have a higher impact on economic activity in a context of controlled inflation and budget deficit. In view of the specificities of the country and the significant comparative advantages in certain key sectors, major reforms should be undertaken, focusing in particular on four areas, namely, socio-political stability, fiscal consolidation, financial inclusion, and strengthening the production environment.

ARTICLE INFORMATIONS

Article history :

Submitted on January 7, 2019.

Received in first revised form on June 19, 2020.

Received in second revised form on May 27, 2021

Received in third revised form on July 16, 2021

Accepted on July 21, 2021.

JEL Classification : B22 ; C22, C52, O47

Keywords : Guinea-Bissau, endogenous growth, cointegration, ARDL models

INTRODUCTION

L'identification et l'évaluation des déterminants de la croissance économique ont toujours figuré parmi les principales préoccupations des analystes et des décideurs. Dans les pays en développement en particulier, une croissance économique forte et inclusive est nécessaire pour atteindre les objectifs de développement durable, d'où l'intérêt d'identifier les leviers sur lesquels s'appesantir.

L'objectif de cet article est d'identifier les déterminants à court et à long terme de la croissance économique de la Guinée-Bissau, en adoptant une approche ARDL (Autoregressive Distributed Lag, Pesaran et al. 2001) qui permet de tester la cointégration et d'évaluer la résilience de l'économie face aux chocs². L'identification des principaux déterminants de l'activité économique de ce pays apportera des éclairages utiles pour la définition des politiques économiques et financières.

La Guinée-Bissau³ est dotée d'un capital naturel considérable, avec une biodiversité variée et un sol fertile, recelant de larges réserves en minéraux. Malgré ce potentiel important, le pays n'arrive toujours pas à enclencher un réel processus de développement. Sur la période d'analyse (1973-2017), le pays a enregistré un taux de croissance moyen du PIB réel par tête de 0,4%, qui apparaît relativement faible par rapport aux objectifs de réduction de la pauvreté. A ce jour, le tissu économique du pays est très peu diversifié, avec un secteur industriel quasi-inexistant et une très forte dépendance vis-à-vis de la filière cajou. Au plan des infrastructures, l'offre d'électricité est très faible et les infrastructures portuaires et aéroportuaires obsolètes. A ces contraintes, s'ajoute un environnement des affaires peu attractif.

La Guinée-Bissau présente toutefois des atouts importants, notamment, son appartenance à l'espace UEMOA qui lui ouvre un marché plus élargi avec une monnaie stable et une inflation maîtrisée. Ainsi, une meilleure évaluation des déterminants de la croissance économique du pays pourrait s'avérer utile pour mieux appréhender les leviers sur lesquels s'appuyer pour définir les politiques susceptibles d'inscrire le pays sur un sentier de croissance forte et durable. De même, il est important d'identifier les principaux facteurs qui limitent l'expansion de l'activité économique en Guinée-Bissau, en vue de cibler les mesures correctrices à privilégier.

La littérature économique a identifié certains déterminants de la croissance économique dans les pays avancés et en développement. En effet, un consensus se dégage globalement sur le rôle positif de l'investissement (Romer, 1986 ; Ojo et Oshikoya, 1995 ; Bassanini et Scarpetta, 2011), du capital humain (Fischer, 1992 ; Knight et al., 1993 ; Lucas, 1988 ; Keller, 2006 ; Blankenau et al., 2007) et de l'environnement politique (Etat de droit, paix sociale, absence de corruption). Tarno (2012), en particulier, a centré ses analyses sur les pays de l'UEMOA pour montrer que les dépenses publiques de consommation, le capital physique et le capital humain sont les principaux déterminants de la croissance économique dans cette sous-région. Plus récemment, Diatta et Lo (2018) ont procédé à une analyse comparative des déterminants de la croissance économique des pays de l'UEMOA et des BRICS⁴. Leurs résultats mettent en relief les rôles de l'investissement en capital physique, du capital humain, de la population active et des dépenses courantes.

² L'approche permet d'estimer un coefficient dit de correction qui permet d'apprécier la vitesse à laquelle l'équilibre de long terme est restauré suite à un choc. Plus ce coefficient est élevé, plus l'équilibre de long terme est stable.

³ La Guinée-Bissau est un pays lusophone d'Afrique de l'ouest. Elle est devenue le huitième pays de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) en 1997, aux côtés du Bénin, du Burkina Faso, de la Côte d'Ivoire, du Mali, du Niger, du Sénégal et du Togo. Il existe au sein de cette Union une monnaie unique, le FCFA, arrimé auparavant au Franc Français et maintenant à l'Euro à un taux fixe. Récemment, des réformes ont été engagées au sein de l'UEMOA concernant le FCFA, mais la parité avec l'Euro demeure. Les pays de l'UEMOA sont également membres de la Communauté Economique des Etats de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO) qui compte sept (7) autres membres dont le Nigeria et le Ghana.

⁴ Brazil (Brésil), Russia (Russie), India (Inde) China (Chine) et South Africa (Afrique du Sud)

Toutefois, ces études n'ont pas pris en compte la Guinée-Bissau. Le CAPOD⁵, à travers une analyse réalisée en 2010 sur les sources de la croissance en Guinée-Bissau, a tout de même identifié certains déterminants, principalement l'investissement et les termes de l'échange. Cependant, l'étude ne distingue pas les déterminants de court et de long terme et certains facteurs potentiels, notamment le secteur financier et l'ouverture commerciale n'ont pas été explicitement pris en compte.

Pour évaluer les déterminants de court et de long terme de la croissance économique en Guinée-Bissau, nous avons privilégié une approche méthodologique qui s'inscrit dans le cadre des modèles de croissance endogène. L'estimation est basée sur les tests de co-intégration et l'adoption d'un modèle ARDL (Autoregressive Distributed Lag, Pesaran et al, 2001) qui constitue une alternative à la démarche de Johansen et Juselius (1990). Le choix des variables explicatives potentielles s'inspire des travaux réalisés sur les déterminants de la croissance économique dans les pays de l'UEMOA et des BRICS (Tarno, 2012 ; Coulibaly 2013 ; Diatta et Lo, 2018). Les estimations sont faites au niveau global et sectoriel, en prenant en compte les éventuels effets de seuil.

Les résultats des estimations révèlent que l'accumulation de capital physique, la population active et le niveau d'éducation sont les principaux leviers sur lesquels le pays devrait s'appesantir pour créer les conditions d'une croissance forte et durable, tandis que l'ouverture commerciale a un effet mitigé sur l'activité économique, aussi bien à court qu'à moyen et long terme. Ces déterminants ont un impact plus élevé sur l'activité économique dans un contexte d'inflation plus faible et de déficit budgétaire maîtrisés. Ces résultats exigent des mesures d'envergure pour entamer le processus de diversification de la base productive et des exportations, en vue de favoriser une meilleure intégration aux chaînes de valeurs mondiales. A cet égard, l'intégration du pays à l'UEMOA constitue un atout, puisqu'elle a permis de maîtriser l'inflation et offre un environnement plus propice à l'assainissement des finances publiques⁶.

L'étude apporte trois principales contributions. La première est d'avoir identifié de façon empirique certains facteurs impactant l'activité économique de la Guinée-Bissau, en distinguant les effets de court terme des effets de long terme. La deuxième est relative à l'évaluation de la résilience de l'économie de la Guinée-Bissau face aux chocs, à travers le coefficient de correction d'erreur qui offre une mesure de persistance des chocs sur l'activité économique. La troisième porte sur l'évaluation des seuils potentiels à partir desquels certains facteurs, tels que l'inflation et le solde budgétaire, pourraient avoir des effets différenciés sur la productivité des facteurs de production selon que le seuil est dépassé ou pas. A notre connaissance, aucune étude relative à ces questions n'a porté exclusivement sur l'économie de la Guinée-Bissau.

Le reste du document est structuré comme suit. La première partie retrace quelques enseignements issus des études théoriques et empiriques sur les déterminants de la croissance économique. La deuxième partie présente l'environnement de production, en mettant l'accent sur les contraintes et les défis à relever. La troisième est axée sur l'approche méthodologique. La quatrième expose les sources des données et les résultats des estimations. La dernière partie porte sur les conclusions et recommandations.

⁵ Le CAPOD (Centre for Academic, Professional and Organisational Development), dans le cadre d'un projet de l'UNDP de renforcement des capacités en conception et analyse des politiques de développement en Guinée-Bissau, a conduit des analyses sur les déterminants de la croissance du pays.

⁶ Après son intégration dans l'UEMOA, le Trésor National ne bénéficie plus d'avances auprès de la Banque Centrale et mobilise les ressources sur le marché des titres publics. Par conséquent, le pays doit s'atteler à avoir une qualité de signature lui permettant de s'endetter aux meilleurs taux.

I. QUELQUES ENSEIGNEMENTS ISSUS DES ETUDES THEORIQUES ET EMPIRIQUES

Le débat sur les déterminants de la croissance économique est au cœur de la recherche théorique et empirique depuis de nombreuses années. Ces travaux ont pour la plupart été orientés par deux contributions théoriques, à savoir la théorie de croissance néoclassique et la théorie de la croissance endogène.

La croissance néoclassique tire ses fondements des modèles de Solow et Swan (1956), qui sont basés sur les hypothèses de rendements d'échelle constants, de productivité marginale des facteurs décroissante et des conditions « *d'Inada* »⁷. Le modèle (sans progrès technique) se présente comme suit :

$Y_t = F(K_t, N_t)$, où Y représente la production, K le capital et N l'emploi supposé égal à la population. Avec les rendements d'échelle constants, $y_t = f(k_t)$ avec y la production par tête et k le capital par tête de travailleur ; f est à rendements marginaux décroissants⁸. Le modèle conduit à un processus d'accumulation de capital par tête décrit comme suit :

$Dk_t = sy_t - (n + \delta)k_t$, avec n qui représente le taux de croissance de la population, s le taux d'épargne et δ le taux de dépréciation du capital⁹. Il aboutit à un état stationnaire déterminé par un stock de capital par tête k^* tel que $k^* = \frac{sf(k^*)}{n+\delta}$, point où le taux de croissance de l'économie est nul. Ce modèle de base ne permettant pas d'expliquer la croissance à long terme de la production par tête, Solow introduit le progrès technique (comme un facteur résiduel ou exogène), avec une fonction de production qui peut s'écrire comme suit : $Y_t = F(K_t, A_t N_t)$, avec $A_t = A_0 e^{at}$ représentant le progrès technique, neutre au sens de Harrod, laissant inchangée la répartition du revenu entre les facteurs de production. Le modèle conduit à un équilibre où le taux de croissance de l'économie est égal à la somme des taux de croissance de la population active et du progrès technique. Au final, la croissance de long terme de la production par tête provient exclusivement d'un facteur résiduel au modèle ou exogène, qui est le rythme d'évolution du progrès technique¹⁰. Selon les conclusions de ce modèle, les comportements des agents, notamment en termes d'épargne, n'ont aucun impact sur la croissance à long terme.

Contrairement aux modèles basés sur les rendements décroissants des facteurs de production, dans le modèle de croissance endogène, les taux de croissance peuvent augmenter au fil du temps à un rythme déterminé par les comportements des agents. Comme l'ont indiqué Amable et Guellec (1992), le cœur de la croissance endogène réside dans l'hypothèse que la productivité marginale du capital ne s'annule pas lorsque le stock de capital devient grand. Ainsi, les tenants de cette théorie ont identifié les facteurs qui sont à l'origine des rendements croissants.

Pour Romer (1986), le caractère endogène de la croissance réside dans l'existence d'externalités liées à l'investissement en capital physique. Ainsi, l'investissement d'une entreprise accroît la productivité des autres firmes de l'économie, ce qui compense la baisse de l'efficacité marginale du capital. Au final, la fonction de production par tête est transformée comme suit : $y = Ak$. Elle devient proportionnelle au montant du capital et la croissance de l'économie égale au taux de croissance du capital. Avec cette formulation, la productivité marginale du capital ne s'annule pas

⁷ Ces conditions d'Inada ont pour but de garantir l'existence, l'unicité et la stabilité de la solution recherchée par le modèle.

⁸ $f'(k) \rightarrow 0$ lorsque $k \rightarrow \infty$

⁹ L'augmentation de la population (n) est extérieure au modèle donc exogène alors que celle du capital résulte du modèle (endogène)

¹⁰ L'accumulation de capital ne permet pas d'assurer la croissance à long terme du fait de la productivité marginale décroissante.

lorsque le stock devient grand du fait, notamment, des effets d'apprentissage (learning by doing) ou de complémentarité. Ce modèle justifie l'intervention de l'Etat qui peut notamment favoriser l'accumulation de capital dans les secteurs ayant davantage d'impacts sur les autres.

Lucas (1988) s'est appesanti sur le capital humain qui est également source d'externalités positives en indiquant que l'individu, en augmentant son niveau de compétence, impacte positivement l'efficacité des autres. Barro et Sala-y-Martin (1990) ont mis l'accent sur une intervention de l'Etat qui peut stimuler la croissance à travers l'investissement public dans les infrastructures, alors que Romer (1990) introduit l'apport de la connaissance technologique. Ces auteurs réhabilitent ainsi les dépenses publiques (d'éducation, d'infrastructures, de recherches) parmi les déterminants de la croissance à long terme, alors que dans le modèle de Solow, l'Etat ne joue aucun rôle particulier¹¹. Ces modèles, qui s'appuient certes sur des hypothèses souvent très fortes, permettent d'intégrer les comportements économiques et de mieux aborder les questions relatives au rôle des politiques économiques sur la croissance économique à long terme.

Au plan empirique, la plupart des études ont relevé le capital physique et l'investissement parmi les principaux moteurs de la croissance (Bassanini et Scarpetta, 2001 ; Ahn et Hemmings, 2000 ; Mankiw et al., 1992). Acikgoz and Mert (2014), adoptant une approche ARDL, ont relevé l'impact positif du taux d'investissement sur la croissance du PIB par tête de trois pays asiatiques (Hong-Kong, Corée et Taïwan). Les effets positifs de l'investissement ont également été relevés par Ojo et Oshikoya (1995) et Ténou (1999) dans le cadre des économies d'Afrique subsaharienne. Ces résultats sont en phase avec les externalités positives des investissements en capital physique soulevées par Romer (1986).

Le rôle de la population active est important dans les modèles classique et néoclassique, bien que les études empiriques présentent un faible consensus sur le sens de la relation avec la croissance économique. Ainsi, selon Birdsall et Sinding (2001), la croissance démographique impacte positivement la croissance économique lorsqu'elle est soutenue par l'éducation, la formation et la santé. Ce résultat qui s'inscrit au-delà du rôle de la population active, confirme surtout l'importance du capital humain soulevé par Lucas (1988). En effet, l'investissement en capital humain permet d'améliorer la qualité du travail et favorise l'innovation technologique. Le capital humain correspond à la quantité de travail valorisée en fonction de sa qualification. Toutefois, la plupart des spécifications empiriques utilisent les indicateurs d'éducation ou l'espérance de vie comme proxy. A cet égard, Keller (2006) a montré que les taux de scolarisation secondaire et supérieure contribuent de façon significative à la croissance. Plus récemment, Coulibaly (2013) a relevé les effets positifs des dépenses d'éducation en Côte d'Ivoire. D'autres auteurs ont également confirmé le rôle du capital humain dans le processus de croissance (Tenou, 1999 ; Gyimah-Brempong et al., 2006 ; Stengos et Aurangzeb, 2008).

L'instabilité politique a été relevée parmi les principales contraintes. En effet, elle impacte négativement le droit de propriété, défavorise l'investissement, et, par conséquent, la croissance économique (Barro, 1991). A cet effet, Izu et Motanda (2015) se sont interrogés sur l'impact de l'instabilité gouvernementale sur la croissance économique en République Démocratique du Congo (RDC). Il découle de leur analyse qu'à chaque remaniement, la croissance diminue tandis qu'une relation positive a été décelée entre la durée moyenne d'un Gouvernement, les IDE et l'activité industrielle.

Plusieurs études ont relevé l'impact de l'ouverture commerciale qui est globalement perçue comme une politique économique favorable à la croissance économique d'un pays (Lucas, 1988 ; Zahonogo, 2016)¹². A cet égard, Knight et al. (1993) ont relevé le rôle positif de l'ouverture

¹¹ Voir notamment Amable et Guellec (1992) pour une description plus détaillée des modèles de croissance endogènes

¹² Selon Romer et Frankel (1999), toutes les économies orientées vers l'extérieur auront un niveau de croissance élevé, comparativement à celui des économies fermées.

commerciale. De même, El Majidi (2019) a examiné l'effet de l'ouverture commerciale sur la volatilité de la croissance économique au Maroc pendant la période 1980-2016, en utilisant le modèle Autorégressif à Retards Distribués (ARDL). Il montre que l'ouverture commerciale exerce un effet négatif et significatif sur la volatilité de la croissance économique aussi bien à long terme qu'à court terme. Certains auteurs ont tout de même relevé des effets mitigés ou négatifs de l'ouverture commerciale (Rodriguez et Rodrik, 2000 ; Ekodo et Ngoms, 2017 ; Agbahoungba et Thiam, 2018).

D'autres facteurs ont également été relevés, notamment l'inflation (Sarel, 1996 ; Ojo et Oshikoya, 1995), les dépenses publiques de consommation (Bleaney et al. 2007), l'aide extérieure (Most et Vann de Berg, 1996 ; Chang et Mendy, 2012) et l'endettement extérieur (Rafinot, 2006), qui ont toutefois des effets contrastés selon les pays étudiés.

Au total, un consensus semble se dégager sur les effets positifs des facteurs tels que l'accumulation de capital physique et les facteurs de productivité (éducation et technologie) et de gouvernance (état de droit, stabilité politique, Gouvernance), sur la croissance économique. Pour les autres variables telles que l'inflation, les dépenses publiques, le taux de natalité et la population active, le degré d'ouverture, l'aide extérieure et l'importance des ressources naturelles, le consensus est plus fragile.

II. ENVIRONNEMENT ECONOMIQUE ET INSTITUTIONNEL : ATOUTS OU CONTRAINTES ?

L'environnement économique et institutionnel est impacté par plusieurs facteurs parmi lesquels figurent notamment, le climat des affaires, les possibilités de financement et la qualité des infrastructures.

En Guinée-Bissau, malgré les réformes engagées pour mettre en place un guichet unique et réduire significativement les délais de création d'entreprises, l'environnement des affaires reste peu attractif. Ainsi, l'investissement direct mobilisé par le pays demeure faible, le stock d'IDE se situant à 15,8% du PIB en 2017 contre 44,0% pour la zone UEMOA. Les structures d'appui au secteur privé et à l'exportation sont très peu nombreuses malgré la création en 2018 de cinq nouvelles structures d'encadrement dans le cadre du dispositif de financement des PME/PMI adopté sous l'égide de la BCEAO.

Depuis les années 2000, où le pays ne comptait qu'une seule banque, le paysage bancaire s'est quelque peu diversifié et compte actuellement cinq (5) banques de petite taille (total bilan inférieur à 100,0 milliards de FCFA). Par ailleurs, la microfinance a un impact quasi-nul avec un niveau de crédit se situant à 0,02% du PIB. Dans ce contexte, les difficultés d'accès au financement constituent une contrainte majeure pour le secteur privé. Le pays dispose d'une antenne nationale de la Bourse Régionale des Valeurs Mobilières (BRVM) mais aucune entreprise nationale n'y est cotée.

Au final, le secteur privé demeure embryonnaire en Guinée-Bissau, avec un taux d'informalité estimé par l'Institut National de Statistique à près de 70%. Comme le montre le tableau 1, le pays se trouve au 175^e rang dans le classement « *Doing Business 2019* » et présente, au niveau des différents compartiments du classement, des scores plus faibles que la moyenne des pays de l'UEMOA et de l'Afrique subsaharienne.

Tableau 1 : Score de la Guinée-Bissau au rapport *Doing Business* 2019

	Guinée-Bissau		UEMOA	Afrique Subsaharienne
	Position	Scoring	Scoring	Scoring
Démarrer une entreprise	158	75,2	88,0	78,5
Traiter avec les permis de construire	178	44,4	61,9	58,6
Obtenir de l'électricité	180	29,6	47,6	49,0
Enregistrement de la propriété	128	54,5	54,9	52,6
Obtenir du crédit	144	30,0	35,0	42,1
Protéger les investisseurs minoritaires	140	41,7	40,4	44,6
Payer des impôts	154	54,9	50,2	57,5
Commerce transfrontalier	144	59,6	63,8	53,6
Exécution des contrats	169	38,6	45,8	48,9
Global	175	42,9	52,7	51,6

Source : Doing Business 2019, Banque Mondiale

Le déficit en infrastructures reste persistant en Guinée-Bissau, en dépit de quelques progrès enregistrés avec l'appui des partenaires techniques et financiers.

Le réseau routier s'est amélioré au cours des dernières années, avec la construction de deux ponts reliant le pays au Sénégal via Ziguinchor, grâce aux financements de l'Union Européenne et de la Banque Mondiale. De même, les appuis de la BOAD ont fortement contribué à la réhabilitation des routes et à la réduction du déficit dans ce secteur qui compte encore des milliers de petites pistes de sable ou de terre.

Le pays compte quatre (4) infrastructures portuaires maritimes qui présentent des handicaps importants, notamment des défaillances du matériel de manutention et des problèmes de dragage. Le pays ne possède qu'un seul port sous équipé, avec des frais d'accès les plus élevés de la sous-région. Cinq (5) ports fluviaux complètent le système mais souffrent de déficits importants.

Les infrastructures aéroportuaires présentent également des insuffisances. Il n'existe qu'un seul aéroport d'accès au trafic international avec des besoins de mise à niveau dans les principaux compartiments. Trois (3) autres aérodromes sont opérationnels avec, cependant, un niveau de dégradation nécessitant des travaux urgents.

Le secteur de l'énergie est dans une situation assez préoccupante avec une capacité de production couvrant moins de 15% des besoins. Au vu des enjeux liés à ce secteur, plusieurs réformes sont engagées avec l'appui de la Banque Mondiale, de la BOAD, de la Commission de l'UEMOA et de la BAD. Des avancées significatives ont récemment été enregistrées avec une forte augmentation de la production, bien que le déficit reste encore important.

Au final, l'environnement économique et institutionnel ne semble pas très favorable à la croissance économique, au vu des déficits en infrastructures, des difficultés d'accès aux financements et des contraintes liées au climat des affaires. A cela, s'ajoute une instabilité sociopolitique qui caractérise le pays depuis son accession à l'indépendance en 1973¹³.

¹³ Un Coup d'Etat a été enregistré en 1980 et un conflit militaire entre 1998 et 1999, suivi d'une période d'instabilité jusqu'en 2003. Par la suite, les années 2012 à 2014 ont été marquées par le coup d'Etat du 12 avril 2012 et les instabilités qui en ont découlé. La période 2015-2017 a également été marquée par une instabilité institutionnelle.

III. APPROCHE METHODOLOGIQUE

L'approche méthodologique adoptée dans cette étude s'inscrit dans le cadre des modèles de croissance endogène. Ainsi, le modèle de départ repose sur une fonction de production agrégée définie de la façon suivante :

$$Y_t = V_t K_t^\beta L_t^\gamma H_t^\delta \quad (1)$$

où Y_t est le PIB réel, K_t est le stock de capital physique, L_t est la population active, H_t est le niveau d'éducation de la population (mesuré à travers le taux de scolarisation primaire), et V_t est indicateur synthétique des divers facteurs susceptibles d'affecter la productivité de l'économie¹⁴, t décrit le temps, β, γ, δ , sont des paramètres à estimer.

Suivant la théorie de croissance endogène, nous considérons que V_t est déterminé de façon endogène par des facteurs économiques (politiques structurelles et qualité des institutions). Ainsi, $V_t = AZ_t$ où A est un facteur exogène et Z_t un vecteur de variables susceptibles d'impacter la production. Le choix de Z_t s'inspire des travaux réalisés sur les déterminants de la croissance économique dans les pays de l'UEMOA et les BRICS (Tarno, 2012 ; Coulibaly 2013 ; Diatta et Lo, 2018). Ces déterminants potentiels ont également été retenus dans le cadre de l'analyse de la croissance dans les pays émergents tels que la Corée du Sud (voir notamment Harvie et Pahlavani, 2006). Par conséquent, pour le vecteur Z_t , nous avons intégré le degré d'ouverture de l'économie ou ouverture commerciale (Harvie et Pahlavani, 2006 ; Tarno, 2012), l'inflation (Diatta et Lo, 2018 ; Tarno, 2012), les dépenses publiques de consommation (Tarno, 2012 ; Diatta et Lo, 2018) et le développement financier (Tarno, 2012).

L'ouverture commerciale permet de prendre en compte les effets d'apprentissage avec des externalités positives (Stiglitz, 2011). Elle peut avoir également des effets adverses potentiels liés à l'inflation importée. S'agissant de l'inflation, elle affecte les facteurs de production à travers ses effets sur l'investissement et l'épargne. Concernant le développement financier, il impacte les facteurs de production et l'innovation, en encourageant l'esprit d'entreprise et l'affectation du capital au profit des secteurs plus productifs. L'introduction des dépenses courantes permet de prendre en compte les effets d'éviction sur le secteur privé ou le mécanisme du multiplicateur, qui peuvent impacter la productivité des facteurs.

Au final, la fonction de production ci-après est retenue :

$$Y_t = V_t K_t^\beta L_t^\gamma H_t^\delta \text{ avec } V_t = AO_t^{\alpha_1} \pi_t^{\alpha_2} DF_t^{\alpha_3} G_t^{\alpha_4}$$

O_t est le degré d'ouverture mesuré par la somme des importations et des exportations rapportée au PIB, π_t est le taux d'inflation, G_t représente les dépenses publiques de consommation en pourcentage du PIB et DF_t est le développement financier mesuré par le rapport entre l'encours des crédits à l'économie et le PIB (Beck et al, 2000 ; Deidda et Fattouh, 2008 ; Dufrenot et al, 2010). Une approche en log-linéaire est adoptée, car elle présente l'avantage de permettre une interprétation des coefficients comme des élasticités et de limiter les risques d'hétéroscédasticité (Gujarati, 1995).

La méthode d'estimation est basée sur les tests de co-intégration et l'adoption d'une approche ARDL (Autoregressive Distributed Lag, Pesaran et al. 2001). Les modèles ARDL constituent une alternative à la démarche de Johansen (1990) et présentent plusieurs avantages. En effet, ils sont plus indiqués pour les échantillons de tailles réduites alors que les tests d'intégration de Johansen

¹⁴ Il peut également être interprété comme un indicateur de la qualité de l'environnement économique qui agit naturellement sur la croissance

nécessitent des échantillons plus élargis pour assurer la convergence des estimateurs. Le second avantage porte sur les degrés d'intégration des séries qui ne sont pas nécessairement les mêmes et d'ordre 1, contrairement aux tests de Johansen. De même, avec l'approche ARDL, les variables peuvent avoir des nombres de retards différents. Enfin, l'approche ARDL conduit à des estimations de la relation de long terme non biaisées et des t-statistiques valides même si certaines variables explicatives sont endogènes (Harris et Sollis, 2003).

L'équation 2 décrit le modèle $ARDL(p, q_1, \dots, q_k)$ retenu.

$$\phi(L, p)y_t = \sum_{i=1}^k \beta_i(L, q_i)x_{it} + \delta' w_t + u_t \quad (2)$$

$$\phi(L, p) = 1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p$$

$$\beta_i(L, q_i) = \beta_{i0} - \beta_{i1} L - \dots - \beta_{iq_i} L^{q_i}$$

y_t est le logarithme de la production intérieure brute réelle à la date t . $x_{it} = (K_t, L_t, H_t, O_t, \pi_t, DF_t, G_t)$, est la matrice des variables endogènes (donc $k=7$), et $w_t = (I, Inst_t)$ la matrice des variables exogènes. La matrice w_t est constituée de l'identité (I) permettant d'inclure une constante dans le modèle, et d'une variable indicatrice ($Inst_t$) égale à 1 sur les six périodes d'instabilité socio-politiques majeures du pays (1977, 1980, 1986, 1998/99, 2003 et 2012) et 0 pour les autres années. Les nombres de retards (p, q_1, \dots, q_7) sont déterminés en fonction du critère d'information bayésien (*en anglais* BIC).

L'équation 2 peut s'écrire sous la forme d'un modèle à correction d'erreur décrite par l'équation 3.

$$\Delta y_t = -\phi(1, p) E C_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_{i0} \Delta x_{it} + \delta' \Delta w_t - \sum_{j=1}^{p-1} \phi_j^* \Delta y_{t-j} - \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{q_i-1} \beta_{ij}^* \Delta x_{i,t-j} + u_t \quad (3)$$

Avec,

$$\begin{array}{l} \phi_1^* = \phi_p + \dots + \phi_2 \\ \phi_2^* = \phi_p + \dots + \phi_3 \\ \vdots \\ \phi_{p-1}^* = \phi_p \end{array} \quad \text{et} \quad \begin{array}{l} \beta_{i1}^* = \beta_{iq_i} + \dots + \beta_{i2} \\ \beta_{i2}^* = \beta_{iq_i} + \dots + \beta_{i3} \\ \vdots \\ \beta_{iq_i-1}^* = \beta_{iq_i} \end{array}$$

$E C_t = y_t - \sum_{i=1}^k \theta_i x_{it} - \varphi' w_t$ qui est l'équation de long terme. θ_i et φ' sont les coefficients de long terme des variables endogènes et exogènes respectivement.

$$\theta_i = \frac{\beta_{i0} + \dots + \beta_{iq_i}}{\phi(1, p)}$$

$$\varphi = \frac{\delta(p, q_1, \dots, q_k)}{\phi(1, p)}$$

$\phi(1, p) = 1 - \phi_1 - \dots - \phi_p$ permet d'apprécier l'importance de la correction.

L'approche ARDL comporte deux (2) phases. La première phase consiste à tester l'existence d'une relation de cointégration entre les variables. En cas de validation de l'hypothèse d'une relation de long terme, la seconde phase porte sur l'estimation simultanée des coefficients de court terme et de long terme.

Pour tester la cointégration, l'équation (3) peut-être réécrite sous cette forme.

$$\Delta y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \sum_{i=1}^k b_i x_{it-1} + \sum_{j=1}^p \Delta y_{t-j} + \sum_{i=1}^k \sum_{j=0}^{q_i-1} \beta_{ij}^* \Delta x_{i,t-j} + \sum_{i=1}^m d_j \Delta w_{it-1} \quad (4)$$

Il y a une relation de cointégration si l'hypothèse H0 est rejetée avec :

$$H_0 : a_1 = b_1 = \dots b_k = 0$$

Les statistiques des tests de Fisher n'étant pas standard, Pesaran (2001) a proposé deux valeurs critiques pour ces tests, en l'occurrence une borne inférieure qui suppose que toutes les variables sont intégrées d'ordre 1 et une borne supérieure qui suppose que toutes les variables sont intégrées d'ordre 0. L'hypothèse nulle est rejetée si la statistique est supérieure à la borne supérieure. Elle est acceptée si la statistique est inférieure à la borne inférieure et le test est non concluant si la statistique est entre les deux bornes.

IV. SOURCE DES DONNEES ET RESULTATS DES ESTIMATIONS

4.1 Source et analyse descriptive des données

Les données portent sur la période 1973-2017. Elles proviennent de la base de données de la Banque Mondiale (World Development Indicator - WDI), de la base de données du FMI (International Financial Statistics - IFS) et de la base de données interne de la Direction Nationale de la BCEAO pour la Guinée-Bissau¹⁵. Le tableau 2 présente l'évolution des principaux indicateurs retenus sur la période 1973-2017.

Tableau 2 : Evolution des principaux indicateurs macroéconomiques retenus (%)

	1973-2017	1973-1997	1998-1999	2000-2017
Taux de croissance du PIB réel	2,85	3,82	-13,53	3,33
Stock du capital rapporté au PIB	463,96	522,50	561,79	371,80
Taux de scolarisation primaire	80,98	59,27	64,52	111,64
Taux de variation de la population active	2,70	2,70	1,90	2,70
Dépenses publiques de consommation rapportées au PIB	16,20	17,32	16,51	14,59
Taux d'ouverture	49,42	48,37	58,98	49,83
Taux d'inflation (variation IHPC)	19,09	32,33	2,96	2,51
Variation du déflateur du PIB	24,15	37,05	10,19	7,79
Crédits à l'économie rapportés au PIB	9,43	11,83	8,72	6,18

Sources : WDI, IFS, Base de données interne de la BCEAO.

Depuis son accession à l'indépendance en 1973, la Guinée-Bissau a élaboré et mis en œuvre un certain nombre de stratégies de développement avec des résultats assez mitigés. En 1997, le pays a intégré la Zone UEMOA, caractérisée par une monnaie stable et une inflation maîtrisée. Le pays a, cependant, connu une crise politico-militaire en 1998/1999, qui a paralysé l'activité

¹⁵ L'annexe 1 présente les indicateurs retenus et leur source

économique et entraîné des destructions importantes de l'appareil de production. Ainsi, les années 1998 à 1999 ont été isolées du reste de la période post intégration à l'UEMOA, pour ne pas imputer à cette période la forte baisse de l'activité induite uniquement par la crise.

Sur la période d'analyse (1973-2017), le pays a enregistré un taux de croissance moyen du PIB réel de 2,85%. Sur la période antérieure à l'adhésion du pays à l'UEMOA, le taux de croissance moyen est ressorti à 3,82% contre 3,33% sur la période 2000-2017. La structure du PIB de la Guinée-Bissau est quelque peu différente de la structure moyenne de la CEDEAO dont le pays est membre, même si elle ressemble à celle de certains pays de cette Communauté. En effet, sur la période plus récente (2012-2017) en particulier, le poids du secteur primaire dans le PIB en Guinée-Bissau est de 16,3 points de pourcentage plus important que la moyenne de la CEDEAO. Avec un poids de 39,7%, la part du secteur primaire en Guinée-Bissau est proche de celle du Libéria (36,8%) et du Niger (42,7%). S'agissant des secteurs moteurs de la croissance économique, la Guinée-Bissau ne s'écarte pas sensiblement de la situation moyenne au sein de la CEDEAO. En effet, le secteur tertiaire est de loin celui qui contribue à la croissance des PIB réels de la Guinée-Bissau et de la CEDEAO.

Avec la crise politico-militaire de 1998/1999, le stock du capital s'est détérioré, passant de 522,50% du PIB sur la période 1973-1997 à 371,80% du PIB en moyenne sur la période 2000-2017. Le taux moyen de croissance de la population active est demeuré à 2,70%. Le taux d'ouverture a atteint 49,83% en moyenne sur la période 2000-2017, contre 48,37% sur la période 1973-1997. Le taux d'inflation a connu une forte baisse, se situant en moyenne à 2,51% sur la période 2000-2017, contre 32,33% sur la période antérieure à l'adhésion du pays à l'espace UEMOA. Le taux de scolarisation s'est fortement accru en rapport avec les projets mis en place avec l'appui des partenaires extérieurs. S'agissant des dépenses publiques de consommation, elles ont été mieux maîtrisées après l'adhésion du pays à l'UEMOA, se situant à 14,59% du PIB sur la période 2000-2017, contre 17,32% du PIB sur la période antérieure¹⁶. En revanche, l'encours des crédits à l'économie (en %PIB) est ressorti en baisse après l'intégration du pays à l'UEMOA.

4.2. Résultats des estimations du modèle ARDL

La première étape consiste à identifier l'ordre d'intégration des séries. Les tests sont adoptés en fonction de l'existence ou pas d'une ou de plusieurs ruptures sur la série. Cette étape a donc permis de déterminer le nombre de ruptures qui caractérisent les variables retenues, en utilisant le test de Bai Perron (1999). Ce dernier permet d'évaluer le nombre de ruptures et d'identifier leurs dates. L'annexe 2 présente les résultats des tests.

Deux ruptures ont été détectées sur le taux brut d'alphabétisation primaire en 1980 et 2000. En effet, le taux a amorcé, à partir de 1980, une tendance baissière qui s'est maintenue jusqu'en 2000¹⁷. A partir de 2000, le taux s'est inscrit à la hausse, en rapport avec les programmes adoptés et financés par les partenaires extérieurs. Le stock de capital présente une rupture en 1986, en liaison avec l'instabilité sociopolitique qui n'a pas permis de consolider les investissements en capital. Ainsi, le stock de capital s'est réduit à partir de 1987, accentuée par la crise politico-militaire de 1998-1999. S'agissant de la série d'inflation, elle présente deux ruptures en 1986 et en 1998. La rupture en 1998 traduit les effets de l'intégration à l'UEMOA qui a permis, quelques mois plus tard, de maîtriser l'inflation enregistrée durant la période antérieure.

Pour le PIB réel, l'ouverture commerciale, la population active, les dépenses publiques de consommation et les crédits à l'économie par rapport au PIB, aucune rupture n'a été détectée.

¹⁶ Le pacte de convergence instauré dans l'espace UEMOA et les programmes économiques successifs conclus avec le FMI sur la période post adhésion ont favorisé une meilleure maîtrise des dépenses publiques de consommation.

¹⁷ L'année 1980 coïncide avec le Coup d'Etat qui a renversé le régime de Luis Cabral.

Par conséquent, le test de stationnarité de NG Perron est appliqué pour ces variables. Pour le taux brut de scolarisation primaire, le stock de capital et l'IHPC, le test de Lee et Strazicich (2003) est adopté pour prendre en compte les ruptures détectées.

Les résultats des tests de stationnarité (voir annexes 3 et 4) révèlent que toutes les variables retenues sont $I(0)$ ou $I(1)$, conformément aux conditions d'utilisation des modèles ARDL.

L'estimation du modèle exigeant au préalable la détermination du nombre de retards, le choix est fait selon le critère BIC. Par la suite, l'équation 2 est estimée par la méthode des moindres carrés ordinaires (OLS) pour ensuite réaliser le test de cointégration selon la démarche de Pesaran (2011). Si l'hypothèse nulle d'absence de relation de long terme est rejetée, les coefficients de long terme et de court terme sont estimés à partir de l'équation 3. La stabilité des coefficients est analysée suivant la démarche de Pesaran (1997) qui suggère l'utilisation des tests CUSUM et CUSUMSQ appliqués à la dynamique de court terme. Des tests récursifs sur les résidus sont également appliqués pour renforcer l'analyse de la stabilité.

Le tableau 3 présente les résultats des tests de cointégration et les valeurs critiques (maximums et minimums) selon l'approche proposée par Pesaran (2001). Il révèle que les statistiques de Fischer et de Wald calculées sont au-dessus de la borne supérieure critique, ce qui confirme l'existence d'une relation de long terme entre les variables du modèle. Le modèle permet ainsi d'identifier plusieurs déterminants à long terme de l'activité économique en Guinée-Bissau.

Tableau 3 : Résultat des tests de cointégration (bound tests)

	95% Lower Bound	95% Upper Bound	90% Lower Bound	90% Upper Bound
F-statistic				
10.2238	5,470	6,497	4,506	5,416
W-statistic				
30.6713	16,410	19,491	13,520	16,250

Note : F-statistic se réfère au test de Fisher et W-statistic au test de Wald. L'hypothèse nulle est rejetée si la statistique est supérieure à la borne supérieure. Elle est acceptée si la statistique est inférieure à la borne inférieure et le test est non concluant si la statistique est entre les deux bornes. Les valeurs critiques sont déterminées par simulations stochastiques avec 20 000 répliquions.

Source : l'auteur

Sur la base du critère BIC, le modèle ARDL (1,1,0,0,0) a été retenu et seules les variables qui ont un effet significatif à court et/ou long terme ont été maintenues dans le modèle final. Le modèle initial intègre une tendance et une constante, mais seul le coefficient relatif à la constante est ressorti significatif au seuil de 5%. Ainsi, le modèle final n'intègre que la constante.

Le modèle est globalement satisfaisant au vu des résultats des tests de corrélation, d'hétéroscédasticité et de stabilité (voir annexes 5 et 6). En effet, au seuil de 5%, les résidus ne sont pas autocorrélés et l'hypothèse d'homoscédasticité ne peut être rejetée. Les tests de normalité sont concluants et les résultats des tests CUSUM et CUSUMSQ (proposés par Brown et al. 1975) confirment la stabilité, puisque les statistiques se situent entre les bandes critiques de l'intervalle de confiance de 5%. Les estimations récursives (voir troisième graphique de l'annexe 6) et le test de Ramsey confirment la stabilité des coefficients et valident la spécification du modèle.

Le coefficient de correction d'erreur est négatif et significatif, confirmant les résultats des tests de cointégration. Le coefficient est estimé à -0,48, ce qui implique qu'un écart par rapport à la production d'équilibre induit par un choc externe ou interne est corrigé en moyenne sur 25 mois, avec 48% du déséquilibre corrigé l'année suivante.

Le tableau 4 présente les résultats des coefficients de long terme évalués selon la relation décrite par l'équation 4.

Tableau 4 : Résultats des estimations des coefficients de long terme

Variable dépendante : Log du PIB réel (LGDP)

	Coefficient	Standard Error	T-Ratio [Prob]
INT	8,227	0,983	8,369[.000]
LSK	0,048	0,016	2,962[.006]
LPOPACT	0,413	0,254	1,623[.114]
LTBS	0,374	0,187	1,996[.054]
LOUV	-0,190	0,105	-1,803[.080]
INST	-0,128	0,032	-4,007[.000]

Note : INT représente la constante, LSK, le stock de capital, LPOPACT, la population active, LTBS, le taux brut de scolarisation, LOUV, le degré d'ouverture de l'économie, INST égale à 1 sur les périodes marquées par une instabilité sociopolitique et 0 sur les autres années.

Source : l'auteur

A long terme, les résultats des estimations mettent en exergue trois (3) déterminants de la croissance économique en Guinée-Bissau. Il s'agit de l'accumulation de capital fixe, du niveau d'éducation de la population active. En revanche, l'ouverture économique aurait un impact globalement négatif.

L'accumulation de capital fixe a un impact positif sur l'activité économique en Guinée-Bissau. Ce résultat confirme ceux enregistrés dans la plupart des études sur la croissance économique dans les pays en développement (voir notamment, Dollar, 1992 ; Knight et al, 1993 ; Barro, 2003 ; Anyanwu, 2014). Du côté de la demande, la hausse du stock de capital via l'investissement impacte la croissance économique à travers l'augmentation des dépenses, alors que du point de vue de l'offre, l'effet passe par l'accroissement des capacités productives. En Guinée-Bissau, le second canal est plus important, car l'effet sur la demande est plus faible puisque l'investissement tend à stimuler davantage les importations. Il convient tout de même de s'appesantir sur le fait que l'intensité de l'effet de ce deuxième canal dépend de la composition de l'investissement, de son orientation et de sa teneur en innovations. Ainsi, certains auteurs (Easterly et Levine, 2001) ont fortement relativisé l'impact de l'investissement en capital fixe, insistant sur le fait que l'investissement n'impacte la croissance que s'il contribue à l'amélioration de la productivité.

L'effet à long terme est tout de même relativement faible et largement inférieur aux résultats obtenus par Tarno (2012) pour les autres pays de l'UEMOA. Ainsi, selon les résultats des estimations, une hausse de 1% du stock de capital aurait, sur le long terme, un effet positif de 0,05% sur l'activité économique. L'impact relativement faible du stock de capital pourrait être lié à la forte dégradation de l'appareil productif induite par la crise politico-militaire de 1998/1999 qui a affecté la productivité du capital pendant plusieurs années. Cette faible contribution du capital serait également liée au déficit important du secteur de l'énergie ; le pays présentant un score de 29,6 dans le classement Doing Business, relatif à l'accès à l'électricité contre un score moyen de 47,6 pour l'UEMOA et 49,0 pour l'Afrique Subsaharienne.

En Guinée-Bissau, le processus d'accumulation de capital, via l'investissement, est fortement dépendant du financement extérieur. En effet, sur la période d'analyse, l'investissement public financé exclusivement sur des ressources externes, principalement des dons, représente en moyenne 60% du total de l'investissement réalisé dans le pays. S'agissant de l'investissement privé, il est constitué, d'une part, des constructions financées en général par les transferts des

migrants et les revenus issus de la vente de cajou, et d'autre part, de quelques grands projets privés dans le secteur commercial, financier et minier, financés par des investissements directs étrangers.

La population active et le niveau d'éducation apparaissent comme des déterminants essentiels de la croissance économique en Guinée-Bissau. L'élasticité de l'activité par rapport à ces deux variables est estimée à 0,88 contre 0,96 pour le CAPOD (2010). Ce résultat confirme l'importance du capital humain et son rôle prépondérant en Guinée-Bissau pour créer les conditions d'une croissance forte et durable. Selon les résultats du modèle, une hausse de 1% du taux brut de scolarisation aurait, sur le long terme, un impact positif de 0,3% sur l'activité économique, résultats assez proches de ceux de Tarno (2012) et de Diatta et Lo (2018).

L'ouverture commerciale n'aurait pas un impact positif sur la croissance économique en Guinée-Bissau. Les estimations révèlent que lorsque le ratio (Importation+exportation)/PIB augmente de 1,0%, l'activité économique baisse de 0,2% en moyenne. Ce résultat va dans le même sens de ceux d'Ekodo et Ngomsi (2017) dans les pays de la CEMAC et d'Agbahoungba et Thiam (2018) pour les pays de la CEDEAO, qui indiquent un effet négatif de l'ouverture commerciale sur la croissance économique des pays considérés. Ainsi, la structure des importations de la Guinée-Bissau, dominée par les biens de consommation et les produits pétroliers, ne favorise pas la croissance économique. De même, la quasi-totalité des exportations de la Guinée-Bissau est constituée de noix de cajou brute, ce qui limite les effets sur l'activité économique comme l'a souligné Dodaro (1991). Ce résultat ne milite pas forcément pour une réduction des importations, mais plutôt pour une restructuration, en limitant les importations de biens de consommation en vue d'accroître les achats de biens d'équipements et intermédiaires, qui favoriseront une meilleure intégration du pays aux chaînes de valeurs mondiales. S'agissant des exportations de la noix de cajou, l'encaissement et le rapatriement des recettes permettent de renforcer les réserves de changes ainsi que d'améliorer les dépôts des banques et leur trésorerie, ce qui leur offre davantage de possibilités de participer au financement de l'activité économique. Toutefois, la création des conditions de transformation est nécessaire pour renforcer la résilience de l'économie.

Le coefficient de la variable indicatrice introduite pour prendre en compte les effets de l'instabilité politique est négatif et significatif. L'instabilité sociopolitique affecte considérablement l'activité économique en Guinée-Bissau et limite fortement les performances économiques du pays.

Tableau 5 : Résultats des estimations du modèle à correction d'erreur

Variable dépendante : dLGDP

	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
dLSK	0,173	0,054	3,215[.003]
dLPOPACT	0,198	0,146	1,352[.185]
dLTBS	0,180	0,068	2,636[.012]
INST	-0,061	0,009	-6,917[.000]
dLOUV	-0,0915	0,050	-1,826[.076]
ecm(-1)	-0,480	0,100	-4,805[.000]
R-Squared = .702 ; F(6,35) 13.378[.000] ; Ramsey reset test F 0.04[0.83]			

Note : GDP représente le PIB réel, LSK, le stock de capital, LPOPACT, la population active, LTBS, le taux brut de scolarisation, LOUV, le degré d'ouverture de l'économie, INST égale à 1 sur les périodes marquées par une instabilité sociopolitique et 0 sur les autres années. dLGDP = LGDP-LGDP(-1), dLSK = LSK-LSK(-1), LPOPACT = LPOPACT-LPOPACT(-1), dLTBS = LTBS-LTBS(-1), dRUPT1 = RUPT1-RUPT1(-1), dLOUV = LOUV-LOUV(-1), ecm = LGDP - .048447*LSK - .41301*LPOPACT - 8.2278*INT - .37455*LTBS + .12879*RUPT1 + .19038*LOUV. Le test de Ramsey Reset permet de tester l'omission de variables pertinentes et/ou une mauvaise spécification du modèle.

Source : l'auteur

A court terme, le capital physique et le niveau d'éducation impactent également la croissance économique et les mêmes tendances sont maintenues avec un effet positif pour toutes ces variables. Les effets négatifs du degré d'ouverture persistent à court terme, bien que l'impact soit légèrement plus faible. L'effet de la population active est plus contrasté à court terme mais le coefficient reste positif.

En revanche, d'autres variables, telles que les crédits à l'économie et l'inflation, ne sont pas apparues comme des déterminants significatifs de la croissance économique en Guinée-Bissau, ni à long terme, ni à court terme. De même, l'impact des dépenses publiques de consommation n'est pas ressorti significatif.

Les crédits à l'économie rapportés au PIB, considérés comme indicateur de développement financier n'ont pas d'impact sur l'activité économique en Guinée-Bissau. Depuis les travaux de McKinnon (1973) et Shaw (1973), la relation entre le développement financier et la croissance économique a fait l'objet de plusieurs contributions académiques. En Guinée-Bissau, le crédit à l'économie par rapport au PIB est très faible, ne dépassant pas 15% en 2017, contre une moyenne de 31% dans l'espace UEMOA. Cette situation explique, en partie, le score relativement faible du pays dans le classement « *Doing Business 2019* » relatif à l'accès au crédit. De même, l'évolution de cette variable dans le temps a été très limitée (sa variance est très faible), ce qui peut expliquer sa non significativité¹⁸.

S'agissant de l'inflation, au niveau de la littérature économique, il n'y a pas un consensus qui se dégage sur son effet sur la croissance économique. Sarel (1996) en particulier, milite pour une relation non linéaire, en montrant que l'inflation impacte négativement le PIB si elle dépasse le seuil de 8%. Bien que la Guinée-Bissau ait connu des taux d'inflation largement supérieurs à ce seuil avant son intégration dans l'espace UMOA, l'inflation est restée maîtrisée depuis son adhésion en 1997.

4.3. Spécificités sectorielles

Plusieurs auteurs ont soulevé la dualité qui caractérise la plupart des pays d'Afrique subsaharienne, avec la coexistence de deux secteurs présentant des caractéristiques différentes. En Guinée-Bissau en particulier, les secteurs primaire, secondaire et tertiaire présentent des spécificités qui pourraient avoir des impacts sur les déterminants identifiés au niveau global. Dans ce cadre, le modèle ARDL est réestimé dans chaque secteur¹⁹. Le tableau 6 présente les résultats des estimations de la relation de long terme des modèles ARDL appliqués à chaque secteur.

¹⁸ Les crédits concédés sont essentiellement à court terme, destinés au financement des besoins de trésorerie des entreprises commerciales, notamment celles intervenant dans les importations de biens de consommation et de matériels de construction et les exportations de noix de cajou. Ainsi, une faible proportion des crédits finance l'investissement, un des principaux moteurs de la croissance économique du pays.

¹⁹ La population active n'est pas ressortie significative et n'a pas été intégrée dans les estimations sectorielles. Par contre, les dépenses publiques de consommation en pourcentage du PIB, non significatives au niveau global, sont ressorties significatives au seuil de 5% dans certains secteurs.

Tableau 6 : Résultats des estimations des coefficients de long terme dans chaque secteur d'activité

Variables dépendantes : logarithme de la valeur ajoutée de chaque secteur

	Secteur Primaire		Secteur Secondaire		Secteur Tertiaire	
	Coef	T-ratio[prob]	Coef	T-ratio[prob]	Coef	T-ratio[prob]
LSK	0,144	11,579[.000]	0,082	4,356[.000]	0,069	2,426[.021]
INT	6,916	17,166[.000]	6,328	14,86[.000]	5,478	7,140 [.000]
LTBS	0,475	3,213[.003]	0,123	0,818[.418]	0,901	2,347[.025]
INST	-0,092	-2,906[.006]	-0,010	-0,260[.796]	-0,276	-2,183[.036]
LOUV	-0,568	-2,777[.009]	0,437	1,783[.083]	0,029	0,719[.943]
LCPUB	-0,386	-3,085[.004]	-0,530	-3,208[.003]	0,022	0,851[.401]

Note : INT représente la constante, LSK, le stock de capital, LTBS, le taux brut de scolarisation, LOUV, le degré d'ouverture de l'économie, LCPUB, les dépenses publiques de consommation en % du PIB, INST égale à 1 sur les périodes marquées par une instabilité sociopolitique et 0 sur les autres années.

Source : l'auteur

Le stock de capital physique reste un déterminant pour tous les secteurs avec un impact plus significatif dans les secteurs primaire et secondaire. Le niveau d'éducation est un déterminant essentiel avec un rôle plus important dans les services. En revanche, les estimations sectorielles révèlent que l'impact négatif du degré d'ouverture de l'économie sur la croissance économique concerne exclusivement le secteur primaire. Les effets sur le secteur secondaire sont positifs et significatifs au seuil de 8%, alors que l'impact sur le secteur tertiaire n'est pas ressorti significatif. L'instabilité impacte davantage les secteurs primaire et tertiaire. Les dépenses publiques de consommation ont un effet d'éviction dans les secteurs primaire et secondaire lorsqu'elles progressent à un rythme plus élevé que le PIB nominal. Dans le secteur tertiaire, l'effet des dépenses publiques de consommation est positif mais non significatif.

Le tableau 7 présente les relations de court terme et les coefficients de correction d'erreur qui montrent une résilience plus faible dans le secteur tertiaire. En effet, dans ce secteur, un écart par rapport à la production d'équilibre induit par un choc externe ou interne est corrigé en moyenne sur 75 mois, avec 16% du déséquilibre corrigé l'année suivante, contre 23 mois pour le secteur secondaire et 21 mois pour le secteur primaire.

Tableau 7 : Résultats des estimations des coefficients de court terme dans chaque secteur d'activité

Variables dépendantes : Différentiel du logarithme de la valeur ajoutée de chaque secteur

	Secteur Primaire		Secteur Secondaire		Secteur Tertiaire	
	Coef	T-rat[prob]	Coef	T-rat[prob]	Coef	T-rat[prob]
dLTER1					0,187	1,363[.182]
dLTER2					-0,332	-2,15 [.038]
dLSK	0,287	2,487[.018]	0,0434	2,282[.029]	0,011	1,410[.168]
dLTBS	0,273	3,378[.002]	0,0649	,8400[.407]	0,145	3,423[.002]
INST	-0,053	-3,092[.004]	-0,005	-,2553[.800]	-0,044	-3,988[.000]
dLOUV	-0,326	-3,259[.002]	0,229	1,925[.062]	0,004	,0712[.944]
dLCPUB	-0,222	-3,127[.004]	-0,278	-3,743[.001]	0,036	,9995[.325]
ecm(-1)	-0,574	-5,663 [.000]	-0,525	-3,660[.001]	-0,161	-2,249[.031]

INT Note : représente la constante, LSK, le stock de capital, LTBS, le taux brut de scolarisation, LOUV, le degré d'ouverture de l'économie, LCPUB, les dépenses publiques de consommation en % du PIB, LTER, la production dans le secteur tertiaire, INST égale à 1 sur les périodes marquées une instabilité sociopolitique et 0 les autres années. dLTER1 = LTER(-1)-LTER(-2), dLTER2 = LTER(-2)-LTER(-3), dLSK = LSK-LSK(-1), dLCPUB = LCPUB-LCPUB(-1), dLTBS = LTBS-LTBS(-1), dLCPUB = LCPUB-LCPUB(-1), dLOUV = LOUV-LOUV(-1), ecm = LGDP -.048447*LSK - .41301*LPOACT -8.2278*INT -.37455*LTBS + .12879*RUPT1 + .19038*LOUV

Source : l'auteur

4.4 Effets de seuil

Nous allons réestimer la fonction de production, en admettant que les coefficients relatifs à chaque déterminant puissent varier en fonction de l'évolution d'une variable de transition²⁰. Pour ce faire, le test de Hansen (1997) est utilisé pour identifier les seuils à partir desquels, la variable de transition impacte l'effet de ces facteurs sur la production. Ainsi, les crédits à l'économie (en %PIB), l'inflation et le solde budgétaire rapporté au PIB, sont retenus comme potentielles variables de transition.

De façon plus précise, les 3 modèles suivants sont testés.

$$IY_t = \begin{cases} a_0 + \alpha_{1j}lsk_t + \alpha_{2j}ltbs_t + \alpha_{3j}louv_t + \alpha_4rup_t + \varepsilon_{t,1}, & \text{si } z_{t-1,j} \leq s_{0j} \\ a_0 + \beta_{2j}lsk_t + \beta_{2j}ltbs_t + \beta_{3j}louv_t + \alpha_4rup_t + \varepsilon_{t,1}, & \text{si } z_{t-1,j} > s_{0j} \end{cases}, \quad z_j, j=1,2,3$$

sont le crédit à l'économie (%PIB) (1), l'inflation (2) et le solde budgétaire rapporté au PIB (3).

Ainsi, l'impact des principaux déterminants de la croissance dépend du régime dans lequel se trouve l'économie. Le tableau 8 présente les résultats des tests de Hansen qui sont concluants pour l'inflation et le déficit budgétaire, alors que pour les crédits à l'économie, aucun seuil n'est

²⁰ Pour la fonction de production, nous n'avons intégré que les facteurs ressortis significatifs à un seuil de moins de 10% en l'occurrence, le stock de capital, le taux de scolarisation, le degré d'ouverture et l'instabilité.

déte t . Le seuil relatif   l'inflation est l g rement sup rieur   ceux d termin s   l'issue des divers travaux men s sur cette question qui parviennent notamment   des taux de l'ordre de 5   7% dans le cas des pays  mergents ou en d veloppement²¹. Ce r sultat pourrait  tre li  aux sp cificit s du pays qui a enregistr  des niveaux d'inflation tr s  lev s avant son int gration dans l'UEMOA²². A cet effet, l'inflation a syst matiquement d pass  ce seuil durant les 15 ans qui ont pr c d  l'int gration du pays dans l'UEMOA (1982-1997), alors que sur la p riode post-adh sion, ce seuil n'a  t  atteint qu'en 2008 du fait de la flamb e des prix des biens import s. Ainsi, ce seuil d te t  sur l'inflation pourrait r v ler plut t un changement de r gime intervenu apr s l'int gration du pays   l'UEMOA.

Tableau 8 : R sultats des tests de seuil de Hansen

	Hansen sup LR test*	S_{0j}
Inflation	5,507	8,636%
(Pvalue)	(0,03)	
Solde budg�taire	4,536	-5,110%
(Pvalue)	(0,03)	
Cr�dit � l'�conomie (%PIB)	**	

Note : nous utilisons la d marche de Hansen (1997) qui propose une approche permettant d'estimer le seuil et les autres param tres du mod le.

* Hansen Sup-LR non linearity test (number of bootstrap 100).

** Pas de seuil d te t 

Source : l'auteur

Le tableau 9 montre que les effets du stock du capital et du niveau d' ducation sur l'activit   conomique sont plus faibles lorsque le taux d'inflation d passe le seuil de 8,64%. Il confirmerait ainsi qu'une nouvelle dynamique quelque peu plus favorable aurait  t  enclench e apr s l'int gration dans l'UEMOA, puisque l'inflation s'est globalement situ e en-de   de ce seuil. S'agissant du d ficit budg taire, il ressort des estimations que les effets du stock de capital sur la production sont fortement r duits lorsque le d ficit d passe le seuil de 5,1%. Ces r sultats renforcent l'int r t du respect des crit res de convergence d finis dans l'UEMOA,   l'instar des autres zones communautaires bien que les seuils que nous avons d termin s de fa on endog ne soient sup rieurs   ceux fix s par la Commission de l'UEMOA.

²¹ Sur un  chantillon de 86 pays int grant des  conomies avanc es, Sarel (1996) aboutit tout de m me   un seuil plus proche de 8,0%.

²² Sur une p riode de 15 ans (1982-1997), l'inflation en Guin e-Bissau a  t  syst matiquement sup rieure   12,5%.

Tableau 9 : Estimations des effets de l'inflation et du solde budgétaire sur la productivité des facteurs de production

Variable dépendante : LGDP

	Inf<s0		Inf>s0		Sbu<S0		Sbu>s0	
	Coef	Pvalue	Coef	Pvalue	Coef	Pvalue	Coef	Pvalue
INT	10,465	0,000	9,219	0,000	3,003	0,003	3,113	0,004
LSK	0,090	0,000	0,085	0,002	0,026	0,003	0,009	0,544
LTBS	0,242	0,003	-0,003	0,963	0,049	0,398	0,159	0,063
LOUV	0,171	0,201	0,036	0,761	0,053	0,126	-0,029	0,127
RUPT1	-0,100	0,002	-0,061	0,072	-0,047	0,000	-0,047	0,000
D2008	-0,060	0,041	-0,060	0,041				

Note : INT représente la constante, LSK, le stock de capital, LTBS, le taux brut de scolarisation, LOUV, le degré d'ouverture de l'économie, RUP égale à 1 sur les périodes marquées par une instabilité sociopolitique et 0 sur les autres années, Inf est le taux d'inflation moyenne annuelle mesuré à travers la variation de l'indice des prix à la consommation, D2008 égale à 1 en 2008 et 0 sur le reste de la période et sbu est le déficit budgétaire rapporté au PIB, S0 sont les seuils issus des tests de Hansen

Source : l'auteur

Ces résultats révèlent quelques effets positifs de l'intégration du pays dans l'espace UEMOA. En effet, suite à l'adhésion du pays à l'UEMOA, le taux d'inflation moyen est passé de 32,33% sur la période 1973-1997 à 2,51% sur la période 2000-2017²³. Cette maîtrise de l'inflation aurait par conséquent contribué à renforcer la productivité des facteurs de production. Elle ne s'est pas traduite par une croissance économique plus forte, puisque la période post-adhésion a été caractérisée par plusieurs séries de crises sociopolitiques qui ont impacté négativement l'activité économique.

²³ Nous n'intégrons pas la période de conflit 1998-1999.

CONCLUSION

Depuis son indépendance, la Guinée-Bissau a adopté diverses stratégies de développement avec des résultats assez mitigés, notamment en termes de croissance économique. L'environnement de production n'aura pas été favorable avec les déficits importants dans le secteur de l'énergie et l'instabilité sociopolitique récurrente.

L'analyse des déterminants de la croissance en Guinée-Bissau confirme l'importance des investissements pour renforcer le stock de capital physique et améliorer l'accès à l'éducation. En effet, l'accroissement du stock de capital physique permet de soutenir la croissance économique avec des effets significatifs aussi bien à court qu'à long terme. Cependant, les effets sur la croissance sont relativement faibles, comparativement aux autres pays de l'UEMOA. Les déficits en infrastructures figurent ainsi parmi les principales contraintes qui réduisent la productivité du capital physique. Avec l'appui des partenaires extérieurs, le taux d'accès à l'éducation primaire s'est beaucoup amélioré, ce qui a contribué à la croissance économique. En revanche, la structure actuelle des importations, dominée par les biens de consommation et la forte concentration des exportations, ne favorisent pas la création des conditions d'une croissance forte et durable en Guinée-Bissau.

Au vu des spécificités du pays et des avantages comparatifs importants dans certains secteurs clés, il pourrait s'avérer utile de favoriser la mise à niveau des infrastructures routières, portuaires et aéroportuaires, le renforcement des performances du secteur de l'énergie et la mise en place d'instruments efficaces de soutien au secteur privé. Ainsi, le pays tirerait davantage profit de son intégration dans l'UEMOA qui a permis de maîtriser l'inflation et de réduire considérablement les risques de change.

Le renforcement de la stabilité sociopolitique reste également important et a déjà été relevé par tous les acteurs économiques comme une des actions prioritaires.

S'agissant des finances publiques, elles jouent un rôle crucial en Guinée-Bissau au vu du poids de l'investissement public et de l'importance des dépenses publiques en tant que composante essentielle de la demande intérieure adressée aux entreprises nationales, particulièrement celles du secteur tertiaire. Ainsi, l'accélération des réformes engagées, notamment dans le cadre des programmes avec le FMI, pourrait contribuer à la hausse des recettes²⁴ et au renforcement de l'efficacité des dépenses.

Le rôle du développement financier dans la croissance des pays émergents a été mis en évidence par de nombreux travaux. En Guinée-Bissau, les principaux producteurs de noix de cajou, filière centrale dans le pays, ne sont pas bancarisés et ne reçoivent aucun financement bancaire. C'est le cas également des acteurs des autres filières agricoles et de l'artisanat avec un système de microfinance qui rencontre des difficultés persistantes. Ainsi, les réformes pourraient notamment porter sur l'inclusion financière, en vue de permettre aux différents acteurs d'avoir accès à des services financiers de qualité.

²⁴ Actuellement, le taux de pression fiscale est de 10%, largement inférieur à la norme de 20%.

Annexes

Annexe 1 : Données et sources

Indicateurs	Méthode de détermination	Source	Echantillon
Activité économique	Log (PIB réel)	WDI***	1973-2017
Stock de capital	Log (stock de capital)	IFS****	1973-2017
Taux d'ouverture	Log (Importation + exportation) /PIB nominal*100)	WDI***	1973-2017
Niveau d'éducation	Log (Taux brut de scolarisation primaire)	WDI***	1973-2017
Développement financier	Log (Crédit à l'économie/PIB nominal*100)	BCEAO*	1973-2017
Déficit public	Solde budgétaire (en % du PIB)	BCEAO*	1973-2017
Consommation publique	Log (consommation publique %PIB)	BCEAO*	1973-2017
Population active	Log (population âgée de 14-65 ans)	INE**	1973-2017
Inflation*****	Taux de variation de l'IHPC	WDI*** BCEAO*	1973-2017
Variation du déflateur du PIB	Taux de variation du déflateur du PIB	WDI***	
Indice des prix	Log (IHPC)	WDI***	1973-2017

* Il s'agit de la base de données interne de la Direction Nationale de la BCEAO pour la Guinée-Bissau

** Institut National de la Statistique de la Guinée-Bissau

*** World Development Indicator – Banque Mondiale

**** International Financial Statistics sur la période 1973-2014, les années suivantes ont fait l'objet d'estimation.

***** Estimation faite à partir du déflateur sur la période 1973-1985.

Annexe 2 : Détection des ruptures

Variables (en logarithme)	Dates de ruptures
PIB réel	Aucune rupture détectée
Taux d'Ouverture	Aucune rupture détectée
Population active	Aucune rupture détectée
Taux brut de scolarisation primaire	1980, 2000
Dépenses publiques de consommation	Aucune rupture détectée
Stock de capital	1986
Crédit à l'économie (%PIB)	Aucune rupture détectée
Inflation	1986, 1998

Annexe 3 : Résultats des tests de stationnarité de NG

	Test en niveau				Test en différence première				ordre
	Mza	Mzt	MSB	MPT	Mza	Mzt	MSB	MPT	
Y_t	-11.68**	-2.39**	0.20**	7.92**	-21.04*	-3.24*	0.15*	1.17*	I(1)
L_t	-1.72**	-0.91**	0.53**	51.95**	-12.48*	-2.49*	0.19*	1.99*	I(1)
G_t	-11.92**	-2.43**	0.20**	7.66**	-19.60*	-3.09*	0.16	1.38	I(1)
O_t	-19.97**	-3.09**	0.15**	1.45**					I(0)
DF_t	-7.64**	-1.94**	0.25**	3.24**	-19.57*	-3.12*	0.15*	1.25*	I(1)
Crt*	-8.100	-1.98	0.23	3.17	-8.100	-1.98	0.23	3.17	
Crt**	-17.30	-2.91	0.16	5.48	-17.30	-2.91	0.16	5.48	

Note : L'ordre de décalage p pour calculer les tests a été choisi en utilisant le critère AIC modifié (MAIC) suggéré par Ng et Perron (2001). Les tests de Ng-Perron incluent une constante (*) et une tendance (**). Les valeurs critiques pour les tests de Ng-Perron sont extraites de Ng et Perron (2001). MZa et MZt sont les versions modifiées des tests Za et Zt de Phillips (1987) et de Phillips et Perron (1988). Le MSB est lié au test de Bhargava (1986) R1; et, enfin, MPT est une version modifiée du test d'Elliot et al. (1996).

CR : Critical value. Ordre : ordre d'intégration

Annexe 4 : Résultats des tests de stationnarité de Lee et Strazicich (2003)

	Test en niveau*			Test en différence première*			ordre
	Nbre de rupture	Tstat	Cr	Nombre de ruptures	Tstat	Cr	
H_t	2	-3.31	-6.15	2	-6.54	-6.15	I(1)
P_t	2	-4.59	-6.15	2	-7.02	-6.15	I(1)
K_t	1	-2.95	-3.56	1	-4.89	-3.56	I(1)

Note :

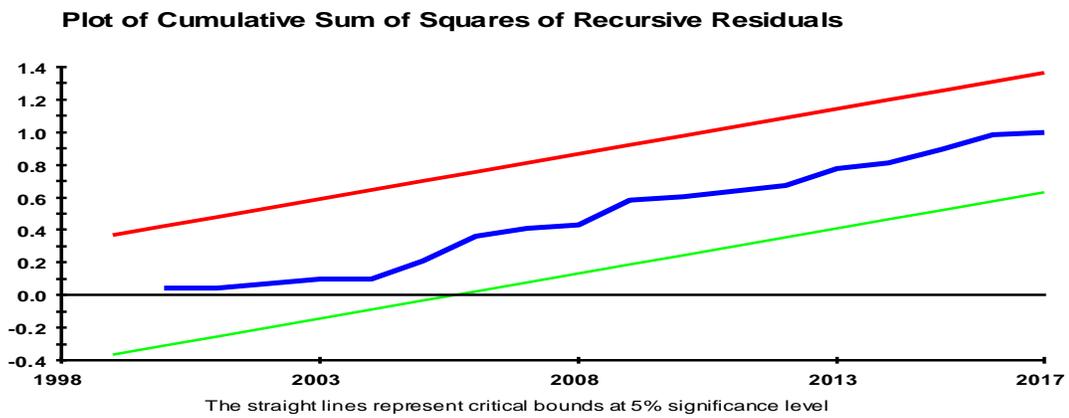
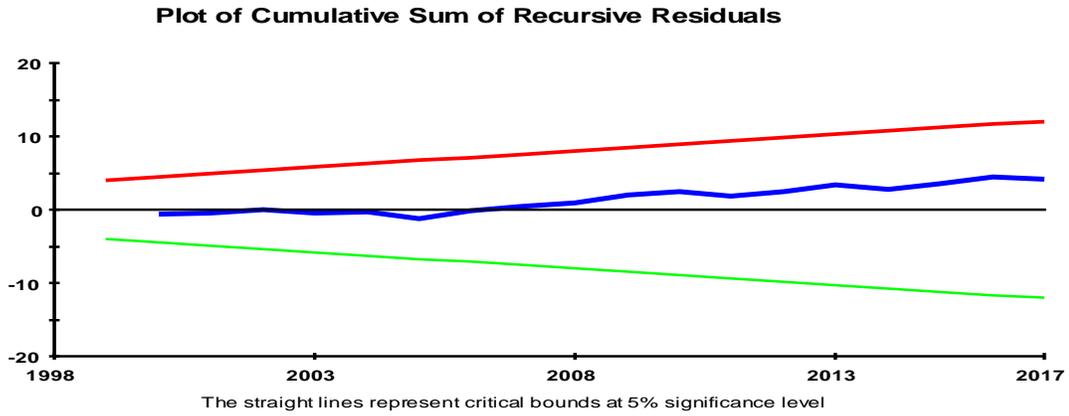
Cr est la valeur critique du test qui varie selon le nombre de rupture. Ordre : ordre d'intégration

Annexe 5 : Tests de validité du modèle ARDL

Test Statistics	LM Version	F Version
A:Serial Correlation	CHSQ(1) = 1.158[.282]	F(1,32) = .9077[.348]
B:Functional Form	CHSQ(1) = 1.623[.203]	F(1,32) = 1.286[.265]
C:Normality	2.193[.334]	Not applicable
D:Heteroscedasticity	CHSQ(1) = 2.253[.133]	F(1,16) = 2.267[.140]

A : Lagrange multiplier test of residual serial correlation. B: Ramsey's RESET test using the square of the fitted values. C : Based on a test of skewness and kurtosis of residuals. D: Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

Annexe 6 : Test de stabilité du modèle ARLD



BIBLIOGRAPHIE

- Acikgoz, S., Mert, M. (2014).** Sources of Growth Revisited : The importance of the nature of technological progress. *Journal of Applied Economics* 17 (1) : 31-62.
- Agbahoungba, L., Thiam I. (2018).** Economic Growth Effets of Exernal Trade in ECOWAS, MPRA 89035.
- Amable, B., Guellec, D. (1992).** Les Théories de la Croissance Endogène. *Revue d'Economie Politique* 102 (3): 313-377.
- Ahn, S., Hemmings, P. (2000).** Policy Influences on Economic Growth in OECD countries : an Evaluation of the Evidence. *OECD Economics Department Working Paper N°246*.
- Anyanwu, J. C. (2014).** Factors Affecting Economic Growth in Africa: Are there any lessons from China? *African Development Review* 26 (3) : 468-493.
- Bai, J., Perron P. (1999).** Likelihood ratio tests for multiple structural changes. *Journal of Econometrics* 91 (2): 299-323.
- Barro, R.J. (1990).** Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth. *Journal of Political Economy* 98 (5): S103-S125.
- Barro R.J., Sala-I-Martin X. (1990).** Public finance in models of endogenous growth. *NBER working paper n°3419*.
- Barro, R. J. (1991).** Economic growth in a Cross Section of Countries. *Quarterly Journal of Economics* 106 (2): 407-43.
- Barro, R. J. (1999).** Determinants of Economic Growth : Implications of the Global Evidence for Chile. *Cuadernos de Economía* 36 (107): 443-478.
- Barro, R. J. (2003).** Determinants of Economic Growth in a Panel of Countries. *Annals of Economics and Finance* 4 (2): 231-274.
- Bassanini, A., Scarpetta, S. (2001).** Links Between Policy and Growth: Evidence from OECD Countries. *OECD Economics Department Working Papers N°283*.
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., Levine, R. (2000).** A New Database on the Structure and Development of the Financial Sector. *World Bank Economic Review* 14 (3): 597-605.
- Blankenau, W., Simpson, N., Tomljanovich M. (2007).** Public education Expenditures, Taxation, and Growth : Linking Data to Theory. *American Economic Review* 97 (2): 393-397.
- Bleaney, M., Gemmell, N., Kneller, R. (2007).** Testing the endogenous growth model: public expenditure, taxation, and growth over the long run. *Canadian Journal of Economics* 34 (1) : 36-57.
- Birdsall, N., Sinding, S.W. (2001).** How and why population matters: demographic change, economic growth and Poverty in the Developing World. Oxford University Press.

Brown, R.L., Durbin, J., Evans, J.M. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *J. R. Statist. Soc.* 37 (2): 149-192.

Cheng, C., Mendy, M. (2012). Economic growth and openness in Africa: What is the empirical relationship? *Applied Economics Letters* 19 (18) : 1903-1907.

Coulibaly, M. (2013). Impact des dépenses publiques d'éducation sur la croissance économique en Côte d'Ivoire. *European Scientific Journal* 9 (25) : 444-464.

Deidda, L., Fattouh, B. (2002). Non-linearity between Finance and Growth. *Economics Letters* 74 (3): 339-345.

Diatta, J.C., Lo, A. G. (2018). Analyse des déterminants de la croissance économique des pays de l'UEMOA et des BRICS : Etude comparative. *Revue d'Economie et de Gestion* 2 (2) : 137-156.

Dodaro, S. (1991). Comparative Advantage, Trade and Growth: Export-led Growth Revisited. *World Development* 19 (9): 1153–1165.

Dollar, D. (1992). Outward-Oriented Developing Economies Really Do Grow More Rapidly: Evidence from 95 LDCs, 1976-85. *Economic development and cultural Change* 40 (3): 523-544.

Dufrenot, G., Mignon, V., Tsangarides, C. (2010). The trade growth nexus in the developing countries: A quantile regression approach. *Review of World Economics* 146 (4): 731–761.

Easterly, W., Levine R. (2001). What Have We Learned from a Decade of Empirical Research on Growth? It's Not Factor Accumulation: Stylized Facts and Growth Models. *World Bank Econ Rev* N° 15.

Ekodo, R., Ngomsi, A. (2017). Ouverture Commerciale et Croissance Économique En Zone CEMAC. *Journal of Economics and Development Studies* 5 (3) : 58-67.

El Majidi F. (2019). Ouverture commerciale et volatilité de la croissance économique : cas du Maroc. Chapitre du livre Ouverture, productivité et croissance économique au Maroc. Laboratoire d'Economie Appliquée.

Fischer, S. (1992). Macroeconomic Stability and Growth. *Cuadernos de Economía* 29 (87): 171-186.

Gyimah-Brempong, K., Paddison, O., Mitiku, W. (2006). Higher Education and Economic Growth in Africa. *The Journal of Development Studies* 42(3): 509-529

Gujarati, D. (1995). Basic Econometrics. International Edition, Prentice-Hall International, Inc.

Hansen, B. E. (1997). Inference in TAR Models, *Studies in Non-linear Dynamics and Econometrics* 2 (1): 1-14.

Harris, R., Sollis, R. (2003). Applied Time Series Modelling and Forecasting. Nueva York, John Wiley and Sons.

- Harvie, C., Pahlavani, M. (2006).** Sources of economic growth in South Korea: an application of the ARDL analysis in the presence of structural breaks. *University of Wollongong Economics Working Paper N° 06-17.*
- Izu, A., Motanda, V. (2015).** Quid de l'instabilité gouvernementale sur la croissance économique? *Jeune Economiste* 18 (22): 25-42.
- Johansen, S., Juselius K. (1990).** Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52 (2) : 169-210.
- Keller, K. R. I. (2006).** Education expansion, expenditures per student and the effects on growth in Asia. *Global Economic Review* 35 (1): 21-42.
- Knight, M., Loayza, N., Villanueva D. (1993).** Testing the Neoclassical Theory of Economic Growth: A panel data approach. *Sta Papers (International Monetary Fund)* 40 (3): 512-541.
- Lee, J., Strazicich, M. C. (2003).** Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks unit root test. *The Review of Economics and Statistics* 85 (4): 1082-1089.
- Lucas, R.E. Jr. (1988).** On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics* 22 (1): 3-42.
- Mankiw, N.G., Romer, D., Weil, D.N. (1992).** A contribution to the empirics of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics* 107 (2): 407-437.
- McKinnon, R. I. (1973).** Money and Capital in Economic Development. Washington D.C.: Brookings Institution.
- Ministère de l'Economie, du Plan et de l'Intégration Régionale, CAPOD (2010).** Etude sur les sources de la croissance économique Guinée-Bissau. Etude réalisée dans le cadre du projet de renforcement des capacités en conception et analyse des politiques économiques financé par l'UNDP.
- Most, S. J., Vann de Berg, H. (1996).** Growth in Africa : Does the source of investment financing matter? *Applied Economics* 28 (11): 1427-1433.
- Ojo, O., Oshikoya, T. (1995).** Determinants of Long Term Growth: Some African Results, *Journal of African Economies* 4 (2): 163-191.
- Pesaran, H., Shin, Y., Smith, R. J. (2001).** Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationship. *Journal of Applied Econometrics* 16 (3): 289-326.
- Pesaran, M.H. (1997).** The Role of Economic Theory in Modelling the Long Run. *The Economic Journal* 107 (440): 178-191.
- Rafinot, M. (2006).** Prêts ou dons. Commentaires. *Revue d'économie du développement* 2-3 (14): 159 -165
- Rodriguez, F., Rodrik, D. (2000).** Trade Policy and Economic Growth: A Skeptic's guide to the Cross-National Evidence. Bernanke et K. Rogoff, *Macroeconomics Annual*. MIT Press, Boston.

Romer, P. M. (1990). Endogenous Technological Change. *The Journal of Political Economy* 98 (5): S71-S102.

Romer, D. H., Frankel, J.A. (1999). Does Trade Cause Growth? *American Economic Review* 89 (3):379-399.

Romer, P. M. (1986). Increasing Returns and Long Run Growth. *Journal of Political Economy* 94 (5): 1002-37.

Sarel, M. (1996). Nonlinear Effects of Inflation on Economic Growth. *IMF Working Paper N°95/56*.

Shaw, E.S. (1973). Financial Deepening in Economic Development. New York : Oxford University Press.

Solow, R.M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Oxford Review of Economic Policy* 23 (1) : 3-14.

Stengos, T., Aurangzeb, A. (2008). An empirical investigation of the relationship between education and growth in Pakistan. *International Economic Journal* 22 (3) : 345-359.

Stiglitz, J., E. (2001). Apprentissage, croissance et développement : conférence en l'honneur de Sir Partha Dasgupta. *Revue d'Economie du Développement* 4 (25) : 19-86.

Swan, T. W. (1956). Economic Growth and Capital Accumulation. *Economic Record* 32 (2): 334-361.

Tarno, M. (2012). Déterminants de la croissance économique des pays de l'UEMOA : une analyse à l'aide des données de panel. *Revue d'Economie Théorique et Appliquée* 2 (2) :199-222.

Tenou, K. (1999). Les déterminants de la croissance de long terme dans les pays de l'UEMOA. *BCEAO Working Paper n°493*.

Zahonogo P. (2016). Trade and economic growth in developing countries: Evidence from sub-Saharan Africa. *Journal of African Trade* 3 (1-2) : 41-56.

EFFET DE LA CONCENTRATION BANCAIRE SUR LA STABILITE DU SYSTEME FINANCIER DE L'UEMOA

SIAGBE Yete Dieudonne ²⁵

Résumé

La crise financière mondiale de 2007 a fait renaître le débat sur la capacité de la structure bancaire à influencer sur la résilience du secteur financier. Dans la littérature, de nombreux travaux mettent en exergue le lien entre la concentration bancaire et la stabilité financière, sans toutefois établir un consensus sur la nature de cette relation. La présente étude est dédiée à l'évaluation de l'incidence de la structure du marché bancaire sur la stabilité du système financier sur sept (7) pays membres de l'UEMOA. En premier lieu, l'examen empirique de la structure du marché bancaire de l'Union par le biais de l'indice de concentration Herfindahl-Hirschman (HHI), des ratios de concentration des cinq (5) et trois (3) plus grandes banques (CR5 ; CR3), ainsi que la statistique H de Panzar et Rosse, révèlent une structure bancaire très concentrée avec une éventuelle collusion tacite entre les grands établissements de crédit. En second lieu, nous avons effectué les tests de stationnarité et de cointégration sur données de panel, nous avons estimé la relation de long terme entre les indicateurs de stabilité (l'indice composite de stress et le Z-score) et les indices de concentration, à travers les moindres carrés modifiés (FMOLS), sur la période 2002 à 2016. Il en ressort que la concentration assure la stabilité du secteur financier. Par conséquent, la promotion de l'émergence des banques de grandes tailles et saines dans l'Union est recommandée pour assurer la résilience du système financier.

INFORMATION SUR L'ARTICLE

Historique de l'article :

Soumis le 16 avril 2020.

Reçu en première version révisée le 9 décembre 2020.

Reçu en deuxième version révisée le 19 mai 2021.

Reçu en troisième version révisée le 20 juin 2021.

Accepté le 27 octobre 2021

Classification JEL : C23, G21, G32, L12, L13, L51

Mots clés : Concentration bancaire, statistique H, stabilité financière, FMOLS, UEMOA

²⁵ Doctorant à l'université Felix Houphouët Boigny de Cocody (Abidjan-Côte d'Ivoire)
Email : siagbeyetedieudonne@gmail.com

Abstract

The global financial crisis of 2007 has revived the debate on the ability of the banking structure to affect the resilience of the financial sector. In the empirical literature, several studies highlight the link between bank concentration and financial stability, but without establishing a consensus on the nature of this relationship. The objective of the present study is to assess the impact of the banking market structure on the stability of the financial system in seven WAEMU member countries. First, the empirical examination of the structure of the banking market in the Union through the Herfindahl-Hirschman concentration index (HHI), the concentration ratios of the 5 and 3 largest banks (CR5; CR3), as well as the Panzar and Rosse H-statistic, reveals a highly concentrated banking structure with a possible implicit collusion between the large banking firms. A Secondly, we implement stationarity and cointegration tests on panel data, we estimate the long-run relationship between stability indicators (the composite stress index and the Z-score) and concentration indices, using modified least squares (FMOLS) from 2002 to 2016. It is found that concentration ensures the stability of the financial sector. Therefore, promoting the emergence of large and sound banks in the union is ideal for ensuring the resilience of the financial system.

ARTICLE INFORMATIONS

Article history :

Submitted on april 16, 2020.

Received in first revised form on december 9, 2020.

Received in second revised form on may 19, 2021.

Received in second revised form on june 20, 2021

Accepted on october 27, 2021.

JEL classification : : C23, G21, G32, L12, L13, L51

Keywords: *Banking concentration, H statistics, financial stability, FMOLS, UEMOA*

INTRODUCTION

La crise financière mondiale intervenue dans les années 2007-2008, provoquée par des dysfonctionnements du système financier américain (crise des « *subprimes* »²⁶), a conduit de facto à des déséquilibres mondiaux importants. Elle a causé, en particulier, l'effondrement des systèmes bancaires à travers le monde entier. Dès lors, les conséquences de cette crise ont suscité à nouveau l'intérêt d'avoir un système bancaire stable, résilient à tous chocs internes et externes.

Dans le cas de l'UEMOA, bien que la crise des « *subprimes* » n'ait pas sévèrement affecté le système bancaire, l'évolution des principaux indicateurs d'évaluation du secteur bancaire a probablement sonné le glas d'une solidité apparente.

Malgré une amélioration des prêts non performants observée en 2016 (le taux brut de dégradation du portefeuille s'est chiffré à 15,1% en 2014, puis à 13,7% en 2015 et à 10,1% en 2016), l'encours des prêts non performants de 2013 à 2017 a augmenté de 41,84% pour s'établir à 2.642,5 milliards, contre 1.863 milliards en 2013. Le taux brut de dégradation du portefeuille a augmenté pour s'établir à 12,9% en 2017. Le taux net de dégradation des actifs financiers est passé de 5,2% en 2016 à 5,6% à fin 2017²⁷. A cet effet, Caprio et Klingebiel (1996) ont montré que les faillites bancaires intervenues dans les années 1980 dans l'Union, ont été quasiment provoquées par les prêts non performants. Quant à Fall (2017), il a remarqué que la recrudescence de l'instabilité du système bancaire passe par le biais des prêts non performants.

Si le système bancaire est réputé pour son instabilité, c'est en partie parce qu'il a pour vocation de produire de la liquidité. La disponibilité de la liquidité permet de répondre aux préférences des agents et d'établir une relation de confiance entre l'emprunteur et le prêteur (Diamond et Dybvig, 1983). Ainsi, un déficit de liquidité occasionne une panique bancaire, dont l'issue est la fragilisation du système bancaire. Caprio et Klingebiel (1996) ont concédé également que la crise financière de l'Union est, en partie, accentuée par une ruée massive des déposants, provoquant une baisse de la liquidité. La situation actuelle de la liquidité dans la zone n'est pas reluisante, car depuis 2013, la liquidité des banques ou la trésorerie propre, définie comme la trésorerie hors refinancement de la Banque Centrale, est déficitaire dans les huit (8) pays de l'Union (voir tableau 0 en annexe).

Enfin, la littérature met l'accent sur l'adéquation en capital (Danon et Lopez, 2014 ; Gammadigbe, 2018 ; Kanga et al., 2021). En théorie, la capitalisation est un maillon essentiel dans la quête d'une structure stable et résiliente aux chocs. Effectivement, une banque bien capitalisée peut faire face aux pertes liées à des conjonctures défavorables.

Par ailleurs, le comité de Bâle sur le contrôle bancaire en fait un facteur important dans l'établissement des normes prudentielles (Bâle I, II et III). Toutefois, dans l'Union, lesdites normes en matière d'adéquation en capital minimum et de ratio de solvabilité ne sont pas respectées par toutes les entités bancaires. En 2017, 90 banques sur 114 en activité respectent la nouvelle exigence en capital. Cette même année 102 banques sur 114 banques en activité ont un ratio de solvabilité supérieur ou égal à la norme réglementaire. Rappelons que dans l'UEMOA, les

²⁶ Les « *subprimes* » sont les prêts hypothécaires (immobiliers) octroyés aux personnes en défaut de paiement vis-à-vis des banques ou qui sont exclues du système, dont le défaut de recouvrement en 2007, suite au relèvement du principal taux directeur de la FED couplé par une dépréciation des prix des actifs immobiliers, a été à l'origine de la crise financière qui a débuté au Etats-Unis et par la suite s'est propagée dans le monde entier.

²⁷ Rapport annuel de la Commission Bancaire de l'UEMOA (2016,2017).

établissements de crédit sont tenus d'avoir, à tout moment, un capital minimum de dix (10) milliards de francs CFA et un ratio de solvabilité minimum de 8% sur la base des fonds propres (rapport de la Commission Bancaire de l'UMOA, 2017).

La libéralisation du secteur financier selon l'approche de McKinnon (1973) et Shaw (1973) amorcée au lendemain de la crise financière des années 1980, a entraîné une mutation structurelle très importante du paysage bancaire de l'Union. Le nombre d'entités bancaires en activité est en plein essor, passant de 66 banques en 2002 à 123 banques en 2017, avec une forte croissance des banques panafricaines (Kanga et al., 2020). De surcroît, ces banques sont d'une efficacité remarquable (Zins et Weill, 2018 ; Léon et Zins, 2020). En effet, à partir de 2008 les groupes panafricains ont commencé à dominer le marché bancaire en termes de parts de marché et de présence, au détriment des autres groupes, surtout français (Société Générale et BNP Paribas), qui avant cette date étaient les plus puissants. La croissance des banques panafricaines a occasionné une accélération de la concurrence (Kanga et al., 2020b). Ainsi, on assiste à une baisse de la structure oligopolistique du marché, en d'autres termes, une baisse de la concentration du marché bancaire enregistrée depuis les années 1990 (Powow, 2000).

Au plan empirique, il existe un lien entre la concentration et la stabilité bancaire. En effet, des études montrent que la concentration du marché bancaire assure sa stabilité. Ainsi, ces auteurs prônent l'hypothèse de la « *concentration-stability* » (Keeley, 1990 ; Hellmann et al., 2000 ; Rusuhuzwa et Nyalihama, 2015 ; Shijaku, 2017 ; Yebe, 2017 ; Dewi, 2018 ; Kanga et al., 2020b). A contrario, d'autres auteurs défendent l'idée que la concentration de la structure bancaire n'est pas apte à assurer sa stabilité. Pour ces derniers, la concurrence du secteur bancaire est plutôt gage de stabilité (Boyd et De Nicoló, 2005 ; Jiménez et al., 2013 ; Moyo et al., 2014 ; Leroy et Lucotte, 2017). Enfin, une série de travaux mettent en lumière l'hypothèse de non linéarité entre la concentration et la stabilité (Martinez-Miera et Repullo, 2010 ; Cuetas et al., 2017).

Face à l'ambiguïté des études présentées, nous nous posons la question de savoir dans quelle mesure la concentration bancaire agit sur la stabilité du système bancaire de l'UEMOA ?

L'objectif de cette étude est d'analyser l'effet de la mutation structurelle du paysage bancaire sur l'instabilité grandissante du système financier de l'UEMOA, compte tenu de la prépondérance des banques dans ce secteur. Il s'agit, en particulier, de mettre en lumière l'influence de la concentration bancaire, d'une part, sur la prise de risque individuelle des banques et, d'autre part, sur la nature systémique de ce risque. Selon, Patro et al., (2013) le risque systémique est une situation dans laquelle les firmes sont simultanément en état de « *stress* ». Cette situation est caractérisée par des crises de crédit, de liquidité et de capital. De même, Lehar (2005) appréhende le risque systémique par une faillite en cascade de plusieurs entités bancaires²⁸.

Ce travail vient compléter la littérature portant sur les déterminants de la stabilité financière pour le cas de l'Union, dans la mesure où une grande partie de cette littérature met en exergue les fonds propres (Danon et Lopez, 2014 ; Gammadigbe, 2018), et les grandeurs macro-économiques (Gammadigbe, 2012 ; Doucouré et Sene, 2014). Enfin, il se démarque des travaux de Fall (2017) et de Kanga et al. (2020b) sur l'approche méthodologique. En effet, Fall (2017) indique, par le biais d'un examen analytique, que la baisse du pouvoir de marché qui traduit une intensification de la concurrence est à l'origine de l'instabilité systémique observée dans l'Union

²⁸ Pour une appréhension plus exhaustive de la notion du risque systémique voir Silva et al., (2017).

de 2012 à 2014²⁹. Tandis que, Kanga et al. (2020) trouvent des résultats mitigés selon la source d'accroissement de la concurrence, par l'intermédiaire des modèles à effet fixe et aléatoire.

Le reste de l'étude se présente comme suit : la section 1 expose les apports théoriques et empiriques de la nature du lien entre le pouvoir de marché et la stabilité financière. La section 2 propose l'approche méthodologique de l'étude. La section 3 présente les principaux résultats. Enfin, la dernière partie sert de conclusion.

²⁹ Fall (2017) énumère également la détérioration des termes de l'échange à travers la hausse du prix de pétrole en 2003, la crise financière déclenchée en 2007 débouchant par la suite sur une crise économique mondiale qui a joué sur les termes de l'échange, en occasionnant une baisse brutale des prix des matières premières.

I. REVUE DE LITTÉRATURE

Il y a une absence de consensus sur le lien entre le pouvoir de marché et la stabilité bancaire entre, d'une part, les défenseurs de la thèse selon laquelle la concurrence bancaire est source d'instabilité, désignée sous le terme « *concentration stability* » et, d'autre part, les partisans de la « *concentration fragility* », qui voient en la concurrence une condition nécessaire à la solidité financière.

Marcus (1984) est le premier à mettre en exergue le rôle stabilisateur du pouvoir de marché, par le biais d'un modèle à durée. Il concède que l'existence d'une assurance des dépôts est à l'origine d'une maximisation de la prise de risque, en raison de l'aléa moral induit par le libéralisme financier. Pour résoudre le problème d'insolvabilité lié à l'assurance des dépôts, les banques doivent avoir un pouvoir de marché. Cette thèse est soutenue par Dermine (1986) à travers l'extension du modèle de Monti-Klein (1972). Keeley (1990), pour sa part, ne se démarque pas des remarques de Marcus (1984). Dans les faits, il observe que l'accroissement de la concurrence se traduit par une baisse de la marge d'intérêt des banques. Ce qui emmène les banques à s'exposer davantage au risque de défaillance, parce qu'elles disposent de moins de capital et investissent dans des actifs plus risqués.

Buch et al. (2012), par le biais d'un indice de distance au défaut (Z-score) et des mesures non-structurelles du pouvoir de marché (indice de Lerner et indice de Boone), montrent qu'un système bancaire peu concurrentiel est associé à un niveau de risque systémique moindre, sur la période allant de 2003 à 2006. Jiménez et al. (2013) démontrent également que la concurrence semble concourir à l'augmentation du risque financier sur le segment du marché de crédit espagnole. Récemment, Shijaku (2017) analyse la nature du lien entre le pouvoir de marché et la stabilité du système bancaire sur un panel de seize (16) banques albanaises post crise. A cet égard, il estime une équation du risque systémique, dont la variable dépendante est un indice composite de « *stress* » et comme variable indépendante, des mesures structurelles (indice de concentration) et non-structurelles (indice de Lerner, statistique H et l'indice de Boone) du pouvoir de marché. Il aboutit à des résultats en droite ligne avec le paradigme « *concentration-stability* », tout comme Dushku (2016).

Hu et Xié (2016), à l'aide des modèles à équations structurelles, montrent que la concurrence dans le secteur bancaire chinois renforce la prise de risque des banques entre 2004 et 2014. Dewi (2018), à partir des données sur les banques commerciales indonésiennes, fait un commentaire en faveur du paradigme de la « *franchise value* » en période de crises. En revanche, en situation de « *normal times* », c'est-à-dire en l'absence de crise, la tendance est inversée.

Les travaux de Rusuhuzwa et Nyalihama (2015) portent sur l'économie rwandaise. En effet, ces auteurs montrent, dans un premier temps, qu'au sein du système bancaire rwandais règne une concurrence monopolistique concentrée entre les six (6) plus grosses banques du pays de 2006 à 2013. De surcroît, cette concurrence s'est accélérée depuis 2010. Ensuite, le lien entre la concurrence et la stabilité financière confirme la thèse déstabilisatrice de la concurrence, parce que le pouvoir de marché est associé à une décélération de la prise de risque dans le système bancaire.

Plusieurs études confirment la thèse de l'effet stabilisateur d'une structure de marché plus concentrée à l'échelle transfrontalière. Il s'agit entre autres des travaux de Beck et al. (2003 ; 2013), Fu et al. (2014), Weiß et al. (2014) et Karkowska et Pawłowska (2018). Karkowska et Pawłowska (2018) montrent que la concurrence se manifeste par une croissance de l'instabilité du système bancaire des pays de l'Europe centrale et orientale de 1999 à 2015. De même, Yebe

(2017), sur un panel des banques des pays de la zone CEMAC, examine le lien entre concentration bancaire et risque systémique. Il ressort que la concentration est favorable à la stabilisation de la zone Franc de l'Afrique centrale. Cependant, pour ce dernier la bonne santé du système est menacée par le risque de défaut de liquidité et la dégradation de la qualité des portefeuilles.

Enfin, Kanga et al. (2020), indiquent que l'intensification de la concurrence dans la zone UEMOA, justifiée par l'essor des banques panafricaines, a eu une influence significative mitigée sur la stabilité du système bancaire. En effet, pour ces auteurs, l'expansion des banques panafricaines augure une instabilité du système financier et la présence des groupes français soutient à la fois la « *concentration stability* » et la « *concentration fragility* ».

Cependant, cette revue de littérature est remise en cause par un ensemble de travaux stipulant que la concentration est un facteur de fragilisation du système financier.

Boyd et De Nicoló (2005) soutiennent que le coût élevé du crédit bancaire, engendré par le pouvoir de marché, attire d'un côté les mauvais emprunteurs (sélection adverse) et de l'autre, encourage les acteurs du secteur bancaire à des comportements plus risqués (moral hazard). En clair, il faut donner libre cours à la concurrence, car elle est facteur de diversification et de réduction des taux d'intérêt. Boyd et al. (2006) illustrent cette argumentation théorique par le biais de deux échantillons distincts, dont le premier est composé des données de 2.500 banques américaines et le second de 2.600 banques provenant de 134 pays non industrialisés. Ils montrent que la concurrence au sein de l'industrie bancaire contribue à la résilience du système financier.

Anginer et al. (2014), Leroy et Lucotte (2017) et Fungavcova et Weill (2013) mettent en évidence un lien négatif entre le pouvoir de marché et la stabilité du système bancaire. Toutefois, ces auteurs parviennent à ce résultat par le biais des indicateurs de risques systémiques différents. Anginer et al. (2014) tirent parti d'un indicateur obtenu par le rapport de la différence première de la distance de défaut individuelle sur la différence première de la distance de défaut agrégée du système bancaire. En revanche, les autres études tablent sur une famille d'indicateurs fondée sur le calcul de la valeur du risque individuel et global du système financier.

Moyo et al. (2014) mènent une étude sur cette thématique pour un ensemble de pays africains au sud du Sahara sur la période allant de 1995 à 2010. Le résultat de leurs travaux n'infirme pas la « *competition-stability* ». En effet, ces auteurs trouvent une relation positive et significative entre l'indicateur de concurrence (la statistique H) et les indices de stabilité bancaire, après les réformes de libéralisation du secteur financier.

Les études présentées concèdent une relation linéaire entre concentration bancaire et stabilité bancaire. Cependant, Martinez-Miera et Repullo (2010) indiquent que la structure du marché agit doublement sur la solidité bancaire. D'abord, la concurrence réduit la probabilité de défaillance du système bancaire. Ensuite, elle empêche les banques de faire face aux pertes liées aux prêts non performants au-delà d'un certain seuil, ce qui engendre une défaillance du système.

Ainsi, Jiménez et al. (2013) montrent, à partir des données bancaires espagnoles, que les mesures structurelles de concurrence bancaire, qui sont des indices de concentration (CR5, HHI, nombre de banques) ont une influence non-linéaire en forme de U sur la prise de risque. Jiménez et al. (2016) parviennent au même résultat dans leurs travaux portant sur l'Inde. Les apports de Liu et al. (2013) dans dix (10) pays européens de 2000 à 2008, fournissent des preuves empiriques de l'existence d'une relation en forme de U entre la concurrence et la stabilité des

banques régionales, étayant ainsi les contributions théoriques de Martinez-Miera et Repullo (2010).

En outre, Cuetas et al. (2017) mettent en évidence le lien entre la concurrence et la stabilité du système financier des pays de la Baltique, à savoir l'Estonie, la Lettonie et la Lituanie. Pour y parvenir, ils se servent alternativement de l'indice de Lerner et de la part de marché des banques comme mesure de la concurrence, puis, du Z-score et des prêts non performants comme proxy du risque bancaire. Il ressort de l'analyse, une relation inverse en forme de U, signifiant qu'au-delà d'un certain seuil, la concurrence risque d'encourager le comportement individuel des banques en matière de prise de risque, ce qui pourrait nuire à la stabilité du secteur bancaire. De surcroît, Noman et al. (2018), s'intéressant au système financier sud-asiatique de 1990 à 2014, démontrent l'effet déstabilisateur du pouvoir de marché et confirment la non-linéarité du lien entre la concurrence et le risque de défaillance bancaire.

Enfin, Rusuhuzwa et Nyalihama (2015) montrent également que la relation entre la concentration bancaire et la stabilité n'est pas linéaire. Au-delà d'un certain niveau, un marché bancaire trop concentré contribue à fragiliser le secteur financier.

En somme, il ressort de cette revue de littérature que le débat reste ouvert sur l'effet de la concentration bancaire sur la stabilité du système bancaire. En plus, concernant l'UEMOA, il y a très peu d'essais sur cette thématique dans un contexte marqué par une prolifération des banques panafricaines plus efficaces que les banques étrangères (Zins et Weill, 2018) et où les banques sont présentes sur plusieurs segments du système financier.

II. ASPECTS METHODOLOGIQUES

2.1 Méthodologie d'analyse de la structure du marché bancaire

Dans cette sous-section, l'examen méthodologique de la structure du marché bancaire est appréhendé sous deux angles complémentaires.

2.1.1 La concentration de l'industrie bancaire

Sur la base du paradigme SCP (Structure-Comportement-Performance), nous analysons le niveau de la concentration bancaire de l'UEMOA. Ce paradigme stipule que la structure du marché (nombre de firmes, la taille des firmes, le degré d'homogénéité des produits, la structure des coûts) détermine le comportement de la firme (sa politique des prix, l'intensité de sa recherche et développement, etc.) et par ce canal, influe sur la performance de celle-ci (marge commerciale, profit, etc.). Ainsi, ces auteurs calculent des indices de concentration à partir des parts de marché des firmes en activité, pour jauger le niveau de concentration. Ce faisant, la concentration dans cette étude est mesurée par trois indicateurs, à savoir les ratios des trois (3) et cinq (5) plus grosses banques et l'indice de concentration de Herfindahl-Hirschman (HHI).

Formellement ces ratios se présentent comme suit :

$$CR_3 = \sum_{i=1}^3 S_i \quad \text{et} \quad CR_5 = \sum_{i=1}^5 S_i \quad (1)$$

Où S_i représente la part de marché de la banque i . Lorsque ces ratios tendent vers 0, cela reflète un marché très concurrentiel. Tandis que des valeurs proches de 1 traduisent un marché fortement concentré.

L'indice de concentration HHI est la somme du carré des parts de marché de toutes les banques en activités sur le marché. Des valeurs élevées de cet indicateur indiquent une structure bancaire concentrée. L'indice est de la forme suivante :

$$HHI = \sum_{i=1}^n S_i^2 \quad (2)$$

2.1.2 Le degré de compétitivité

L'idée sous entendue du paradigme SCP est que le pouvoir de marché inhibe la compétitivité du marché. Toutefois, cette hypothèse est contre-balancée par la théorie du marché contestable (Baumol et al., 1982). Cette théorie stipule, en effet, qu'un marché concentré peut être concurrentiel, à condition qu'il n'existe pas des barrières à l'entrée et à la sortie sur ce marché. De ce fait, l'examen du degré de concurrence est mesuré par la statistique H de Panzar et Rosse (1987).

Cet indicateur est issu de la nouvelle organisation industrielle des années 1970. Il intercepte la transmission des prix des facteurs de production sur les revenus des firmes. Théoriquement : en situation de monopole (ou d'oligopole), la hausse des prix des intrants entraîne la hausse du coût marginal. Dès lors, pour établir l'équilibre entre le coût marginal et la recette marginale, la (les) firme(s) se voit (ent) contrainte(s) de réduire la quantité totale. Dans ce contexte, la transmission du prix des intrants sur le revenu est faible ; en régime concurrentiel l'augmentation des prix des intrants induit l'accroissement du revenu total à proportion égale de manière à assurer le profit nul à l'équilibre, sous l'hypothèse d'homogénéité de degré 1 de la fonction du coût total.

Le calcul de la statistique H revient à estimer les équations suivantes :

$$\ln(TR_{it}) = \alpha_i + \sum_{l=1}^3 \beta_l \ln w_{l,it} + \sum_{j=1}^J \lambda_j X_{j,it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\ln(TR_{it}) = \alpha_i + \sum_{l=1}^3 \sum_{t=1}^T \beta'_l D_t \ln w_{l,it} + \sum_{j=1}^J \lambda_j X_{j,it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

La première équation (3) permet de calculer la statistique H moyenne, tandis que la seconde (équation 4) offre un indicateur dynamique à travers le temps. i et t représentent respectivement la banque et la période. $\ln(TR)$ est le logarithme du revenu total de la banque, $\ln w_l$ est le logarithme du prix du $l^{\text{ième}}$ facteur de production, X est un vecteur composé de J variables de contrôles spécifiques aux banques, D est une variable dichotomique temporelle et ε représente le terme d'erreur supposé suivre une loi normale $N \square (0, \sigma_\varepsilon^2)$.

Suivant l'approche d'intermédiation, les facteurs de productions détenus sont : le coût du travail mesuré par le rapport des dépenses du personnel sur le total des actifs, le coût des fonds pris comme le rapport des charges d'intérêt sur le total des dépôts et le coût des actifs immobilisés correspondant au ratio des autres charges d'exploitation sur le montant des actifs totaux. Comme variables de contrôle, nous retenons le ratio des prêts sur le total des actifs. En effet, le risque de crédit expose les banques à de lourdes pertes, ce qui conduit à une baisse du revenu de ces dernières. En outre, le ratio de dépôt sur le total des actifs est utilisé pour capter l'effet de la composition du financement des banques sur leurs revenus. Le tableau A1 en annexe présente la moyenne des variables utilisées pour l'estimation.

Les statistiques H sont obtenues, respectivement, par la somme des élasticités des prix des intrants des équations (3) et (4), de la manière suivante :

$$H = \sum_{l=1}^L \beta_l \quad \text{et} \quad H_t = \sum_{i=1}^3 \beta_{it} \quad (5)$$

Trois (3) interprétations découlent de cet indicateur. Premièrement, lorsque la statistique est égale à l'unité, cela illustre un marché fortement concurrentiel. Ensuite, une statistique nulle ou négative traduit une situation de monopole ou de collusion oligopolistique. Enfin, lorsqu'elle est comprise entre zéro et l'unité, le marché est caractérisé par une concurrence monopolistique ou oligopolistique. Par ailleurs, cette approche est applicable lorsque la condition selon laquelle le profit de long terme soit nul est vérifiée. Suivant Shaffer (1983a) nous testons cette hypothèse en estimant l'équation du profit suivante.

$$\ln(1+\pi)_{it} = \alpha_i + \sum_{l=1}^3 \beta_l \ln w_{l,it} + \sum_{j=1}^J \lambda_j X_{j,it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Où $\ln(1+\pi)$ est le logarithme des profits normalisés à 1, car les profits négatifs enregistrés réduisent la taille de l'échantillon. A l'équilibre, la somme des élasticités doit être égale à zéro.

$$E = \sum_{l=1}^3 \beta_l = 0 \quad (7)$$

Nous estimons ces modèles en trois phases. Premièrement, nous estimons des modèles individuels à effet fixe à l'aide de l'estimateur Within (ou Least Square Dummy Variable). Cette étape permet de tenir compte des effets individuels spécifiques à chaque individu de notre échantillon. Deuxièmement, l'hypothèse que ces effets individuels soient aléatoires n'étant pas exclue, nous estimons des modèles à effet aléatoire suivant l'estimateur des Moindres Carrés Généralisés (MCG). En effet, en présence d'effet aléatoire, l'estimateur Within est sans biais et convergent mais n'est pas à variance minimale donc n'est un estimateur BLUE (Best Linear Unbiased Estimator). Troisièmement, nous implémentons le test de spécification de Hausman afin de retenir le meilleur estimateur.

2.2 Méthodologie économétrique

2.2.1 Le modèle empirique

L'objectif de l'étude est d'évaluer l'effet de la concentration bancaire sur la stabilité du secteur financier de 2002 à 2016. Dans la théorie, la structure du système bancaire influence la prise de risque des firmes bancaires. Ainsi, pour établir le lien entre la concentration bancaire et la stabilité du système financier, nous implémentons, à l'instar de Boyd et al. (2006), le modèle linéaire suivant :

$$Risque_{it} = \alpha_i + \beta Concent_{it} + \gamma Cban_{it} + \lambda Macro_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

Avec $Risque_{it}$, une variable de risque bancaire, $Concent_{it}$, un indice de concentration, deux vecteurs $Cban_{it}$ et $Macro_{it}$ regroupant respectivement l'ensemble des variables de contrôle bancaire et macroéconomique, α_i l'effet spécifique aux individus supposés hétérogènes et ε_{it} le terme d'erreur supposé suivre une loi normale $N \square (0, \sigma_\varepsilon^2)$. i et t désignent respectivement le pays et la période d'observation.

2.2.2 Les variables

Comme variable de risque bancaire, nous retenons d'abord, à l'échelle individuelle, la spécification du Z-score semblable à celle de Leroy et Lucotte (2017) et de Kanga et al. (2020). L'idée est qu'une entité bancaire présente des traits d'insolvabilité lorsque le ratio de capital ajouté au taux de rendement est inférieur ou égal à zéro, autrement dit, lorsque les pertes subies dépassent la capacité d'absorption de ces dernières ($CAR < -ROA$). Cette insolvabilité est matérialisée par le Z-score.

Formellement l'indicateur se présente comme suit :

$$Z-score_{it} = \frac{CAR_{it} + ROA_{it}}{\sigma(ROA)} \quad (9)$$

Où CAR et ROA désignent respectivement le ratio du capital obtenu en faisant le rapport des fonds propres sur le total des actifs de la banque et le rendement des actifs calculé à partir du rapport du profit sur le total des actifs à la date t . $\sigma(ROA)$ représente l'écart-type moyen du rendement des actifs. L'écart-type est calculé en glissement annuel en considérant une fenêtre temporelle de trois (3) ans. Cette mesure du Z-score montre que la variation à travers le temps du ratio de capital n'est pas le seul facteur d'insolvabilité, il y a également l'évolution de la rentabilité. Enfin, les valeurs élevées du Z-score illustrent la bonne santé financière de la banque et du système bancaire. Dans l'analyse empirique cette variable est prise en logarithme (LZi-score).

Ensuite, au niveau systémique, plusieurs conceptions d'indicateurs sont présentes dans la littérature (Sliva et al., 2017). Des auteurs conceptualisent une approche microéconomique du risque systémique. Dans ce cadre, ils mesurent la contribution individuelle des banques aux risques systémiques. On peut citer, sans être exhaustif : la « *Conditional Value-at-Risk (CoVaR)* » de Adrian et Brunnermeier (2010) ; le « *Marginal Expected Shortfall (MES)* » proposé par Brownlees et Engle (2010) ; la « *Value-at-Risk (VaR)* » (Daniélsson, 2002) ; des méthodes en termes de probabilité, comme le « *consistent information multivariate density optimizing (CIMDO)* » (Segoviano, 2006). Toutefois, cette approche n'offre pas une vision plus grande du risque, et selon Daniélsson (2002), elle n'est pas robuste en période de crise, car les indicateurs sont très volatiles. De ce fait, des travaux optent pour l'approche CAEL (Capital Adequacy, Return on Assets, Earnings and Liquidity) prônée par la FED (1979), qui se trouve être une approche macroéconomique de l'examen du risque systémique. Elle consiste à construire un indice synthétique en prenant en compte plusieurs données financières, sur le capital, la rentabilité et la liquidité, capables d'influencer la solidité bancaire.

Dans notre étude, la mesure du risque systémique est captée suivant l'approche CAEL. Par conséquent, à l'instar de Doucoure et Sene (2014), de Shijaku (2017) et du fait que les autorités monétaires de l'Union mènent des « *stress-test* » via des indices de stress pour jauger le niveau de résilience du système financier, nous élaborons un indicateur composite de risque de solidité des banques obtenu à partir des valeurs comptables bancaires de la forme suivante :

$$IC_{i,t} = \left(\frac{RC_t - \bar{\mu}_{RC}}{\sigma_{RC}} \right) + \left(\frac{ROA_t - \bar{\mu}_{ROA}}{\sigma_{ROA}} \right) + \left(\frac{RL_t - \bar{\mu}_{RL}}{\sigma_{RL}} \right) \quad (10)$$

Avec RC le ratio de capital, ROA le ratio de rentabilité et RL le ratio de liquidité. $\bar{\mu}$ et σ représentent respectivement les moyennes et les écarts types des variables financières. Une valeur négative de cet indicateur indique que le secteur bancaire est vulnérable.

En outre, nous utilisons le Z-score à l'échelle des nations (Za-score) comme une seconde mesure du risque systémique pour vérifier la robustesse de notre analyse.

A côté des variables de risque, les variables d'intérêt liées au pouvoir de marché retenues dans cette étude, sont les ratios de concentration des trois (3) et cinq (5) plus grosses banques (CR3 et CR5) et le logarithme de l'indice de concentration HHI. En se référant à l'hypothèse que le pouvoir de marché favorise la stabilité, le signe attendu des coefficients associés à ces variables est positif.

S'agissant des variables de contrôle spécifiques aux établissements de crédit. Nous avons l'effet taille (LTAIL), à travers le logarithme du total des actifs des banques. En effet, dans la littérature, plusieurs études indiquent que la recrudescence des crises financières s'explique par les assurances « *too-big-to-fail* » (Mishkin, 1999). De plus, la crise de 2008 a fait resurgir le débat sur les banques de grande taille à caractère systémique, à travers les répercussions sur l'économie mondiale de la faillite des grandes banques américaines. Au regard du dénouement précédent, nous supposons un effet déstabilisateur de la taille.

En outre, la crise financière mondiale a révélé l'importance de la liquidité sur la probabilité de défaut du système bancaire, faisant de cette variable un axe majeur des réformes prudentielles édictées par le comité de Bâle III, ainsi que celles de l'Union entrées en vigueur le 1^{er} janvier 2018. Cette réforme vise à définir un coussin de sécurité de liquidité que les banques sont tenues de respecter. Cette réforme exige la détention d'actifs liquides de haute qualité pour résister à une crise d'une durée de 30 jours (le rapport de l'encours d'actifs liquides de haute qualité sur les sorties nettes de trésorerie doit être supérieure ou égal à 100%). En effet, en période de crise, ce coussin de sécurité doit permettre aux banques de faire face aux ruées bancaires. De ce fait, nous contrôlons la relation entre la prise de risque et la concentration par un ratio de liquidité (RLIQ) défini par le rapport de la liquidité sur le total des actifs. Nous attendons un signe positif entre ce ratio et les mesures de stabilité.

Par ailleurs, le modèle d'affaires des banques influence également la prise de risque. Par conséquent, nous captions l'effet des activités traditionnelles des banques par le ratio de crédit (RCRED) obtenu par le rapport du crédit à la clientèle sur le total des actifs. L'effet attendu de ce proxy est ambigu. En effet, selon la théorie de la diversification du portefeuille (Markowitz, 1952), la contribution du portefeuille d'actifs au risque dépend de la qualité des actifs. Un portefeuille composé en majeure partie de prêts non performants accroît la probabilité de défaillance, contrairement à un portefeuille constitué en grande partie d'actifs sans risque.

Enfin, au niveau des variables macroéconomiques, nous retenons la production et l'inflation. Théoriquement, une croissance de la production devrait permettre aux agents économiques de faire face à leurs engagements auprès des banques. Ce qui a l'avantage de favoriser la stabilité du système bancaire. Toutefois, la disponibilité des ressources due à une croissance économique forte peut inciter les établissements de crédit à des comportements plus risqués (aléa moral). L'effet de la production est capté par le logarithme du PIB réel (LPIBR). A l'instar de Danon et Lopez (2014), nous nous attendons à un effet stabilisateur de la production. L'indice des prix à la consommation (IPC) est utilisé comme indicateur de l'inflation. Les effets du niveau général des prix sur la prise de risque des banques dépendent de son anticipation ou non par les banques.

Assurément, une inflation non anticipée est déstabilisatrice, tandis qu'une inflation anticipée a des effets ambigus, puisqu'elle contribue au renchérissement du coût du crédit.

III. PRINCIPAUX RESULTATS

3.1 Résultats de l'analyse empirique de la structure du marché

3.1.1 Evolution du niveau de la concentration bancaire

Le tableau 1 et la figure A1 en annexe présentent l'évolution du niveau de concentration bancaire de l'Union. A la lumière du tableau 1, le secteur bancaire est fortement concentré au regard des parts de marchés bilancielle des trois (3) et cinq (5) plus grosses banques de l'union, tandis que la figure A1 indique une baisse tendancielle de l'indice de concentration HHI depuis 2002. De surcroît, cette baisse généralisée a été plus ressentie au milieu des années 2000 avec l'entrée massive des banques panafricaines.

Tableau 1 : Evolution de l'indice de concentration CR_3 et CR_5 par pays

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	Moy.
Parts de marchés des trois plus grandes banques												
Benin	67,46	64,86	55,63	67,58	63,84	61,95	62,32	60,21	63,37	60,99	60,13	62,58
Burkina	50,20	44,66	43,99	46,77	48,34	48,59	52,63	51,26	51,35	53,77	54,90	49,68
Côte d'I	45,62	43,62	41,90	42,94	40,65	39,43	40,51	39,75	41,78	43,62	41,67	41,95
Guinée b	89,05	94,06	95,20	94,05	93,46	89,41	89,12	88,19	81,59	85,58	80,31	89,09
Mali	56,86	56,25	51,69	49,67	47,95	47,54	47,30	44,73	46,57	44,13	44,13	48,80
Niger	64,87	65,20	63,76	60,55	61,70	59,79	60,17	59,73	61,65	56,91	56,02	60,94
Sénégal	57,26	60,64	65,16	55,40	51,46	45,82	43,89	41,70	39,17	39,99	34,91	48,67
Togo	65,57	64,96	49,77	61,08	56,94	51,71	50,45	64,20	63,47	56,09	51,09	57,76
UEMOA	62,11	61,78	58,38	59,75	58,04	55,53	55,80	56,22	56,12	55,13	52,89	57,43

Parts de marchés des cinq plus grandes banques

Benin	80,85	78,81	80,73	82,04	79,15	76,01	77,97	73,52	78,65	77,97	76,83	78,41
Burkina	75,00	69,84	68,43	68,12	71,93	74,45	74,33	72,48	71,96	73,92	74,17	72,24
Côte d'I	63,55	61,32	62,76	61,51	61,04	57,59	58,56	57,33	59,15	61,59	56,85	60,11
Guinée b	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Mali	76,30	76,13	74,93	71,19	69,57	68,62	68,57	68,58	68,13	64,89	65,40	70,21
Niger	87,27	87,40	87,49	86,34	87,12	84,29	85,36	84,37	83,13	79,48	78,43	84,61
Sénégal	72,88	75,20	79,60	72,99	70,33	63,07	61,63	60,00	57,87	60,42	53,49	66,14
Togo	80,37	87,17	75,64	80,59	76,11	71,63	69,16	89,58	82,74	75,82	69,76	78,05
UEMOA	79,53	79,48	78,70	77,85	76,90	74,46	74,45	75,73	75,20	74,26	71,87	76,22

Source : l'auteur

3.1.2 Evolution de la statistique H

Les équations (3), (4) et (6) sont estimées sur un panel composé de 107 banques, sur la période allant de 2003 à 2016. Pour le calcul de la statistique H, ces 107 banques sont celles, qui en 2016, totalisent plus de quatre (4) années d'exercice et disposant de données régulières. Le tableau 2

et la figure A2 en annexe présentent, respectivement, la statistique H moyenne et son évolution à travers le temps.

A l'issue des estimations, des tests de significativité globale (Wald test) effectués sur le modèle à effet fixe et sur le modèle à effet aléatoire offrent des statistiques significatives au seuil de 1%, ce qui permet d'affirmer que les modèles choisis sont appropriés. Ensuite, le test d'effet individuel de Fisher, sous l'hypothèse nulle que ces effets soient identiques à toutes les banques, conduit au rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 1%, car la statistique du test (22,20) est significative. Ce résultat montre que l'hétérogénéité de notre modèle de panel s'observe au niveau des effets individuels. De plus, la P-value du test du multiplicateur de Lagrange, permettant de détecter la présence d'hétéroscédasticité de Breusch Pagan (BP), appliqué au modèle à effet fixe est égale à 1,000. Une telle P-value permet d'accepter l'hypothèse nulle d'homoscédasticité des résidus, ce qui indique une variance constante du terme d'erreur. Enfin, le test d'effet aléatoire de BP confirme une présence d'effet individuel aléatoire. En effet, la statistique du test est significative à 1%. Par conséquent, l'hypothèse nulle stipulant une variance nulle du facteur spécifique est rejetée au profit de l'hypothèse alternative.

Enfin, l'hypothèse nulle du test d'Hausman (tableau 3) est rejetée à 1%. Ce test stipule que sous l'hypothèse nulle, il n'y a pas de différence systématique entre les deux estimateurs, par contre sous l'hypothèse alternative l'estimateur Within est consistant et l'estimateur GLS est inconsistant. Par conséquent, l'interprétation des résultats du modèle à effet fixe est utilisée dans la suite de l'investigation.

La statistique H obtenue est négative (-0,5089). Le test de collusion parfaite ($H=0$) est rejeté à 1%. En outre, l'hypothèse d'un marché fortement concurrentiel ($H=1$) est fortement rejetée, car la statistique du test est significative à 1%. Enfin, concernant la condition d'équilibre de long terme ($E=0$), cette hypothèse est également rejetée au seuil de 1%. Ces résultats montrent que le marché bancaire de l'UEMOA a une structure oligopolistique en accord avec les conclusions de Panzar-Rosse (1987). Il s'agit d'un marché dans lequel les revenus évoluent dans le sens contraire à une variation du prix des intrants. Ce qui sous-entend que les banques opèrent dans un environnement moins concurrentiel, avec une collusion implicite entre les firmes bancaires dominantes.

En ce qui concerne la dimension temporelle du niveau de la concurrence dans l'UEMOA, la lecture de la figure A2 permet d'observer une baisse tendancielle de la concurrence du secteur bancaire durant la période de l'étude. Cependant, on observe une reprise du degré de compétitivité entre 2007 et 2008. Cet épisode correspond à la forte croissance du nombre de banques, majoritairement panafricaines (12 unités en 2006, puis 4 unités en 2007). En plus, cette reprise de la concurrence s'est faite ressentir en 2013.

Tableau 2 : Résultats des estimations économétriques

	Le logarithme du revenu total	
	Within	MCG
ln w_1	0,4406*** (0,0494)	0,4301*** (0,0474)
ln w_2	-1,0035*** (0,0194)	-0,9991*** (0,0668)
ln w_3	0,0540*** (0,0284)	0,0579*** (0,0189)
Ratio de dépôt	-0,2134 (0,154)	-0,0610 (0,1582)
L'exposition au risque	0,2474** (0,1081)	0,1651 (0,1055)
Constant	7,504*** (0,4095)	7,299*** (0,4084)
Statistique-H	-0,5089	-0,5111
H=0 (F-test)	32,43***	34,68***
H=1 (F-test)	285,19***	303,18***
E=0 (F-test)	51,52***	47,18***
Observations	849	849
R-carré	0,3380	0,3371
Wald test (Stat-Fisher)	75,66***	387,82***
Test de Fisher (effet individuel)	22,20***	-
Test BP (effet aléatoire)	-	1608,89***
Test d'hétéroscédasticité BP (P-value)	1,000	-
Notes : *, ** et *** indiquent la significativité des coefficients au seuil critique respectif de 10%, 5% et 1%.		
Tableau 3: Test d'Hausman : FE vs re		
$\text{chi2}(5) = (b-B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b-B)$ $= 30.47$ $\text{Prob}>\text{chi2} = 0.0000$		

Source : l'auteur

3. 2 Résultats empiriques du lien entre concentration et stabilité

3.2.1 Résultats des tests de racine unitaire et de cointégration

Afin de choisir un estimateur, pertinent dans l'analyse empirique, il convient, d'emblée, de procéder à des tests de stationnarité de cointégration.

D'abord, le test de dépendance inter-individuelle de Pesaran (2004) sur la base de données des banques et celui de Breusch et Pagan (1980) sur la base agrégée montrent que l'hypothèse nulle de dépendance inter-individuelle ne peut être rejetée à 1%, en dehors des tests des modèles avec les variables de contrôle du Z-score individuel et agrégé (tableau A3). Par conséquent, les tests d'Im et al. (IPS) (2003), d'Hadri (2000), de Fisher (2001) et de Pesaran (2003) permettent d'analyser l'ordre d'intégration des séries.

Les résultats des tests de racine unitaire sont renseignés dans les tableaux A4, A5 et A6 en annexe. Les tests de première génération (tableau A4 et A5) montrent qu'en niveau, les tests d'IPS et de Fisher acceptent l'hypothèse nulle de non stationnarité dans la quasi-totalité des séries. A l'exception du Z-score agrégé, de l'indice HHI, du ratio CR5, de l'indice de stress, du ratio de liquidité et du ratio de crédit. Ces séries sont stationnaires en niveau avec l'option constante et trend du test d'IPS. Le test de Hardi en niveau, pour sa part, rejette l'hypothèse nulle de stationnarité pour toutes les variables, bien que le modèle avec trend détecte une stationnarité en niveau du Z-score agrégé. En différence première, les variables sont stationnaires en dehors de la production avec l'option Dickey-fuller du test de Fisher et l'option constante du test d'Hadri, ainsi que la taille avec l'option constante du test d'Hadri. Le test de Pesaran (2003) (test de seconde génération) indique également que les séries sont stationnaires à 5% en différence première, hormis le ratio CR5 et l'indice HHI suivant l'option trend. En somme, au moins deux tests confirment l'absence de racine unitaire de toutes les variables en différence première. Nous pouvons donc conclure que nos séries sont intégrées d'ordre 1.

Le test de Pédróni (2004) permet de confirmer la relation de cointégration entre les séries (tableau A7). En effet, les statistiques des modèles sans variables de contrôle et des modèles contenant des variables de contrôle sont significatives, cela traduit l'acceptation de l'hypothèse nulle de cointégration.

Après la mise en exergue de la stationnarité et des relations de cointégration entre les séries, les équations sont estimées par la méthode des moindres carrés entièrement modifiés (FMOLS) de Phillips et Hansen (1990). Cette stratégie va nous permettre d'observer la relation de long terme entre la stabilité financière et la concentration bancaire.

3.2.2 Incidence du pouvoir de marché sur le risque individuel

Le tableau 4³⁰ indique l'effet du pouvoir de marché, mesuré par l'indice de concentration HHI, le CR5 et le CR3 sur la prise de risque individuel. Ce tableau révèle que les indicateurs du pouvoir de marché sont positivement et significativement corrélés au Z-score individuel dans toutes les équations. Cette relation positive témoigne que les banques dotées d'un pouvoir de marché accru prennent moins de risque dans l'exercice de leurs activités. Ce qui réduit la probabilité de faillite

³⁰ Il convient de souligner que l'estimation a été réalisée sur un échantillon de 43 banques disposant de données régulières sur la période allant de 2002 à 2016.

de ces dernières. Ce résultat vient confirmer l'idée couramment admise dans la littérature, selon laquelle le pouvoir de marché réduit la prise de risque des banques à travers le profit généré.

A présent, il convient de s'interroger sur la teneur de nos résultats empiriques à la lumière de ceux existant dans la littérature. A cet effet, Beck et al. (2013) trouvent des résultats similaires pour le compte de l'Europe. Plus récemment, Cuetas et al. (2017), Leroy et Lucotte (2017) concèdent des résultats analogues avec diverses mesures de pouvoir de marché et sur des zones géographiques différentes. De plus, Rusuhuzwa et Nyalihama (2015) sur l'économie rwandaise, Yebe (2017), pour le compte de la CEMAC, montrent que le pouvoir de marché a des vertus stabilisatrices. En revanche, Moyo et al. (2014) remettent en cause l'effet stabilisateur du pouvoir de marché sur un échantillon de pays africains.

De plus, à l'instar de Rusuhuzwa et Nyalihama (2015), l'introduction des termes quadratiques des indicateurs de concentration permet de montrer que la relation entre la concentration et la prise de risque est non linéaire. En effet, les paramètres des variables quadratiques sont négatifs et significatifs. Autrement dit, une forte augmentation du pouvoir de marché peut conduire à une prise de risque excessive de la part des banques.

La seconde analyse exploratoire du tableau 4, retrace l'incidence des variables de contrôle sur la stabilité individuelle des banques. De prime abord, le ratio du crédit est significativement positif. Cette relation démontre l'effet bénéfique d'avoir un modèle d'affaire fondé sur l'octroi de crédit à des emprunteurs solvables. Ensuite, la liquidité détenue par les banques assure la solvabilité du paysage bancaire, vu que la relation entre le ratio de liquidité et le risque est positif et significatif. Enfin, les banques de grande taille prennent moins de risque au regard du signe positif et significatif du coefficient associé à la variable taille. Ce résultat démontre que l'émergence des banques leaders panafricaines est de bon augure (Zins et Weill, 2018). Toutefois, elles doivent être minutieusement suivies, afin d'éviter qu'elles conduisent à une défaillance systémique de l'environnement financier.

Au-delà des spécificités propres aux banques, l'environnement macroéconomique influence également la probabilité de défaut des banques. Les estimations laissent apparaître une relation négative et significative entre la production et la mesure du risque individuel. Ce résultat met l'accent sur le phénomène de myopie face au désastre de la part des banques. En effet, en période de croissance économique, les banques peuvent octroyer du crédit à des clients potentiellement risqués, tout simplement parce qu'elles sont aveuglées par l'essor de l'activité économique. L'inflation cause, pour sa part, une vulnérabilité des banques, car une hausse non anticipée du niveau généralisé des prix accroît le risque de crédit dans le portefeuille des banques.

Enfin, les tests d'indépendance individuelle ont montré qu'à un moment donné, les individus (banques et pays) formant nos échantillons ont été affectés par des chocs communs. Ainsi, pour capter cet effet, nous avons introduit dans nos équations une variable muette représentant la crise mondiale de 2008. Les résultats indiquent que la crise a eu un effet négatif et significatif sur la solvabilité des banques.

Tableau 4 : Résultats obtenus avec le Z-score individuel

	LZ ¹ -score					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
HHI	0,792***	20,59***				
	(0,008)	(2,457)				
HHI*HHI		-3,554***				
		(0,415)				
CR5			3,413***	9,452*		
			(0,039)	(5,391)		
CR5*CR5				-7,64*		
				(4,03)		
CR3					4,662***	9,362***
					(0,060)	(0,007)
CR3*CR3						-9,985***
						(3,037)
LPIBR		-2,214***		-0,055		
		(0,357)		(0,223)		
RCRED		1,621***		1,324***		1,431***
		(0,269)		(0,322)		(0,336)
RLIQ		0,849**		0,210		0,209
		(0,0032)		(0,432)		(0,445)
LTAIL		1,729***		0,486		0,268
		(0,348)		(0,624)		(0,241)
IPC		-0,043***		-0,032**		-0,020*
		(0,0067)		(0,009)		(0,009)
Crise		-0,502***		-0,28***		-0,201***
		(0,048)		(0,073)		(0,069)
Banques	43	43	43	43	43	43
Observations	645	645	645	645	645	645

Notes : Les constantes n'ont pas été reportées. Les écarts-types sont reportés entre parenthèses. *, **, *** représentent la significativité des coefficients, respectivement, aux seuils de 10%, 5% et 1%.

Source : l'auteur

3.2.3 Pouvoir de marché et risque global

L'examen de l'effet de la concentration bancaire sur le risque global, à travers les résultats contenus dans le tableau 5, montre que le pouvoir de marché contribue à la stabilité globale du secteur financier. Cet argumentaire est possible grâce aux coefficients positifs et significatifs liant l'indice de concentration HHI et les indicateurs de risque. De plus, cette relation est non linéaire. Ce résultat découle des valeurs négatives et significatives des paramètres de la variable quadratique de l'indice de concentration dans chaque équation.

Nos résultats concèdent, par ailleurs, que la stabilité du système financier tend à s'accroître avec la taille des firmes bancaires. Ensuite, la production concourt à la vulnérabilité du secteur financier, ainsi que l'inflation et la crise mondiale intervenue en 2008. Enfin, les paramètres du ratio du crédit et de liquidité sont tous positifs mais non significatifs.

Tableau 5 : Résultats des estimations

	LZ ^a -score		Indice	
	HHI	0,397*** (0,006)	18,264*** (4,990)	-0,0178 (0,0338)
HHI*HHI		-1,219*** (0,346)		-2,97*** (0,785)
LPIBR		-6,692*** (1,720)		-15,810*** (3,907)
RCRED		1,066 (0,748)		
RLIQ		1,434 (1,165)		
LTAIL		2,248*** (0,636)		7,264*** (1,529)
IPC		-0,034** (0,017)		-0,063 (0,04)
Crise		-0,247** (0,098)		-0,868** (0,306)
Pays	7	7	7	7
Observations	105	105	105	105

Notes : Les constantes n'ont pas été reportées. Les écarts-types sont reportés entre parenthèses. *, **, *** représentent la significativité des coefficients, respectivement, aux seuils de 10%, 5% et 1%.

Source : l'auteur

CONCLUSION

Dans cette étude, il a été question d'analyser l'effet de la structure du marché, en particulier la concentration bancaire, sur le risque bancaire, tant aux niveaux individuel que global, dans l'espace UEMOA.

Dans un premier temps, le niveau de la structure du marché bancaire a été appréhendé à travers les indices de concentration et la statistique H de Panzar et Rosse (1987). Il ressort de cette analyse que le degré de concentration bancaire a diminué au cours de la période de l'étude. Toutefois, malgré cette baisse, le système bancaire reste très concentré en filiales des groupes bancaires dominants. Aussi, la statistique H indique que les banques de l'Union opèrent dans un environnement peu concurrentiel, avec une possible collusion tacite entre les acteurs du marché.

Dans un second temps, nous avons mobilisé trois (3) mesures de risques, à savoir le Z-score à l'échelle individuelle et agrégé, puis un indice composite de stress bancaire ainsi que trois (3) indicateurs du pouvoir de marché (l'indice de concentration HHI, les ratios de concentration CR5 et CR3), pour analyser l'effet de la concentration bancaire sur la stabilité bancaire.

Deux (2) bases de données distinctes allant de 2002 à 2016 ont été utilisées, l'une microéconomique composée de 43 banques en activités sur cette période et l'autre macroéconomique formée d'un panel de sept (7) pays membres de l'Union à l'exception de la Guinée-Bissau. A l'aide de l'estimateur des moindres carrés entièrement modifiés (FMOLS) de Phillips et Hansen (1990), il a été montré que :

- la concentration bancaire contribue, d'une part, à la solvabilité individuelle des banques et, d'autre part, à la résilience du système bancaire à long terme. Ces résultats sont en accord avec les défenseurs de la « *concentration-stability* » ;
- la relation entre la concentration et la stabilité est non linéaire. Autrement dit, la concentration est gage de stabilité bancaire, toutefois au-delà d'un certain niveau elle peut fragiliser le système bancaire de l'Union.

En termes de recommandations, les autorités régulatrices de l'Union devraient encourager la consolidation du secteur bancaire, comme c'est le cas à travers l'entrée en vigueur des réformes des normes prudentielles en matière du capital, de la liquidité et les normes réglementaires visant à accentuer la surveillance des activités des firmes bancaires. Toutefois, ces normes prudentielles devraient être manipulées par la Commission Bancaire de l'UMOA (CB-UMOA) avec prudence, car elles inciteraient les banques à adopter davantage des comportements rentiers, c'est-à-dire à investir dans les actifs plus risqués, ce qui pourrait nuire à l'objectif recherché. Aussi, les autorités en charge de la régulation devraient-elles éviter que le marché bancaire soit trop concentré. En effet, un marché gouverné par une poignée de géants bancaires est systématiquement risqué, d'autant plus qu'une défaillance de l'une de ces entités peut provoquer la ruine du système tout entier, comme en témoigne la crise accentuée par la faillite de Lehman Brothers en 2008.

BIBLIOGRAPHIE

- Adrian, T., Brunnermeier, M.K., (2010).** CoVaR. *Federal Reserve Bank of New York Staff Report (348)*.
- Anginer, D., Demirguc-Kunt, A., et Zhu, M. (2014).** How does competition affect bank systemic risk? *Journal of Financial Intermediation*, 23(1):1–26.
- Baumol, W., Panzar, J., et Willig, R. (1983).** Contestable markets: an uprising in the theory of industry structure: reply. *The American Economic Review*, 73(3):491-496.
- Beck, T., De Jonghe, O., et Schepens, G. (2013).** Bank competition and stability: Cross-country heterogeneity. *Journal of Financial Intermediation*, 22(2):218–244.
- Beck, T., Demirguc-Kunt, A., et Levine, R. (2003).** Bank concentration and crises. *NBER Working Paper*. 42, 43.
- Blundell, R., et Bond, S. (1998).** Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143.
- Boyd, J. H. et De Nicolo, G. (2005).** The theory of bank risk taking and competition revisited. *The Journal of Finance*, 60(3):1329–1343.
- Boyd, J. H., De Nicolo, G., et Jalal, A. M. (2006).** Bank risk-taking and competition revisited: New theory and new evidence. *International Monetary Fund WP/06/297*.
- Brownlees, C.T., Engle, R., (2010).** Volatility, correlation and tails for systemic risk measurement. *SSRN Electr. J.*, 1–47
- Buch et al., (2012).** Do Banks Benefit from Internationalization? Revisiting the Market Power–Risk. *Nexus Review of Finance (2013) 17: pp. 1401–1435 doi:10.1093/rof/rfs033*.
- Caprio, G., et Klingebiel, D. (1996).** Bank insolvencies: cross-country experience. *Word bank policy research work paper 1620*.
- Cuestas, J. C., Lucotte, Y., et Reigl, N. (2017).** Banking sector concentration, competition and financial stability: the case of the Baltic countries. *Bank of Estonia, No. wp2017-7*.
- Danon et Lopez, (2014).** La régulation bancaire dans l’union économique et monétaire ouest-africaine est-elle efficace ? *Revue d’économie financière*. 2014/4(N°116)
- Daniélsson, J., (2002).** The emperor has no clothes : Limits to risk modelling. *J. Bank. Financ.* 26 (July (7)), 1273–1296.
- De Nicolò et al., (2009).** Bank risk-taking and competition revisited : new theory and new evidence. IMF Working paper 06/297.
- Dermine, J. (1986).** Deposit rates, credit rates and bank capital: the Klein-Monti model revisited.

Dewi, H. (2018). Competition, bank fragility, and financial crisis. *Banks and Bank Systems*, 13(1), 22-36. doi:10.21511/bbs.13 (1).2018.03.

Diamond, D. W. and Dybvig, P. H. (1983). Bank runs, deposit insurance, and liquidity. *The Journal of Political Economy*, pages 401–419.

Dick, A. A. (2006). Nationwide branching and its impact on market structure, quality, and bank performance. *The journal of business*, 79(2):567-592.

Dickey, D. A., and Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74 p.427-431.

Doucouré, F. B., et Sene, B. (2014). Les déterminants macroéconomiques de l'indice de stress bancaire dans les pays de l'UEMOA. *BCEAO, revue économique et monétaire, No16, December 214.*

Dushku, E. (2016). Bank risk-taking and competition in the Albanian banking sector. *South-eastern Europe journal of economics*, 14(2), 187-203.

Fall (2017). Mesures du risque systémique par une approche probabiliste non paramétrique : application aux données du système bancaire de l'UEMOA. *Revue économique et monétaire n° 22 - décembre 2017 (BCEAO).*

Florian L. (2012). Effet de la concurrence sur l'efficience bancaire en Afrique : Le cas de l'UEMOA. *Etudes et Documents E2012.2, CERDI*, <http://publi.cerdi.org/ed/2012/2012.02.pdf>.

Fu, X. M., Lin, Y. R., et Molyneux, P. (2014). Bank competition and financial stability in Asia pacific. *Journal of Banking & Finance*, 38:64–77.

Fungáčová, Z., et Weill, L. (2013). How market power influences bank failures: Evidence from Russia. *Economics of Transition*, 21(2), 301-322.

Galloway, T. M., Lee W. B., et Roden, D. M. (1997). Banks' Changing Incentives and Opportunities for Risk Taking. *Journal of Banking and Finance*, 21, 509–527.

Gammadigbe, V. (2018). Survie des banques de l'UEMOA : les nouvelles exigences de fonds propres sont-elles pertinentes ? *Revue économique et monétaire, BCEAO, N°24 - Décembre 2018.*

Gammadigbe, V. (2013). New capital requirements of WEAMU banks, banking concentration and cost of credit in Togo. *MPRA Paper No. 44633, posted 28.* <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/44633/>.

Gammadigbe, V. (2012). Stress test macroéconomique du système bancaire de l'UEMOA. *MPRA Paper No. 39214, posted 5. June 2012 13:25 UTC.*

Hadri, K. (2000). Testing for stationary in heterogeneous panel data, *Econometrics. Journal*, 3, 148-161.

Hellmann, T. F., Murdock, K. C., et Stiglitz, J. E. (2000). Liberalization, moral hazard in banking, and prudential regulation: Are capital requirements enough? *The American Economic Review*, 90(1):147–165.

Hu, T., et Xié, C. (2016). Competition, Innovation, Risk-Taking, and Profitability in the Chinese Banking Sector: An Empirical Analysis Based on Structural Equation Modeling. *Hindawi Publishing Corporation Discrete Dynamics in Nature and Society Volume 2016*, Article ID 3695379, 10 pages <http://dx.doi.org/10.1155/2016/3695379>.

Im, K. S., M. H. Pesaran, et Y. Shin (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of econometrics* 115 (1), 53–74.

Jimenez, G., Lopez, J. A., et Saurina, J. (2013). How does competition affect bank risk-taking? *Journal of Financial Stability*, 9(2):185–195.

Kanga, D., Murinde, V., & Soumaré, I. (2021). How has the rise of Pan-African banks impacted bank stability in WAEMU? *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 101364.

Kanga, D., Murinde, V., et Soumaré, I. (2020). Capital, risk and profitability of WAEMU banks: Does bank ownership matter? *Journal of Banking & Finance*, 105814.

Karkowska, R., et Pawłowska, M. (2018). La concentration et la stabilité des banques dans les pays d'Europe centrale et orientale. *NBP Working Papers 272, Narodowy Bank Polski, Département des études économiques*.

Kao, C. (1999). Spurious regression and residual –based tests for cointégration in panel data. *Journal of econometrics*, 90, pp.1-44.

Keeley, M. C. (1990). Deposit insurance, risk, and market power in banking. *The American Economic Review*, 80(5) : 1183–1200.

Klein, M. (1971). A theory of the banking firm. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 3, 205-218.

Léon, F., & Zins, A. (2020). Regional foreign banks and financial inclusion: Evidence from Africa. *Economic Modelling*, 84, 102-116.

Leroy, A., et Lucotte, Y. (2017). Is there a competition-stability trade-off in European banking? *Journal of International Financial Markets, Institutions, and Money*, 46, 199-215.

Levin, A., Lin, C.-F. et Chu, J. C.-S. (2002). Unit root tests in panel data : Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics* 108 (1), 1– 24.

Liu, H., Molyneux, P., et Wilson, J. O. (2013). Competition and stability in European banking : A regional analysis. *The Manchester School*, 81(2):176–201.

Marcus, Alan J. (1984). Deregulation et Bank Financial Policy. *Journal Banking and Finance* 8 (December 1984): 557-65.

Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *The Journal of Finance*, 7(1):77–91.

Martinez-Miera, D. et Repullo, R. (2010). Does competition reduce the risk of bank failure? *Review of Financial Studies*, 23(10):3638–3664.

Matutes, C. et Vives, X. (2000). Imperfect competition, risk taking, and regulation in banking. *European Economic Review*, 44(1) : 1–34.

Mishkin, F. S., (1999). Financial Consolidation: Dangers and Opportunities. *Journal of Banking and Finance* 23, 675-691.

Monti, M. (1972). Deposit, credit, and interest rate determination under alternative bank objectives. *Dans: Mathematical methods in investment and finance*, edited by G. P. Szego and K. Shell, North-Holland.

Moyo, J., et al., (2014). Financial Sector Reforms, Competition and Banking System Stability in Sub-Saharan Africa. “*Macroeconomic Challenged Facing Low-Income countries*” *International Monetary Fund*, Washington DC, January 30 – 31, 2014.

Noman, A. H. Md., et al. (2018). Does competition improve financial stability of the banking sector in ASEAN countries? An empirical analysis. *PLoS ONE* 12(5) : e0176546 <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0176546>.

Panzar, J. C. et Rosse, J. N. (1987). Testing for “monopoly” equilibrium. *The Journal of Industrial Economics*, 35(4):443–456.

Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Hypothesis*, 20, 597-625.

Phillips, P. C. B., et Hansen, B. E. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. *Review of economic studies*, wiley Blackwell, vol. 57(1), p. 99-125.

Phillips, P. C. B., et Moon, H. R. (1999). Maximum likelihood estimation in panel with incidental trends. *Oxford bulletin of econometrics and statistics*, special issue (1999) 0305-9049.
Rusuhuzwa, T. K., et Nyalihamu, C. (2015). Competition and stability in Rwanda. *BNR economic review* vol. 7, p. 21.

Salas et Saurina (2003). Deregulation, market power and risk behavior in Spanish banks. *European Economic Review* 47 (2003) 1061 – 1075.

Shaffer, S. (1983a). The Rosse-Panzar statistic and the Lerner index in the short run. *Economics Letters*, 11:175-178.

Shijaku, G. (2017). Bank stability and competition: evidence from Albanian banking market. *Eurasian journal of business and economics* 2017, 10(19), 127-154.

Silva, W., Kimura, H. et Sobreiro, V. A. (2017). An analysis of the literature on systemic financial risk: A survey. *Journal of Financial Stability* 28 (2017) 91–114.

Segoviano, M. A. & Goodhart, C. A. E. (2009). Banking stability measures. *Working Paper* No. 627, *International Monetary Fund*.

Segoviano, M. A. (2006). Consistent information multivariate density optimizing methodology. *Working Paper LSE*.

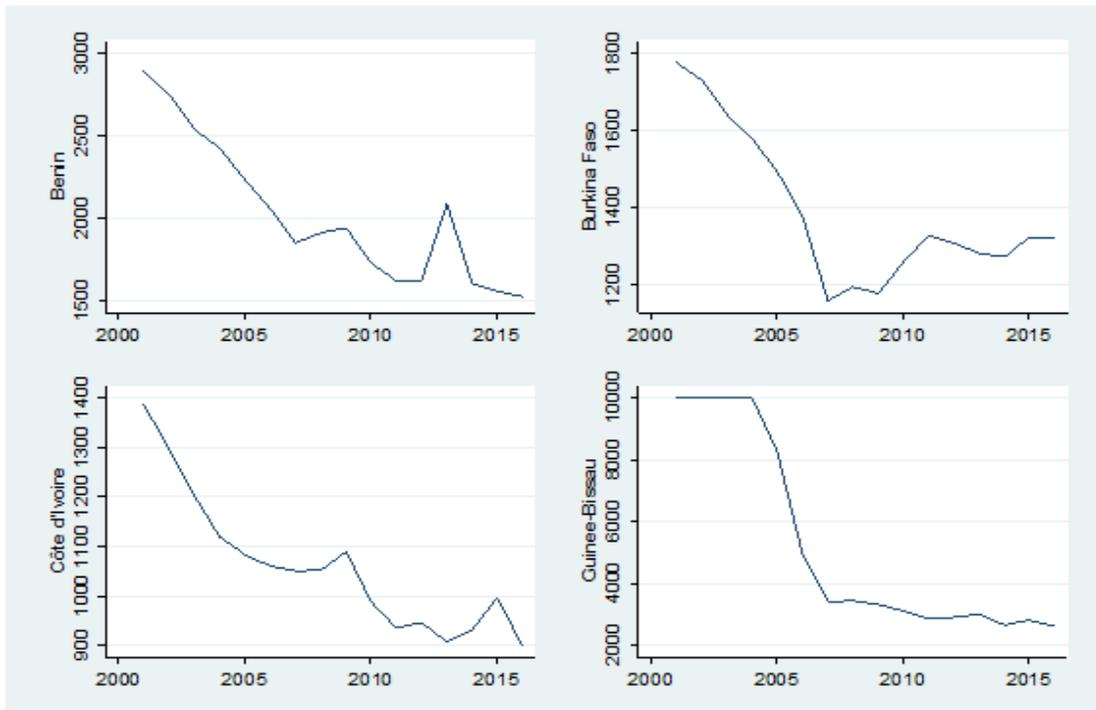
Suarez, J. (1994). Closure rules, market power and risk-taking in a dynamic model of bank behavior. *Lse paper*, 196.

Trinnou, M. G., et Igue, C. B. (2015). Risque de Crédit Bancaire et Politique Monétaire dans l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA). *Revue Economique et Monétaire*, n°18, Spécial Prix Abdoulaye FADIGA, 4e Edition, Décembre 2015.

Weiß, G. N. et al. (2014). Systemic risk and bank consolidation : international evidence. *Journal of Banking & Finance*, 40 : 165-181.

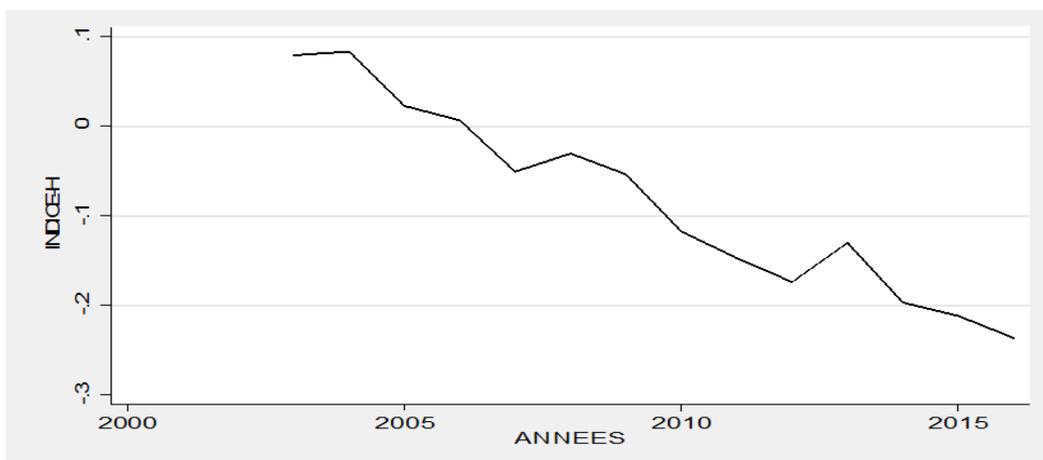
Yebe, G. Z. (2017). Structure du marché bancaire et stabilité financière : le cas de la communauté économique et monétaire des états de l'Afrique centrale. *Global journal of human-social science : e-economics*.

Zins, A., et Weill, L. (2018). Do Pan-African banks have the best of both worlds? *Economic Systems*, 42(4), 665-681.



Source : L'auteur

Figure A2 : Evolution temporelle de la statistique H



Source : l'auteur

Tableau A1 : Les valeurs moyennes des variables servant aux calculs des statistiques H

Variable	Symbole	Moyenne
Ln (Total actif)	y	12,005
Charge total	TC	16277,42
Ln (Total revenu)	TR	9,78
Profit	π	1432,075
Ln (Coût des fonds)	w_1	0,02036
Ln (Coût du travail)	w_2	0,0216
Ln (Coût des actifs immobilisés)	w_3	0,00136

Source : l'auteur

Tableau A2 : Les banques utilisées pour le calcul de l'indice de concentration HHI

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Nombre de banques	66	65	81	81	93	96	96	99
		2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Nombre de banques		98	103	103	107	107	116	117

Source : l'auteur

Tableau A3 : Test d'indépendance inter-individuelle

	Modèle sans variables de contrôle	Modèle avec variables de contrôle
Au niveau bancaire : Test de Pesaran (2004)		
Z-score individuel		
Statistique	5,490***	0,345
Au niveau agrégé : Test LM de Breuch-Pagan (1980)		
Z-score agrégé		
Statistique	30,667***	23,141
Indice composite		
Statistique	50,786***	41,243***

Notes : *,**,*** indique la significativité des statistique à 10%, 5% et 1%. Les tests ont été appliqués aux modèles à effets fixes.

Tableau A4 : Tests de racine unitaire à niveau

Variables	FISHER		IPS		HADRI	
	Dickey-Fuller	Phillips-Perron	Constante	Constante + trend	Constante	Constante + trend
Z ^a -score	0,0859	0,000	0,0003	0,0002	0,0848	0,0122
Indice	0,5954	0,0324	0,0515	0,005	0,0000	0,0000
HHI	0,7851	0,0000	0,6019	0,065	0,0000	0,0000
CR5	0,4812	0,1135	0,3631	0,0253	0,0000	0,0000
CR3	0,4541	0,3138	0,3723	0,1391	0,0000	0,0000
Liquidité	1,000	1,000	1,0000	0,0636	0,0000	0,0000
Crédit banc.	0,3868	0,3845	0,3767	0,0092	0,0000	0,0000
Taille	1,000	1,000	1,0000	0,2539	0,0000	0,0000
Production	1,000	0,9972	1,0000	0,5129	0,0000	0,0000
Inflation	0,8643	0,9733	0,9316	0,3447	0,0000	0,0000

Notes : Les chiffres correspondent aux probabilités P-values. Pour le FISHER, la statistique retenue est le Z inverse standard.

Tableau A5 : Tests de racine unitaire en différence première

Variables	FISHER		IPS		HADRI	
	Dickey-Fuller	Phillips-Perron	Constante	Constante + trend	Constante	Constante + trend
Z ^a -score	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,9694	0,918
Indice	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,9513	0,8986
Indice HHI	0,0001	0,0002	0,0000	0,0000	0,2070	0,7744
CR5	0,0084	0,0480	0,0000	0,000	0,9394	0,9231
CR3	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,8787	0,9476
Liquidité	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,9437	0,9383
Crédit banc.	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,7126	0,8700
Taille	0,0122	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,5085
Production	0,1034	0,0000	0,0000	0,0000	0,0016	0,5851
Inflation	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,4932	0,6260

Notes : Les chiffres correspondent aux probabilités P-values. Pour le FISHER, la statistique retenue est le Z inverse standard

Tableau A6 : Test de racine unitaire de Pesaran (2003)

	Au niveau bancaire				Au niveau agrégé		
	A niveau	En différence première			A niveau	En différence première	
Variables	Avec trend	Avec trend	Sans trend		Avec trend	Avec trend	Sans trend
ZI-score	0,969	0,000	0,000	Z ^a -score	0,183	0,012	0,000
HHI	0,999	0,014	0,000	Indice C.	0,371	0,002	0,000
CR5	0,864	0,2841	0,000	HHI	0,694	0,552	0,007
CR3	0,834	0,000	0,000	CR5	0,693	0,752	0,057
Liquidité	0,000	0,000	0,000	CR3	0,542	0,026	0,033
Crédit B.	0,161	0,000	0,000	Liquidité	0,093	0,011	0,000
Taille	0,893	0,021	0,000	Crédit B.	0,662	0,000	0,000
Production	0,317	0,000	0,000	Taille	0,591	0,005	0,000
Inflation	0,010	0,000	0,000	Production	0,312	0,000	0,000
				Inflation	0,216	0,028	0,000

Notes : les chiffres correspondent aux P-values du test. Les tests sont effectués avec l'option, avec constante et trend pour le test à niveau et en différence première. L'option constante sans trend est choisie pour le test en différence première. Le modèle du test est retardé d'une période.

Tableau A7 : Test de Pedroni (2004)

		Z-score individuel		Z-score agrégé		Indice composite	
		Sans variables de contrôle	Avec variables de contrôle	Sans variables de contrôle	Avec variables de contrôle	Sans variables de contrôle	Avec variables de contrôle
Pedroni panel	v-stat	-0,26	-3,60***	-1,96**	-1,37*	-0,09	-2,95***
	Rho-stat	-2,27**	6,98***	-2,37***	-2,95***	-2,55***	2,79***
	PP-stat	-4,42***	-12,98***	-6,21***	-3,72***	-4,20***	-4,52***
	ADF-stat	-3,79***	-11,66***	-3,81***	-3,09***	-4,04***	-3,88***
Pedroni i group	Rho-stat	-0,006	9,45***	-1,53*	-3,98***	-1,07	3,84***
	PP-stat	-4,43***	-17,64***	-4,91***	-8,63***	-4,23***	-8,68***
	ADF-stat	-2,86***	-14,70***	-4,74***	-5,58***	-3,80***	-5,50***

Notes : Les valeurs indiquées sont les statistiques. ***, **, * désignent le rejet de l'hypothèse nulle de non cointégration à 1%, 5%, 10%.

Tableau 2.3 : Corrélations entre les variables

Au niveau bancaire

	Zscore	HHI	CR3	CR5	RCR	RL	IPC	TA	PIBR	RCAP
Zscore	1,00									
HHI	-0,02	1,00								
CR3	-0,01	0,97*	1,00							
CR5	-0,03	0,95*	0,94*	1,00						
RCR	0,19*	-0,06	-0,08*	-0,06	1,00					
RL	-0,11*	0,20*	0,21*	0,18*	-0,57*	1,00				
IPC	-0,03	-0,56*	-0,52*	-0,52*	-0,17*	-0,21*	1,00			
TA	0,09*	-0,50*	-0,47*	-0,52*	-0,01	-0,27*	0,49*	1,00		
PIBR	0,05	-0,75*	-0,71*	-0,80*	0,07	0,12*	0,30*	0,50*	1,00	
RCAP	0,25*	-0,03	-0,04	0,01	0,06	0,03	-0,11*	-0,24*	-0,07	1,00

Au niveau agrégé

	Zscore	HHI	CR3	CR5	RCR	RL	IPC	TA	PIBR	RCAP	IND
Zscore	1,00										
HHI	-0,06	1,00									
CR3	-0,04	0,96*	1,00								
CR5	-0,03	0,94*	0,94*	1,00							
RCR	0,11	-0,15	-0,15	-0,11	1,00						
RL	0,07	0,41*	0,38*	0,37*	0,21*	1,00					
IPC	0,022	-0,56*	-	-	-	-	1,00				
			0,52*	0,53*	0,35*	0,83*					
TA	-0,001	-0,79*	-	-	-0,08	-	0,71*	1,00			
			0,76*	0,85*		0,63*					
PIBR	0,35*	-0,70*	-	-	0,19	-	0,31*	0,78*	1,00		
			0,67*	0,77*		0,19*					
RCAP	0,42*	0,09	0,14	0,18	0,34*	0,39*	-	-	-0,15	1,00	
							0,33*	0,35*			
IND	0,08	0,34*	0,34*	0,33*	0,08	0,64*	-	-	-	0,61*	1,00
							0,55*	0,44*	0,22*		

Notes : RCR désigne le ratio de crédit, RL : Le ratio de liquidité, IPC : L'indice des prix à la consommation, TA : Le total des actifs bancaires, PIBR : Le PIB réel, RCAP : Le ratio de capital et IND : L'indice composite de risque *indique la significativité des coefficients de corrélations au seuil de 5%.

Tableau A9 : Statistiques descriptives des variables

Variables	Au niveau bancaire					Au niveau agrégé				
	Moy	E-T	Min	Max	Obs	Moy	E-T	Min	Max	Obs
Z-score	11,38	13,68	-16,16	104,09	645	13,02	4,61	2,88	21,54	105
HHI	3,14	0,11	2,88	3,44	645	7,27	0,26	6,65	7,92	105
CR3	0,54	0,09	0,35	0,79	645	0,56	0,10	0,35	0,79	105
CR5	0,74	0,10	0,53	1	645	0,76	0,10	0,53	1	105
Crédit bancaire	0,56	0,14	0,04	1,17	645	0,55	0,05	0,39	0,68	105
Liquidité	0,23	0,12	0,04	0,74	645	0,06	0,10	-0,15	0,27	105
Inflation	96,85	10,08	78,16	111,68	645	96,67	10,32	78,16	111,67	105
Taille	5,13	0,49	3,07	6,15	645	14,15	0,89	11,96	16,08	105
Production	15,17	0,73	13,71	16,67	645	15,02	0,69	13,70	16,67	105
Capital	0,09	0,11	-1,35	0,69	645	0,09	0,02	0,03	0,13	105
Indice						-0,06	1,93	-5,16	5,42	105

Notes : Moyenne (Moy), Ecart-Type (E-T), Minimum (Min), Maximum (Max) et Observation (OBS).

Tableau A10 : Echantillon des banques

Banques	Pays	Total des actifs	Banques	Pays	Total des actifs
SGBCI	CIV	1 421 923	BNDA	ML	407 341
Ecobank	CIV	1 332 408	Ecobank	TG	397 236
Banque Atlantique	CIV	1 266 660	Bank Of Africa	NG	286 739
Bank Of Africa	BEN	932977	Banque Islamique du Sénégal	SEN	285 684
Compagnie Bancaire de l'Afrique Occidentale	SEN	918 827	Union Togolaise de Banque	TG	272 154
Société Ivoirienne de Banques	CIV	906 911	Société Nigérienne de Banque	NG	256 591
Coris Bank	BF	884 998	Caisse Nationale de Crédit Agricole du SEN	SEN	249 489
Ecobank	BF	825 288	BICI	BF	235121
SGB	SEN	772 490	Ecobank	NG	222 398
Ecobank	SEN	741 250	Banque Togolaise pour le Commerce et l'Industrie	TG	203 736
Bank Of Africa	BF	714 127	Citibank	CIV	161 236
Ecobank	BEN	660758	Standard Chartered Bank	CIV	143 335
BICICI	CIV	643 083	Banque Internationale pour l'Afrique au Niger	NG	138 856
Bank Of Africa	CIV	623 026	Banque Commerciale du Sahel	ML	136 617
Ecobank	ML	585 829	BICI	ML	131 957
Banque Nationale d'Investissement	CIV	530 110	Banque Commerciale du BF	BF	117 878
Bank Of Africa	SEN	521 726	Citibank	SEN	104 708
Diamond BANK	BEN	521 180	Banque Internationale pour l'Afrique au TG	TG	102 459
Bank Of Africa	ML	514 000	Banque Internationale du Bénin	BEN	23443
Société Générale de Banques (SGB)	BF	481 259	Société Interafricaine de Banque	TG	15 468
BICI	SEN	437 494	Banque Commerciale du NIGER	NG	12 333
Banque Internationale pour le Mali	ML	408 006			

Source : l'auteur.

Tableau A11 : Description des variables

Variables	Description	Sources
Indicateur du pouvoir de marché suivant le paradigme SCP		
Indice de concentration HHI	Obtenu par la somme des parts de marché de toutes les banques en activités, identifié par le total des actifs de chaque sur l'actifs total	Bilans annuels et compte de résultats Banques et Etablissements financiers de l'UEMOA, Commission bancaire.
Ratio de concentration CR5 et CR3	Ratio des actifs des cinq et trois plus grandes banques sur l'actif total	
Mesures de risque bancaire		
Indice Z-score	$Z\text{-score} = (CAR_{it} + ROA_{it}) / \sigma ROA$ Avec CAR le ratio de capitalisation, ainsi que la moyenne et l'écart type du ratio de rendement des actifs	Bilans annuels et compte de résultats Banques et Etablissements financiers de l'UEMOA, Commission bancaire.
Indice composite	Obtenu par la somme de trois sous indices composé du ratio de capital, de liquidité et du rendement du capital	
<i>ROA</i>	Ratio des bénéfices nets sur l'actif total	
Variables de contrôle		
Taille	Total des actifs bancaires	Bilans annuels et compte de résultats Banques et Etablissements financiers de l'UEMOA, Commission bancaire.
Crédit bancaire	Créances sur la clientèle	
Fonds propres	<u>Fonds propres</u> -Capital ou dotations -Primes liés au capital -Réserves : prélevées sur les bénéfices des exercices antérieurs. -Ecart de réévaluation -Provisions règlementées -Subventions d'investissement -Report à nouveau -Résultat de l'exercice : bénéfice ou perte de l'exercice	
Total des dépôts	Dettes à l'égard de la clientèle	
Ratio de liquidité bancaire	Rapport de (Caisse + Créances interbancaires y compris Banque Centrale) sur actif total	
Ratio de capitalisation	Rapport fonds propres sur actif total	
Production	PIB nominal en monnaie locale, transformé en PIB réel, en le déflatant par l'IPC	
Inflation	L'indice des prix à la consommation (IPC), base 100 en 2010	

NOTE AUX AUTEURS

Publication des études et travaux de recherche dans la Revue Economique et Monétaire de la BCEAO

La Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest publie semestriellement, dans la Revue Economique et Monétaire (REM), des études et travaux de recherche.

I – MODALITES

- a) L'article à publier doit porter sur un sujet d'ordre économique, financier ou monétaire et présenter un intérêt scientifique avéré, pour la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) en général ou les Etats membres de l'Union Monétaire Ouest Africaine (UMOA) en particulier. Bien que son ambition soit de vulgariser les travaux scientifiques produits au sein de l'UEMOA et/ou portant sur l'UEMOA dans les domaines économique, monétaire ou financier, la REM reste ouverte à la réflexion émanant des chercheurs extérieurs et/ou développée par les spécialistes des autres disciplines des sciences sociales.
- b) Les articles publiés dans un même numéro de la Revue peuvent porter sur des questions différentes. Toutefois, en fonction de l'actualité et/ou de l'acuité de certains sujets, des numéros thématiques et des numéros spéciaux peuvent être publiés. Les numéros thématiques sont destinés à faire le point sur une problématique particulière, dont ils font ressortir toute la richesse et la complexité. Les numéros spéciaux sont, quant à eux, réservés à la publication de dossiers spécifiques qui, sans être thématiques, présentent néanmoins des points de convergence sur certains aspects. Des Actes de colloques ou de séminaires, des rapports de recherche ou des travaux d'équipe peuvent alimenter ces numéros spéciaux.
- c) La problématique doit y être clairement présentée et la revue de la littérature suffisamment documentée. Il devrait apporter un éclairage nouveau, une valeur ajoutée indéniable en infirmant ou confirmant les idées dominantes sur le thème traité.
- d) L'article doit reposer sur une approche scientifique et méthodologique rigoureuse, cohérente, et pertinente, et des informations fiables.
- e) Il doit être original ou apporter des solutions originales à des questions déjà traitées.
- f) Il ne doit avoir fait l'objet ni d'une publication antérieure ou en cours, ni de proposition simultanée de publication dans une autre revue.
- g) Il est publié après avoir été examiné et jugé conforme à la ligne éditoriale de la Revue par le Comité Editorial, puis avec une valeur scientifique qui lui est reconnue par le Comité Scientifique et avis favorable de son Président, sous la responsabilité exclusive de l'auteur.
- h) Les articles peuvent être rédigés en français ou en anglais, et doivent comporter deux résumés en français et en anglais.

- i) Le projet d'article doit être transmis à la Direction de la Recherche et de la Statistique selon les modalités ci-après :

- ✓ en un exemplaire sur support papier par courrier postal à l'adresse :

*Direction des Etudes et de la Recherche
BCEAO Siège, Avenue Abdoulaye FADIGA
BP 3108 Dakar, Sénégal.*

- ✓ en un exemplaire par courrier électronique, en utilisant les logiciels Word pour les textes et Excel pour les tableaux, ou autres logiciels compatibles, aux adresses : rem@bceao.int et courrier.zdrp@bceao.int.

Si l'article est retenu, la version finale devra être transmise suivant les mêmes modalités.

II - PRESENTATION DE L'ARTICLE

- a) Le volume de l'article imprimé en recto uniquement ne doit pas dépasser une trentaine de pages, annexes non compris (caractères normaux, police arial, taille 10,5 et interligne 1,5 ligne). En début d'article, doivent figurer les mots clés, ainsi que les références à la classification du Journal of Economic Literature (JEL).
- b) Les informations ci-après devront être clairement mentionnées sur la page de garde :
- ✓ le titre de l'étude ;
 - ✓ la date de l'étude ;
 - ✓ les références de l'auteur : son nom, son titre universitaire le plus élevé, son appartenance institutionnelle et ses fonctions ;
 - ✓ un résumé en anglais de l'article (500 mots maximum) ;
 - ✓ un résumé en français (500 mots maximum).
- c) Les références bibliographiques figureront :
- ✓ dans le texte, en indiquant uniquement le nom de l'auteur et la date de publication ;
 - ✓ à la fin de l'article, en donnant les références complètes, classées par ordre alphabétique des auteurs, suivant la classification de Harvard (nom de l'auteur, titre de l'article ou de l'ouvrage, titre de la revue, nom de l'éditeur, lieu d'édition, date de publication et nombre de pages).



BCEAO

BANQUE CENTRALE DES ETATS
DE L'AFRIQUE DE L'OUEST

Avenue Abdoulaye Fadiga
BP 3108 - Dakar - Sénégal
www.bceao.int