

REVUE ECONOMIQUE ET MONETAIRE

N° 26 - DECEMBRE 2019



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

REVUE ECONOMIQUE ET MONETAIRE

N° 26 – Décembre 2019



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.

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 Statistiques ;
- le Directeur de la Conjoncture Economique et des Analyses Monétaires ;
- le Directeur de la Stabilité Financière ;
- le Directeur des Activités Bancaires et des Financements alternatifs ;
- le Directeur des Etudes Economiques et de l'Intégration Régionale ;
- le Directeur des Enseignements et des Programmes de Formation.

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.

Le **Secrétariat d'Edition** est assuré par la Direction de la Recherche et des Partenariats de la BCEAO.

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

SOMMAIRE

AVANT-PROPOS..... 7

**RELATION DETTE – CROISSANCE ECONOMIQUE DANS LA CEDEAO : ANALYSE A TRAVERS UNE
APPROCHE NON-LINEAIRE9**

**RESILIENCE DES BANQUES AUX CHOCS EXOGENES DANS L’UNION ECONOMIQUE ET
MONETAIRE OUEST AFRICAINE 34**

NOTE AUX LECTEURS 83

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 aussi pour les travaux de recherche qui s'intéressent aux économies en développement en général et à celles de l'Union en particulier.

Ce vingt-sixième numéro de la Revue comprend deux (2) articles dont le premier est intitulé « *Relation dette-croissance économique dans la CEDEAO : analyse à travers une approche non-linéaire* » et le second « *Résilience des banques aux chocs exogènes dans l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine* ».

Le premier article examine l'effet non-linéaire de la dette du gouvernement central sur la croissance économique des pays de la Communauté Economique des Etats de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO). A cet égard, les auteurs appliquent l'approche non-linéaire de détermination de seuil endogène de Hansen (1999) sur des données de panel des quinze pays de la Communauté. Les résultats révèlent l'existence d'un seuil d'endettement estimé à 30,71% du PIB en deçà duquel la dette du gouvernement central a un effet positif sur la croissance économique. Par contre, au-delà de ce seuil, une dette additionnelle a un effet négatif sur la croissance économique. Pour rendre plus efficaces les politiques budgétaires au sein de la CEDEAO, les auteurs suggèrent que ces flux d'endettement public soient investis dans des secteurs générateurs d'une forte valeur ajoutée à la fois à court et moyen termes.

Le second article analyse la résilience des banques aux chocs exogènes dans l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA). Pour ce faire, l'auteur estime le modèle économétrique spatial de Durbin à effets aléatoires, à partir des données macroéconomiques des pays de l'Union. Il mesure la résilience des banques par l'indicateur Z-score et ses composantes. Les résultats indiquent que les chocs exogènes, notamment la dégradation de l'environnement politique et social, la perturbation de la production industrielle ou de l'offre des services influencent négativement la résilience des banques dans l'Union. En revanche, des facteurs intrinsèques au secteur bancaire tels que la structure du capital des banques, la concentration bancaire, la qualité des ressources humaines et la régulation bancaire demeurent des canaux de renforcement de la résilience des banques en situation de chocs exogènes, car ils amortissent les effets négatifs de ces chocs. Sur cette base, l'auteur suggère la prise en compte de ces facteurs intrinsèques au secteur bancaire dans la mise en œuvre des politiques visant à limiter les effets néfastes des chocs exogènes sur la résilience des banques dans l'UEMOA.

Au total, ce vingt-sixième numéro de la REM permet d'aborder à la fois les questions relatives à l'examen de la relation entre la dette publique et la croissance économique dans la CEDEAO et celles liées à la résilience des banques de l'UEMOA face aux chocs exogènes.

RELATION DETTE – CROISSANCE ECONOMIQUE DANS LA CEDEAO : ANALYSE A TRAVERS UNE APPROCHE NON-LINEAIRE

Kossi Messanh AGBEKPONOU¹ et Léleng KEBALO²

Résumé

Dans le contexte de la nouvelle montée inquiétante de la dette du gouvernement central dans la CEDEAO, cet article détermine à travers une approche non linéaire, le seuil d'endettement à ne pas excéder de sorte que la dette du gouvernement central ait un effet positif sur la croissance économique. En adoptant l'approche de Hansen (1999), les estimations effectuées sur la période 2007-2016 révèlent l'existence d'un seuil d'endettement estimé à 30,71% du PIB ; seuil en dessous duquel une dette additionnelle a un effet positif sur la croissance économique. En revanche, au-delà de 30,71% du PIB, la dette du gouvernement central a un effet négatif sur la croissance économique. Le seuil estimé dans cet article corrobore ceux de la littérature récente. Néanmoins, il ne doit pas être considéré comme un seuil statique, optimal et pouvant remettre en cause la norme budgétaire en vigueur au sein de la région qui limite la dette à 70% du PIB. L'écart entre les deux seuils est dû au fait que celui estimé est endogène, c'est-à-dire qu'il tient compte du comportement de la dette sur la période d'analyse considérée. L'article propose par la suite des politiques économiques pour rendre plus efficaces les politiques budgétaires, pour ralentir la progression du niveau d'endettement, et discute des conséquences potentielles de la hausse rapide de la dette sur le processus d'intégration monétaire régionale ouest-africaine.

INFORMATIONS SUR L'ARTICLE

Historique de l'article. Soumis le 31 juillet 2018.
 Reçu en première version révisée le 21 décembre 2018.
 Reçu en deuxième version révisée le 4 avril 2019.
 Accepté le 6 mai 2019.

Classification JEL : H63, C33, O40, E62.

Mots clés : Dette du gouvernement central, Croissance économique, Politique budgétaire, Seuils endogènes, CEDEAO.

¹ Doctorant à la Faculté des Sciences Economiques et de Gestion (FaSEG) ;
 Université de Lomé, Département d'économie ; E-mail : agbekponoujc@gmail.com.

² Doctorant à la Faculté des Sciences Economiques et de Gestion (FaSEG) ;
 Université de Lomé, Département d'économie, E-mail : kebaloleleng@gmail.com. Tel : +228 91 97 33 87.

Nous tenons à remercier les évaluateurs anonymes pour les commentaires de fond et de forme ayant permis d'améliorer la qualité de cet article.

Abstract

In the context of the worrying new rise in central government debt in ECOWAS, this article determines through a non-linear approach, the debt threshold not to be exceeded so that central government debt has a positive effect on economic growth. By adopting Hansen's (1999) approach, the analysis carried out over the period 2007-2016 reveals the existence of a debt threshold estimated at 30.71% of GDP, threshold below which any additional debt has a positive effect on economic growth. Conversely, above 30.71% of GDP, central government debt has a negative impact on economic growth. The threshold estimated in this article corroborates those in the recent literature. Nevertheless, it should not be considered as a static, optimal threshold that could compromise the validity of the budgetary norm in force in the region, which limits the debt to 70% of GDP. The gap between the two thresholds is due to the fact that the estimated threshold is endogenous, i.e. it takes into account the debt behaviour over the period considered in this paper. The article then proposes economic policies for making fiscal policies more effective, for slowing the rise in debt levels, and finally discusses the potential consequences of the rapid increase in debt on the West African regional monetary integration process.

ARTICLE INFORMATIONS

Article history. Submitted July 31, 2018.

Received in first revised form December 21, 2018.

Received in second revised form April 4, 2019.

Accepted May 6, 2019.

JEL Classification: H63, C33, O40, E62.

Keywords: Central government debt, Fiscal policy, Endogenous thresholds, ECOWAS.

I – INTRODUCTION

La grande récession, à travers ses retombées, a fait accroître le poids des déséquilibres macroéconomiques des pays. En accroissant les déficits publics et courants, elle a amené les pays en manque d'excédents budgétaires et courants à recourir à des flux d'endettement pour stabiliser et relancer l'activité économique (De Galhau, 2016 ; Krugman, 2012). Au sein de la zone euro par exemple, ces flux d'endettement mal investis ont amené des pays tels que la Grèce, le Portugal, l'Espagne et l'Italie à s'endetter à nouveau. Cela a eu pour conséquence l'avènement d'une crise d'endettement au sein de la zone euro avec de douloureuses retombées économiques et sociales (Lane, 2012 ; Gorev et Radev, 2014). En Afrique sub-Saharienne, l'endettement public devenant insoutenable a amené les pays à recourir aux initiatives en faveur des pays pauvres très endettés (PPTe) afin de bénéficier d'un allègement de leur endettement. Les initiatives PPTe sont des opérations de réduction de la dette des pays en développement auprès de leurs créanciers internationaux. Ces deux événements ont apporté un regain d'intérêt au débat académique et politique portant sur le poids de l'endettement sur les économies.

En Afrique sub-Saharienne, l'allègement du niveau d'endettement grâce aux initiatives PPTe permis aux pays de résorber avec efficacité les effets de la récession générale de 2008. Cela fut possible grâce aux politiques budgétaires et monétaires expansionnistes, coordonnées et d'une taille sans précédent. Mises en place avant l'avènement de la récession générale de 2008, les politiques de diversification des partenaires commerciaux contribuèrent aussi à atténuer les effets de la récession générale (Kasakende et al., 2012). Certes les politiques budgétaires expansionnistes permirent de relancer l'activité économique et sociale, mais elles haussèrent indirectement le ratio Dette/PIB des pays à cause du manque d'excédents budgétaires. En référence à Egert (2015), cette hausse du ratio Dette/PIB des pays peut devenir pesante sur leur activité économique.

Aujourd'hui, les pays essaient de gérer leur niveau d'endettement de sorte que la politique budgétaire reste toujours applicable et efficace pour soutenir l'activité économique. En outre, l'objectif des pays est de gagner en crédibilité. Les pays de la CEDEAO³ ne s'excluent pas de ces objectifs. En pleine transition vers une intégration monétaire régionale, les pays ouest-africains membres de la CEDEAO cherchent à accroître leur niveau de crédibilité au sein de la sphère économique et financière internationale. En référence à Daniel et Shiamptanis (2012), la crédibilité d'une union monétaire dépend du niveau de crédibilité des pays membres. Pour cela, dans le cadre ouest-africain, les pays de la région cherchent à améliorer leur niveau de discipline budgétaire surtout en matière de gestion de leur endettement.

Au lendemain des initiatives PPTe et de la récession générale de 2008, le Fonds Monétaire International (FMI) et plusieurs autres institutions internationales et régionales ont tiré la sonnette d'alarme sur une rapide hausse du niveau d'endettement en Afrique sub-Saharienne et au sein de ses régions économiques. La figure 1 ci-dessous illustre cette nouvelle hausse de l'endettement.

³ CEDEAO : Communauté Economique des Etats de l'Afrique de l'Ouest. Elle regroupe quinze (15) pays de l'Afrique de l'ouest dont le Bénin, le Burkina-Faso, le Cap-Vert, la Côte d'Ivoire, la Gambie, le Ghana, la Guinée, la Guinée-Bissau, le Mali, le Niger, le Nigéria, Le Libéria, Sierra-Léone, le Sénégal et le Togo.

Figure 1 : Evolution de la dette du gouvernement central (en pourcentage du PIB)

Figure 1a. Afrique sub-Saharienne (ASS)

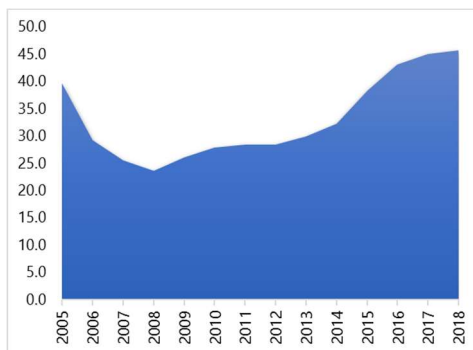


Figure 1b. Régions

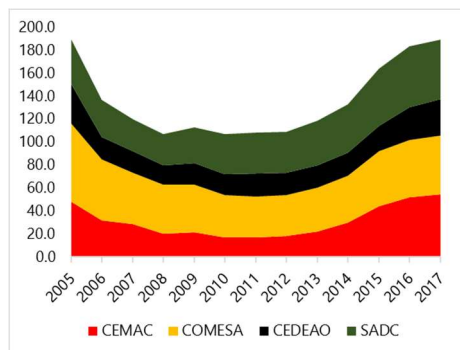


Figure 1c. ASS versus Régions

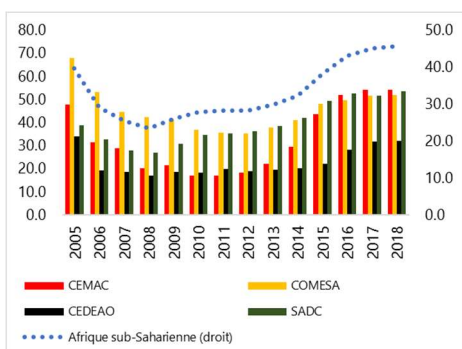
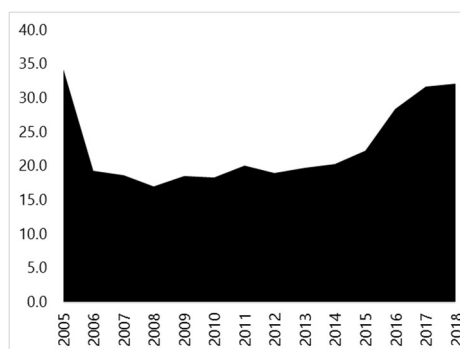


Figure 1d. CEDEAO



Note : CEMAC : communauté économique et monétaire de l'Afrique centrale ; COMESA : marché commun de l'Afrique orientale et australe ; SADC : communauté de développement d'Afrique australe ; CEDEAO : Communauté Economique des Etats de l'Afrique de l'Ouest.

Source : FMI, Perspectives économiques régionales de l'Afrique sub-Saharienne, 2018.

La dette du gouvernement central a vite crû au lendemain des initiatives PPTTE et après l'avènement de la récession générale de 2008. Il en ressort alors une réelle nécessité d'interpeller les pays à plus de discipline budgétaire surtout ceux engagés dans un processus d'intégration monétaire régionale. Néanmoins, même si la dette du gouvernement central croît vite, il ne faut cependant pas s'alarmer sans mener des études approfondies. En effet, théoriquement, l'endettement ne constitue pas un problème économique. Un pays peut s'endetter autant que cela lui soit possible, si d'une part les flux d'endettement permettent de créer et soutenir la croissance économique et d'autre part dans la mesure où la politique budgétaire reste praticable (Barro, 1990). L'endettement devient un problème à partir du moment où la dette ne permet plus de soutenir la croissance économique ou a un effet négatif sur celle-ci. Par conséquent, l'endettement devient un problème lorsque la politique budgétaire devient inefficace pour soutenir la croissance économique et le service de la dette devient très pesant⁴ sur l'économie. C'est dans ce sens, que Daniel et Shiamptanis (2012) avancent que pour une meilleure gestion de l'endettement et pour permettre aux pays d'être plus disciplinés sur le plan budgétaire, il faut définir un seuil d'endettement public ou du gouvernement central à ne pas excéder.

⁴ Cela signifie que le service de la dette couvre une grande partie des recettes publiques du pays.

Théoriquement, la définition d'un seuil d'endettement est un instrument de politique budgétaire censé permettre aux pays d'une région d'améliorer leur niveau de discipline budgétaire et aussi de crédibilité, d'améliorer l'efficacité des politiques budgétaires et de faciliter la convergence budgétaire des pays (Adam et Bevan, 2005 ; Daniel et Shiamptanis, 2012 ; Manassé, 2015). En pleine démarche vers l'intégration régionale⁵, la détermination d'un tel seuil pourrait permettre aux pays de bénéficier de ses avantages.

Avec la crise de la dette souveraine au sein de la zone euro, des travaux influents de la littérature ont cherché à déterminer le niveau d'endettement à ne pas excéder pour le soutien de la croissance économique et l'efficacité de la politique budgétaire. Pour ce faire, des approches empiriques avec des spécifications non-linéaires ont été adoptées. Dans ce sens, Checherita-Westphal et Rother (2012), sur les pays de la zone euro, trouvèrent sur la période 1970-2010 que l'effet négatif non linéaire de la dette sur la croissance économique commence dès que la dette du gouvernement central se situe entre 70 et 80% du PIB. Dans le même sens et pour le même groupe de pays, Baum et al. (2013) mettent en évidence sur la période 1990-2010, l'impact négatif d'une dette additionnelle sur la croissance lorsque la dette publique des pays excède 95% du PIB. Pour les pays de l'OCDE, Cecchetti et al. (2011) obtiennent sur la période 1980-2010, un seuil d'endettement public fixé à 85% du PIB tandis qu'Elmeskov et Sutherland (2012) avancent un seuil fixé à 66% du PIB. Concernant les pays émergents et en développement, Caner et al. (2010)⁶, sur la période 1980-2008, trouvent un seuil de dette publique fixé à 77% du PIB. Au-delà donc de ce seuil, une dette additionnelle a un effet négatif sur la croissance économique.

Au sein de la littérature économique récente, l'article influent et innovant d'Egert (2015) vient changer la perception des résultats obtenus au sein des précédents travaux et l'orientation de l'analyse portant sur la relation entre la dette et la croissance économique. Egert (2015) montre que les seuils d'endettement déterminés empiriquement au sein des études couvrant un intervalle temporel passé sont élevés. Par contre, sur des périodes récentes, si un effet non-linéaire négatif peut être détecté, il intervient à des niveaux très bas d'endettement qui se situent entre 20 et 60%. Ces niveaux bas d'endettement s'expliquent par les opérations de réduction du principal et du service de la dette dans les pays en développement, et aussi par les opérations d'assainissement budgétaire entreprises au sein des pays développés et émergents. Les travaux de Lee et al. (2017) viennent renforcer les conclusions d'Egert (2015) en avançant que le niveau d'endettement au-dessus duquel la dette du gouvernement central a un effet négatif sur la croissance économique se situe autour de 30% du PIB. Ainsi, il ressort en référence aux travaux d'Egert (2015) que l'ampleur du seuil d'endettement au-delà duquel la dette a un effet négatif sur la croissance économique est extrêmement sensible à la couverture des données, à la fréquence des données utilisées, à la définition de la dette et à la période d'analyse. Ainsi, les seuils déterminés ne doivent pas être perçus comme optimaux, ni comme des critères de convergence. Ils doivent être perçus uniquement comme un guide à la définition d'instruments budgétaires permettant de rendre les politiques budgétaires plus efficaces et d'améliorer la discipline budgétaire des pays.

⁵ Dans le cadre de l'intégration monétaire régionale ouest-africaine, deux critères de convergences ont été proposé. L'un limite le déficit public à 3% du PIB et l'autre l'inflation à 5%. Barcola et Kebalo (2018) ont montré que le seuil de 5% d'inflation ne permettait pas de créer et soutenir directement la croissance économique. Cependant, il pourrait permettre d'instaurer plus de stabilité des prix au sein de la CEDEAO.

⁶ Les travaux de Caner et al. (2010) valident donc le critère de convergence de l'UEMOA qui limite la dette du gouvernement central à 70% du PIB.

Dans le cadre de cette étude, la nouvelle hausse inquiétante de la dette au sein d'une région composée de pays peu disciplinés et en transition vers une intégration monétaire régionale amène à analyser les effets non-linéaires de la dette du gouvernement central des pays de la CEDEAO sur leur croissance économique. Plus précisément, l'étude consiste à déterminer, s'il existe, le seuil d'endettement au-dessus duquel la dette du gouvernement central au sein de la CEDEAO a un effet négatif sur la croissance économique. Le seuil déterminé ne représente en aucun cas un seuil optimal d'endettement pouvant remettre en cause la norme budgétaire de convergence en vigueur au sein de la CEDEAO limitant la dette du gouvernement central à 70% du PIB ou du moins servir de guide à la définition d'un critère de convergence budgétaire pour la future union monétaire régionale. Au contraire, l'objectif de la détermination d'un tel seuil est d'exhorter les pays à plus de discipline et de permettre aux pays de définir des mécanismes ou mesures destiné(e)s à améliorer l'efficacité des politiques budgétaires.

Par rapport à la littérature existante, cette étude apporte deux contributions majeures. Premièrement, elle vient combler le manque d'investigations empiriques entreprises à notre connaissance sur les pays africains (à l'exception de celle de Caner et al., 2010) et spécifiquement sur l'ensemble des pays ouest-africains réunis au sein de la CEDEAO. Deuxièmement, à travers cette étude sur le cadre ouest-africain, il est proposé des politiques économiques et des mesures ciblées, censées aider les pays à renforcer leur discipline budgétaire, rendre plus efficaces leurs politiques budgétaires et aussi accroître la crédibilité économique des pays et potentiellement celle de la future union monétaire régionale.

Pour atteindre l'objectif défini dans cette étude, l'approche non-linéaire de Hansen (1999) est adoptée. L'analyse porte sur un panel composé des quinze (15) pays de la CEDEAO et couvre la période 2007-2016. Le choix de cette période est lié à la disponibilité de données et aux contraintes liées à l'approche économétrique. Les résultats issus des estimations effectuées révèlent l'existence d'une structure non-linéaire et d'un seuil d'endettement estimé à 30,71% du PIB. Ce seuil corrobore ceux déterminés et soutenus par Egert (2015), Lee et al. (2017) et Hansen (2017) ; c'est-à-dire ceux déterminés au sein de la littérature récente. La valeur si faible de ce seuil est due au fait qu'il est endogène et par conséquent influencé par le faible niveau de la dette du gouvernement central après les initiatives PPTTE et depuis la crise financière de 2008. Il ne s'agit pas d'un seuil statique qui ne changera pas au cours du temps. Il ne s'agit que du seuil endogène en vigueur au cours de la décennie 2007-2016. Ce seuil est appelé à changer au cours du temps. Ainsi, pour renforcer l'efficacité des politiques budgétaires, il serait intéressant d'effectuer ce genre d'analyse à intervalles réguliers. Concernant les résultats obtenus, il ressort qu'en dessous du seuil de 30,71% du PIB, une dette additionnelle du gouvernement central a un effet positif sur la croissance économique. Par contre, il est constaté un effet négatif d'une dette additionnelle sur la croissance économique dès lors que la dette du gouvernement central excède 30,71% du PIB. Dans le cadre ouest-africain, cet effet négatif de la dette du gouvernement central sur la croissance économique peut s'expliquer particulièrement par un problème de rentabilité de l'investissement des fonds d'endettement. De façon additionnelle, le fait que les flux d'endettement ne soient pas destinés au financement de l'activité économique peut expliquer l'effet négatif de la dette du gouvernement central au-delà du seuil de 30,71% du PIB. Pour remédier à cela, les pays doivent chercher à investir les flux d'endettement au sein de secteurs générateurs de très fortes valeurs ajoutées à court et moyen terme. En plus, les pays devraient chercher à s'endetter moins vite, à des taux faibles, et chercher à accroître l'assiette fiscale afin de mieux financer leurs dépenses publiques sur ressources internes.

Le reste du papier se présente comme suit : la section 2 présente une revue de littérature succincte sur le sujet de recherche. Ensuite, la section 3 présente quelques faits stylisés sur la relation portant sur la dette et la croissance économique des pays de la CEDEAO. La méthodologie et les données utilisées sont décrites dans la section 4. La section 5 présente et discute les résultats obtenus des estimations. Enfin, la section 6 conclut cet article.

II – REVUE DE LA LITTERATURE

La littérature économique sur l'effet de la dette sur la croissance économique a connu une nouvelle tendance depuis les travaux de Reinhart et Rogoff (2010) et un regain d'intérêt depuis la crise de la dette souveraine au sein de la zone euro et les initiatives PPTTE. De façon générale, la littérature économique a du mal à identifier une tendance claire sur la relation entre la dette et la croissance économique. Les néoclassiques et les tenants des modèles endogènes de croissance soulèvent qu'une dette élevée a un effet négatif sur la croissance économique (Modigliani, 1961 ; Saint-Paul, 1992 ; Aizenman et al., 2007 ; Kim et al., 2017 ; De Vita et al., 2018) et peut influencer négativement l'activité bancaire et financière (Hmiden et Cheikh, 2016). Par contre, pour Elmendorf et Mankiw (1999), DeLong et Summers (2012), l'effet de la dette sur la croissance serait positif. Pour Patillo et al. (2002), l'effet de la dette sur la croissance économique est non-linéaire pour les pays en développement tandis que pour les pays industriels, Schclarek (2004) ne trouve aucune évidence d'une relation non-linéaire. Une autre frange de la littérature avance et soutient une relation bidirectionnelle entre la dette et la croissance économique (Reinhart et al., 2012).

Tous ces résultats et contradictions corroborent les affirmations de Panizza et Presbitero (2013) selon lesquelles l'estimation d'une tendance unique de la relation entre la dette et la croissance économique pour tous les pays et toutes les périodes semble être irréaliste dans la mesure où cette relation dépend de plusieurs facteurs structurels et cycliques. En effet, ces différents résultats trouvent leur fondement théorique au sein de la littérature. Pour Elmendorf et Mankiw (1999), l'effet positif de la dette sur la croissance économique s'opère essentiellement dans le court terme où la production est déterminée par la demande, alors que le déficit budgétaire résultant d'un niveau d'endettement élevé exerce un effet positif sur le revenu disponible, la demande agrégée et donc la production globale. Toutefois, pour Cochrane (2011a) et (2011b), un effet négatif d'un niveau élevé d'endettement sur la croissance économique peut également se produire dans le court-terme lorsqu'il entraîne des incertitudes quant aux futures confiscations à travers l'inflation, la répression financière, ou encore en entravant la capacité des pays à mettre en place des politiques anticycliques entraînant une augmentation de la volatilité de la production et une réduction de la croissance économique. Greiner (2011) soutient que la relation entre la dette et la croissance économique dépend de la présence de rigidités dans l'économie. Il montre que les salaires et un niveau de chômage rigides ne permettent pas à la dette publique d'avoir un quelconque effet sur l'allocation des ressources et peut dans ce cas avoir un effet positif lorsqu'elle est utilisée pour financer des investissements productifs.

Face aux controverses théoriques, l'analyse empirique est sollicitée pour infirmer ou confirmer les tendances des résultats avancées au sein de la littérature. A travers l'approche linéaire, l'analyse empirique met en exergue, d'une part, l'effet positif et, d'autre part, l'absence d'effet de la dette sur la croissance économique. Cependant, empiriquement examinée de façon linéaire auparavant (Fosu, 1999 ; Minea et Parent, 2012 ; Eberhardt et Presbitero, 2013), la relation entre les deux variables a fait l'objet d'une analyse non linéaire dans la littérature économique depuis les influents travaux de Reinhart et Rogoff (2010) et de Herndon et al. (2014). Pour cette nouvelle

tendance au sein de la littérature, l'endettement devient un problème pour l'économie lorsqu'il excède un niveau donné. Au-delà de ce niveau, l'endettement rend inefficace et impraticable la politique budgétaire et influence négativement l'activité économique. Par conséquent, l'idée de cette tendance théorique est de déterminer le seuil d'endettement (en pourcentage de PIB) au-delà duquel la dette a un effet nuisible sur la croissance économique d'un pays, d'une région économique ou d'une union monétaire.

Reinhart et Rogoff (2010) sont les premiers à analyser de façon non-linéaire l'effet de la dette sur la croissance économique. Ils ont montré, sur un échantillon de 44 pays, que la dette publique a un effet négatif sur la croissance économique lorsqu'elle excède le seuil de 90% du PIB. Même si cette conclusion économique de Reinhart et Rogoff (2010) est une innovation, elle souffre de quelques biais. Pour Panizza et Presbitero (2013) et Herndon et al. (2014), le seuil estimé par Reinhart et Rogoff (2010) ne doit pas être considéré comme un seuil reflétant la réalité dans tous les pays. Dans le même sens, Egert (2015) montre que ce seuil dépend de la période et de l'échantillon considérés. Pour Egert (2015), les seuils d'endettement doivent être déterminés sur des périodes justifiées et sur des groupes sélectifs de pays ayant en commun des aspects économiques ou monétaires. Ces aspects peuvent être le partage d'une même monnaie, l'appartenance des pays à une zone économique dont le fonctionnement est réglementé par des normes budgétaires. Outre Egert (2015), Herndon et al. (2014) avancent que le seuil déterminé par Reinhart et Rogoff (2010) souffre aussi d'un problème de codage et d'un biais de sélection des données.

Malgré les critiques sur les travaux de Reinhart et Rogoff (2010), plusieurs investigations empiriques ont été entreprises sur des groupes de pays cette fois-ci en tenant en compte les critiques d'Egert (2015) et Herndon et al. (2014). Pour les pays de l'OCDE par exemple, Cecchetti et al. (2011) obtiennent en menant une analyse sur un échantillon de dix-huit (18) pays et couvrant la période 1980-2010, un seuil d'endettement public fixé à 85% du PIB à ne pas excéder. En revanche pour Elmeskov et Sutherland (2012), ce seuil est fixé à 66% pour les pays de l'OCDE. Concernant la zone euro, Baum et al. (2013) montrent à travers une analyse couvrant la période 1990-2010 que la dette publique a un effet négatif sur la croissance économique lorsqu'elle excède 95% du PIB. En plus, ils suggèrent un impact positif de court terme de la dette sur la croissance économique lorsque la dette publique est inférieure à 67% du PIB ; soit un ratio dette publique/PIB supérieur à celui en vigueur au sein de la zone euro.

Au fur et à mesure que la dette publique s'approche de 67% du PIB, son effet sur la croissance économique devient presque nul. Sur le même espace géographique, Checherita-Westphal et Rother (2012) trouvent sur la période 1970-2010 que l'effet négatif non linéaire de la dette sur la croissance économique commence dès que la dette du gouvernement central se situe entre 70 et 80% du PIB. En ce qui concerne les pays émergents et en développement, Caner et al. (2010), trouvent, sur la période 1980-2008, un seuil de dette publique fixé à 77% du PIB. Au-dessus de ce seuil, la politique budgétaire n'est plus efficace pour créer et soutenir la croissance économique.

Dans la littérature économique récente, l'article influent et innovant d'Egert (2015) est venu changer la perception des résultats obtenus au sein des précédents travaux et l'orientation de l'analyse portant sur la relation entre la dette et la croissance économique. En testant les seuils proposés par Reinhart et Rogoff (2010), Egert (2015) montre que les seuils d'endettement déterminés empiriquement au sein des études couvrant un intervalle temporel passé sont élevés. Par contre, sur des périodes récentes, si un effet non-linéaire négatif peut être détecté, il intervient

à des niveaux très bas d'endettement qui se situent entre 20 et 60%. Les travaux de Lee et al. (2017) viennent renforcer les conclusions d'Egert (2015). Ils montrent que le niveau d'endettement au-delà duquel la politique budgétaire n'est plus efficace ne se situe plus autour de 90% de PIB comme l'ont avancé Reinhart et Rogoff (2010), ni autour de 70% comme ceux estimés par Elmeskov et Sutherland (2012), Caner et al. (2010), mais plutôt autour de 30% du PIB. Hansen (2017) trouve quant à lui, un seuil autour de 40% du PIB. La valeur si faible de ces seuils est due à la baisse du niveau de la dette des pays en développement après les initiatives PPTe et à cause des opérations de consolidation budgétaire dans les pays émergents et développés depuis la crise financière de 2007. Il ressort aussi des travaux d'Egert (2015) que l'ampleur du seuil d'endettement au-delà duquel la dette a un effet négatif sur la croissance économique est extrêmement sensible à la couverture des données, à la fréquence des données utilisées, à la définition de la dette et à la période d'analyse. Ainsi, les seuils déterminés ne doivent pas être perçus comme optimaux. Ils doivent être perçus uniquement comme un guide à la définition d'instruments budgétaires permettant de rendre les politiques budgétaires plus efficaces et permettant d'améliorer la discipline budgétaire des pays.

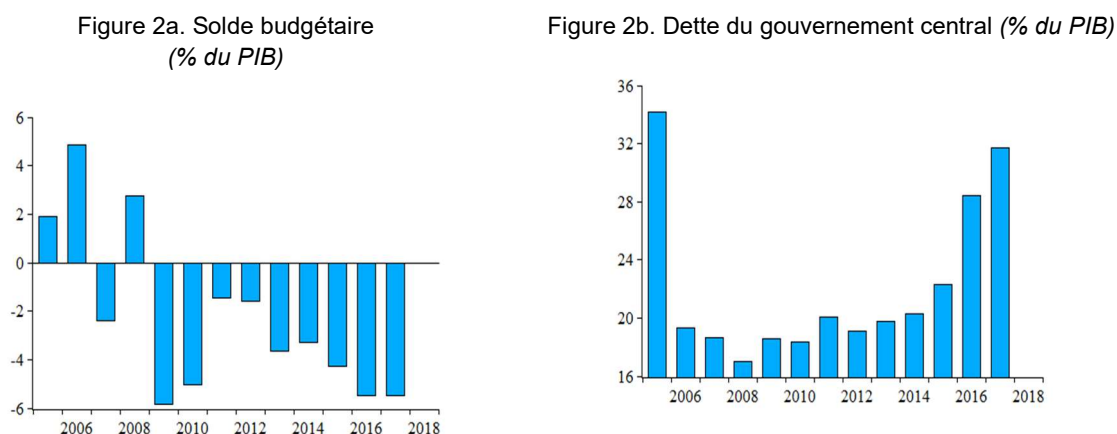
Trois conclusions peuvent être tirées au terme de cette revue. En premier lieu, le seuil de dette publique ou du gouvernement central au-dessous duquel la politique budgétaire est efficace pour créer et soutenir la croissance économique varie selon les régions et l'intervalle temporel considéré. En second lieu, il ressort que si un effet non-linéaire négatif de la dette sur la croissance économique peut être détecté, il intervient depuis des périodes récentes à des niveaux bas et le seuil se situe entre 20 et 60% du PIB à cause des politiques d'ajustement budgétaire des pays et des initiatives PPTe. En troisième lieu, à notre connaissance, hormis Caner et al. (2010), il n'y a pas de travaux sur l'analyse des effets non linéaires de la dette publique ou du gouvernement central sur la croissance économique des pays de l'Afrique Sub-Saharienne, notamment sur ceux ouest-africains réunis au sein de la CEDEAO.

Comme dans le cadre ouest-africain, en notre connaissance, aucune investigation n'a été entreprise sur les pays de la CEDEAO en quête de plus de crédibilité et en transition vers la formation d'une union monétaire, cette étude cherche tout d'abord à combler ce manque au sein de la littérature. Ensuite, en déterminant le seuil d'endettement au-delà duquel la politique budgétaire (dette) est inefficace pour créer de la croissance, cette étude cherche à proposer des politiques et mesures nécessaires pour améliorer le niveau d'efficacité de la politique budgétaire des pays de la CEDEAO. Ces mesures pourront permettre d'accroître la crédibilité des pays et potentiellement celle de la future union monétaire. Avant de passer à l'analyse empirique proprement dite, la section suivante analyse à travers des faits stylisés, la relation non-linéaire entre la dette et la croissance économique des pays de la CEDEAO.

III – FAITS STYLISES

Structurellement, les pays de la CEDEAO sont moins disciplinés sur le plan budgétaire (figure 2). Depuis la crise économique et financière récente, ils présentent de façon agrégée des déficits publics. Ces derniers reflètent les problèmes économiques et institutionnels des pays dans la mobilisation des recettes nécessaires pour financer les dépenses publiques. Face au manque de recettes budgétaires suffisantes pour financer les dépenses publiques, les pays de la CEDEAO se tournent vers l'endettement. Après une forte baisse du niveau de l'endettement des pays au lendemain des initiatives PPTe en 2005, la dette a recommencé à croître rapidement surtout au lendemain de la récession générale de 2008.

Figure 2 : Evolution agrégée des fondamentaux des économies de la CEDEAO

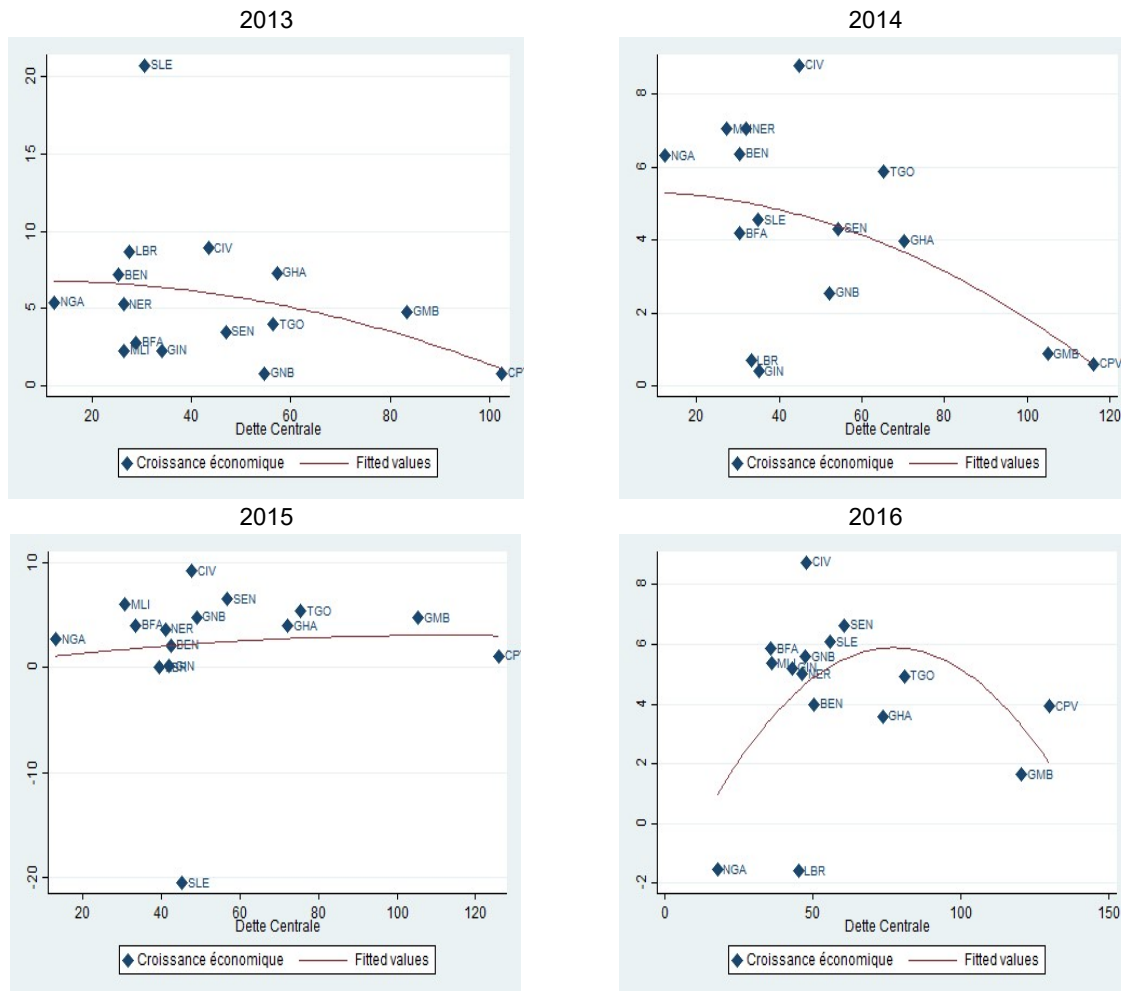


Source : FMI, *Perspectives économiques régionales de l'Afrique sub-Saharienne*, 2018.

Cette hausse rapide du niveau d'endettement s'explique par le nouveau souffle des pays acquis après l'allègement de la dette publique. Les pays avaient désormais la possibilité de pouvoir s'endetter à nouveau sur les marchés financiers afin de faire face à leurs défis socio-économiques. Le niveau d'endettement des pays de la CEDEAO a-t-il un effet sur la croissance économique ?

La figure 3 présente des nuages de points illustrant la relation non linéaire (quadratique) existante entre la dette du gouvernement central et la croissance économique de 2013 à 2016. Hormis l'hétérogénéité régionale de l'endettement, la figure 3 révèle l'existence d'un niveau d'endettement au-delà duquel la dette a un effet négatif sur la croissance. S'il est bas entre 2013 et 2014 et se situe entre 20 et 40% du PIB, il ressort que ce seuil évolue au fil des années. Ainsi, les seuils déterminés ne doivent pas être considérés comme statiques. Au contraire, les seuils étant influencés par la période et l'échantillon considérés, il convient d'effectuer périodiquement ce type d'analyse afin de déterminer les seuils d'endettement à ne pas excéder pour aider les pays à mener des politiques budgétaires efficaces. Comme les faits stylisés révèlent l'existence d'un seuil d'endettement au-delà duquel la dette du gouvernement central peut avoir un effet négatif sur la croissance économique, il serait plus convenable de renforcer cette conclusion en menant une investigation empirique.

Figure 3 : Nuages de points entre la dette du gouvernement central (en % du PIB) et la croissance économique – relation quadratique



Note : Dette du gouvernement central sur l'axe des ordonnées.

Source : Fonds Monétaire International, Perspectives économiques régionales de l'Afrique sub-Saharienne, 2018.

IV – METHODOLOGIE ET DONNEES

IV.1 - Méthodologie

Dans la poursuite de l'objectif principal de cette étude, l'approche non-linéaire de Hansen (1999) est adoptée. Hansen (1999) a introduit le modèle non linéaire, pour déterminer le(s) seuil(s) d'un ratio donné à partir duquel (desquels) une variable peut influencer de façon non-linéaire et endogène une autre variable économique. A travers ce type de modèle, une relation non linéaire est déterminée entre la variable dépendante et celles indépendantes. Cette relation dépend d'une variable seuil. Une fois l'estimation réalisée, il est estimé k seuil(s), $k = 1, \dots, K$. Si K est le nombre total de seuil(s), alors il existe $r = k + 1$ différents régimes dans la relation entre la variable dépendante et celle indépendante.

Le point de départ de l'approche de Hansen (1999) est la spécification du modèle linéaire qui se présente comme suit :

$$y_{i,t} = \mu_i + \beta' X_{i,t} + u_{i,t} \quad (1)$$

avec y la variable dépendante, X le vecteur de variables explicatives, i l'indice pays et t l'indice temporel, μ_i les effets fixes spécifiques à chaque pays i , les termes d'erreurs $u_{it} \sim iid$, avec une moyenne nulle et une variance finie. A partir de ce modèle, un test de non linéarité est effectué. Si l'hypothèse d'une relation non-linéaire est validée, alors la spécification du modèle non linéaire est adoptée.

En se référant au modèle de Hansen (1999), les deux variables de l'équation 1 peuvent être reliées par un modèle non linéaire avec un seuil comme suit :

$$y_{i,t} = \mu_i + \beta_1' X_{i,t} I(q_{i,t} \leq \gamma) + \beta_2' X_{i,t} I(q_{i,t} > \gamma) + u_{i,t}, \quad (2)$$

où $I()$ est une fonction indicatrice, $q_{i,t} \in X_{i,t}$, la variable seuil et source de la non linéarité, γ le seuil qui sépare les régimes ; et β_1, β_2 les paramètres du modèle. Cette relation non linéaire ci-dessus à un seuil, peut se réécrire en système comme suit :

$$y_{i,t} = \begin{cases} \mu_{1i} + \beta_1' X_{i,t}(q_{i,t}, \gamma) + u_{1i,t}, & q_{i,t} \leq \gamma \\ \mu_{2i} + \beta_2' X_{i,t}(q_{i,t}, \gamma) + u_{2i,t}, & q_{i,t} > \gamma \end{cases}$$

ou encore $y_{i,t} = \mu_i + \beta' X_{i,t}(q_{i,t}, \gamma) + u_{i,t}$, avec $X_{i,t}(\gamma) = \begin{pmatrix} X_{i,t} I(q_{i,t} \leq \gamma) \\ X_{i,t} I(q_{i,t} > \gamma) \end{pmatrix}$ et $\beta = (\beta_1', \beta_2')$.

Dans l'équation 2, nos données sont réparties en deux régimes distincts en fonction de la valeur de la variable seuil et du seuil. Chaque régime est caractérisé par une dynamique linéaire. Dans le premier régime $q_{it} \leq \gamma$ et la relation est liée par le paramètre β_1 . Dans le second régime $q_{it} > \gamma$ et la relation est liée par le paramètre β_2 .

Procédure d'estimation

Sous forme réduite, nous pouvons écrire cette équation 2 comme suit :

$$y_{i,t} = \mu_i + \beta' X_{i,t}(q_{i,t}, \gamma) + u_{i,t}, \text{ où } X_{i,t}(\gamma) = \begin{pmatrix} X_{i,t} I(q_{i,t} \leq \gamma) \\ X_{i,t} I(q_{i,t} > \gamma) \end{pmatrix} \text{ et } \beta = (\beta_1', \beta_2').$$

Nous utilisons ce modèle à deux régimes sous la forme ci-dessus pour montrer la procédure d'estimation des coefficients de régression $\beta = (\beta_1', \beta_2')$ et de la valeur du seuil γ . Etant donné γ , l'estimateur des moindres carrés ordinaires de β est obtenu comme suit :

$$\hat{\beta} = \{X^*(\gamma)' X^*(\gamma)\}^{-1} \{X^*(\gamma)' y^*\}.$$

Pour estimer γ , on peut chercher sur un sous-ensemble de la variable de seuil q_{it} . Au lieu de chercher sur l'ensemble de l'échantillon, nous limitons la gamme dans l'intervalle $(\gamma, \bar{\gamma})$, qui sont des quantiles de q_{it} . L'estimateur de γ est la valeur qui minimise la somme des carrés résiduelle S_1 , c'est-à-dire :

$$\hat{\gamma} = \underset{\gamma}{\operatorname{argmin}} S_1(\gamma).$$

$\hat{\gamma}$ étant obtenu, nous pouvons estimer les valeurs exactes des coefficients de régression du modèle à l'aide de la méthode des moindres carrés calculés sous $\hat{\gamma}$.

Inférence

Avant d'adopter l'approche non linéaire présentée ci-dessus et d'interpréter les valeurs des coefficients, il est nécessaire d'effectuer un test de linéarité pour être certain de l'existence d'une structure/relation non linéaire, déterminer le nombre de régimes, obtenir les intervalles de confiance sur les seuils et enfin tester la significativité des seuils.

Test de linéarité

Le test de linéarité teste l'absence d'une relation non linéaire comparativement à l'hypothèse alternative de l'existence d'une relation non-linéaire. Il s'agit de vérifier si l'effet non linéaire existe et si ce dernier est significatif dans le modèle à $r = 2$ régimes. En partant du modèle suivant :

$$y_{i,t} = \mu_i + X_{i,t}I(q_{i,t} \leq \gamma)\beta_1 + X_{i,t}I(q_{i,t} > \gamma)\beta_2 + u_{i,t} \quad (3)$$

nous testons

$$\begin{cases} H_0 : \beta_1 = \beta_2 \\ H_1 : \beta_1 \neq \beta_2 \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} y_{i,t} = \mu_i + \beta'X_{i,t} + u_{i,t} \\ y_{i,t} = \mu_i + X_{i,t}I(q_{i,t} \leq \gamma)\beta_1 + X_{i,t}I(q_{i,t} > \gamma)\beta_2 + u_{i,t} \end{cases}$$

La validation de l'hypothèse nulle signifie que l'équation 1 est celle d'un modèle linéaire. En revanche, la validation de l'hypothèse alternative, signifie que l'équation 1 est un modèle non linéaire. La statistique de ce test de linéarité correspond à un test de Fisher. Le seuil n'étant pas défini sous l'hypothèse nulle (relation linéaire), il sera considéré comme étant égal à sa valeur estimée. Ainsi, nous avons :

$$F = \frac{S_0 - S_1(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2},$$

S_0 étant la somme des carrés des résidus du modèle linéaire sous l'hypothèse H_0 , $S_1(\hat{\gamma})$ la somme des carrés des résidus du modèle non linéaire et $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n(T-1)}S_1(\hat{\gamma})$. La méthode de Bootstrap sur les valeurs critiques de la statistique de F est utilisée pour tester la significativité de l'effet de seuil.

Nombre de régimes r

Nous avons présenté plus haut un modèle testant la présence d'un seuil et par conséquent un modèle à deux régimes. A présent, considérons un modèle avec r régimes, $r > 2$:

$$\begin{aligned} y_{i,t} = & \mu_i + X_{i,t}I(q_{i,t} \leq \gamma_1)\beta_1 + X_{i,t}I(\gamma_1 < q_{i,t} \leq \gamma_2)\beta_2 + X_{i,t}I(\gamma_2 < q_{i,t} \leq \gamma_3)\beta_3 + \dots \\ & + X_{i,t}I(q_{i,t} > \gamma_r)\beta_r + u_{i,t} \end{aligned} \quad (4)$$

A cette étape, nous testons le nombre de régimes permettant de décrire la dynamique d'une relation donnée. Nous allons donc tester premièrement la présence de deux régimes contre la présence de trois régimes. Les hypothèses se présentent comme suit :

$$\begin{cases} H_0 : \beta_3 = 0 \\ H_1 : \beta_3 \neq 0 \end{cases}$$

Ainsi, la statistique de Fisher correspondante est donnée comme suit :

$$F' = \frac{S_1(\hat{Y}_1) - S_2(\hat{Y}_1, \hat{Y}_2)}{\hat{\sigma}^2},$$

avec S_2 la somme des carrés des résidus pour un modèle à trois régimes. L'hypothèse H_0 est rejetée si la valeur de F' est supérieure aux valeurs critiques simulées. Pour trouver donc le nombre de seuils, nous procédons de façon séquentielle. Nous testons tout d'abord la présence de trois (03) seuils. Ensuite, si nous ne distinguons pas de régimes, alors nous testons la présence de deux seuils. De façon similaire, si nous ne distinguons pas de régimes, nous testons la présence d'un seuil.

IV.2 - Données

IV.2.1 - Choix et définition des données

Pour atteindre notre principal objectif, c'est-à-dire estimer le seuil d'endettement au-dessus duquel la dette du gouvernement central a un effet négatif sur la croissance économique au sein de la CEDEAO, cette étude considère un panel des quinze (15) pays de la CEDEAO sur la période 2007-2016. Cet intervalle temporel est choisi pour deux raisons. La première raison est le problème de disponibilité des données sur une longue période et la contrainte méthodologique qui veut que le panel soit cylindré. En effet, en référence aux travaux d'Egert (2015) et dans le cadre de cette étude, cela aurait été pertinent d'analyser la relation non linéaire entre la dette du gouvernement central et la croissance économique avant et après la crise financière de 2007 ou avant et après les initiatives PPTTE. La seconde raison du choix de cet intervalle temporel est la recherche d'une meilleure analyse de l'effet de la dette du gouvernement central des pays de la CEDEAO sur leur croissance depuis l'avènement de la crise financière de 2007. En effet, la crise financière de 2007 est venue marquer une rupture dans la dynamique des agrégats économiques et financiers mondiaux.

Dans cette étude, la variable endogène est le taux de croissance économique (ΔY_i) des quinze (15) pays de l'Afrique de l'ouest qui est mesuré par la variation en pourcentage du produit intérieur brut (en données réelles).

Variable d'intérêt : la dette du gouvernement central (Dette)

En se référant aux travaux de Checherita-Westphal et Rother (2012), la dette du gouvernement central des pays de la CEDEAO est exprimée en pourcentage de PIB. Elle équivaut à la dette publique ne comprenant pas la dette des entreprises publiques ou sociétés d'Etat.

Autres variables explicatives

La littérature économique avance qu'il existe plusieurs facteurs qui peuvent influencer la croissance économique d'une entité géographique. Parmi ces facteurs, nous en retenons cinq (05) dans ce papier, ceci en fonction de la disponibilité des données et de sorte à éviter tout problème de colinéarité dans nos estimations.

Tout d'abord, il est retenu l'ouverture commerciale (*Open*). En effet, l'ouverture commerciale est majoritairement perçue comme une politique économique nécessaire pour accroître la croissance économique d'un pays (Lucas, 1988 ; Zahonogo, 2016). Ainsi, en référence à Frankel et Romer (1999), toutes les économies orientées vers l'extérieur auront un niveau de croissance élevé, comparativement à celui des économies fermées. Comme dans Kebalo (2017), l'ouverture commerciale est approximée par les échanges totaux de biens rapportés en pourcentage du produit intérieur brut. Un autre facteur pouvant influencer positivement la croissance économique est l'amélioration de la productivité des facteurs de production. Dans cet article, l'appréciation de l'amélioration ou non de la productivité du facteur travail ($\Delta Prod_{facteur}$) est approximée par le taux de croissance de la richesse créée par chaque employé au sein d'un pays et au cours d'une année. Ensuite, nous retenons le taux de croissance démographique (*POP*). En se référant aux théories malthusiennes, la croissance démographique a un effet sur la croissance économique. La croissance démographique est un canal utilisé pour soutenir la demande intérieure au sein d'une entité ou d'une région économique. Dans cette étude, elle est approximée par le taux de croissance de la population (*POP*) comme dans Zahonogo (2016).

Nous considérons dans notre analyse la qualité institutionnelle pour capter l'effet de la bonne gouvernance sur la croissance économique. Ainsi, en référence à Acemoglu et Robinson (2012), et Zahonogo (2016), un environnement de bonne gouvernance a un effet positif sur la croissance économique. Dans ce papier, nous cherchons à capter l'effet du contrôle de corruption (*COC*) sur la croissance économique des pays de la CEDEAO. La corruption est un fléau qui contribue à la contre-performance économique des pays. Elle est au centre des débats politico-économiques et les moyens sont mis en œuvre pour diminuer l'ampleur de ce fléau au sein de la CEDEAO. Dans ce papier, la corruption est approximée par l'indice de contrôle de corruption. Cet indice reflète les perceptions de la mesure dans laquelle le pouvoir public est exercé à des fins privées, y compris les petites et grandes formes de corruption, ainsi que la « capture » de l'État par les élites et les intérêts privés. Cet indice est obtenu à partir des indicateurs de gouvernance mondiale proposés par Kaufmann et al. (2010).

Enfin, l'activité économique des pays en développement et de l'Afrique Sub-Saharienne est influencée par la demande mondiale des biens et services des pays émergents et développés. Ainsi, les chocs de demande mondiale ont des effets sur l'activité économique des pays de l'Afrique (Hugon, 2009 ; Gurara et Ncube, 2013 ; Kebalo, 2018). Ainsi, la grande récession générale provoquée par la crise de 2007 est un phénomène qui a influencé l'activité économique de nombreux pays. Par exemple, Fosu (2013) trouve que la récession générale de 2008 a réduit la croissance économique des pays de l'Afrique sub-saharienne de 60%. Cette investigation cherche à capter l'effet de cette récession sur la croissance économique des pays de l'Afrique de l'ouest. Ainsi, il est défini une variable dummy (D_{Rec}) prenant la valeur 1 pour les années de récession 2008 et 2009 et 0 pour les autres années. La définition et les sources de données sont présentées dans le tableau 4 en annexe.

IV.2.2 - Tests de stationnarité

Avant de passer à l'étape de l'estimation, les tests de racine unitaire de Levin et al. (2002) et Im et al. (2003) sont effectués sur les variables retenues. Les résultats des tests résumés dans le tableau 5 (annexe) indiquent que les variables sont stationnaires. Ainsi, l'on peut passer à la spécification et à l'estimation du modèle.

V – ESTIMATIONS, RESULTATS ET DISCUSSIONS

Le test de linéarité effectué indique l'existence d'une structure non linéaire et d'un seuil endogène de dette du gouvernement central significatif à 10% (tableau 7 en annexe) avec une probabilité $p = 0,08$. En plus le test de spécification de Hsiao (1986) présenté dans le tableau 6 (annexe) indique qu'un modèle en données de panel est approprié pour analyser les comportements macroéconomiques des pays de l'Afrique de l'ouest.

En fonction du seuil d'endettement identifié, le modèle estimé est exprimé comme suit :

$$\Delta Y_{i,t} = \mu_i + \alpha_1 Dette_{i,t} I(Dette_{i,t} \leq \gamma) + \alpha_2 Dette_{i,t} I(Dette_{i,t} > \gamma) + \beta' X_{i,t} + u_{i,t} \quad (5)$$

où ΔY_i et $Dette_i$ représentent respectivement le taux de croissance économique et le ratio dette du gouvernement central/ PIB des pays de la CEDEAO ; $X_{i,t}$ représente le vecteur de variables de contrôle et stationnaires ; γ , est le seuil à estimer ; $I()$ la fonction indicatrice ; α_1 , α_2 , et β' les paramètres à estimer, μ_i les effets fixes et $u_{i,t}$ les termes d'erreurs du modèle. Le tableau 1 ci-dessous présente les résultats de nos estimations.

Tableau 1: Résultats des estimations

Variables	Coefficient
Constante	3,611*** (2,95)
Open	0,0232*** (3,77)
$\Delta Prod_{facteur}$	0,9541*** (7,96)
POP_i	2,085*** (4,91)
Coc	0,7931 (1,64)
D_{rec_i}	0,1956 (1,46)
$Dette_i \leq \gamma$	0,024* (1,77)
$Dette_i > \gamma$	-0,0538* (-1,90)
Seuil	$\gamma^* = 30,71$
CI (γ_1)	[30,66 ; 31,04]
R^2	0,7922
F – stat	11,24***
Nombre de pays	15
Observations	150

Note : Dans les (.) les t-statistiques. ***, **, et * indique le rejet de l'hypothèse nulle de non significativité des coefficients aux seuils de 1%, 5%, et 10%. CI signifie intervalle de confiance.

Source : Auteurs.

Effets des variables de contrôle

Il ressort des estimations des résultats qui corroborent ceux de la théorie économique. Premièrement, l'ouverture économique, l'amélioration de la productivité du facteur travail et la démographie permettent de soutenir significativement (à 1%) la croissance économique dans la CEDEAO. Ce sont des canaux que les pays de la CEDEAO peuvent utiliser pour accroître et soutenir la croissance économique au sein de la région et potentiellement au sein de la future union monétaire régionale. Deuxièmement, sur le plan institutionnel, nos résultats révèlent que le contrôle de corruption, bien que positivement corrélée à la croissance économique, n'y contribue pas significativement. Quoiqu'appréciables, les efforts consentis pour mieux contrôler la corruption au sein de la région ne portent pas encore de fruits. Les pays de la CEDEAO doivent renforcer davantage les mesures de contrôle de corruption au sein de la région. Troisièmement, nos résultats avancent que de façon globale, les pays de l'Afrique de l'ouest ont été résilients à la récession générale de 2008-2009.

Effets non-linéaires de la dette du gouvernement central sur la croissance économique

L'estimation du modèle non-linéaire ci-dessus a permis de déterminer sur la période 2007-2016, un (01) seuil endogène de dette du gouvernement central (en % de PIB), significatif à 10% ($p=0,08$) et estimé à 30,71% du PIB. Ce seuil trouvé corrobore les résultats de la littérature qui montrent que sur les périodes récentes, un effet non-linéaire négatif détecté intervient à des seuils très bas d'endettement qui se situent entre 20% et 60% du PIB pour Egert (2015), près de 30% du PIB pour Lee et *al.* (2017), et autour de 40% du PIB pour Hansen (2017). La valeur si faible du seuil estimé est due au fait qu'il est endogène ; c'est-à-dire influencé par le niveau de la dette du gouvernement central sur la période considérée. Au cours de cette période, le niveau d'endettement a considérablement baissé à cause des initiatives PPTTE. C'est ce qui explique l'écart entre le seuil estimé dans ce papier et la norme budgétaire de l'UEMOA limitant la dette du gouvernement central à 70% du PIB. Le seuil estimé dans cette étude n'est pas un seuil statique qui ne changera pas au cours du temps. Au contraire ce seuil changera au cours du temps comme l'ont montré les faits stylisés dans la section 3. Il ne s'agit que du seuil endogène en vigueur empiriquement sur la décennie 2007-2016 ; un seuil qui devrait guider les pays à élaborer globalement des politiques budgétaires plus efficaces. A l'image de cet article, des études périodiques sur des intervalles réguliers devraient être effectuées afin de proposer aux pays de la CEDEAO des mesures rendant plus efficaces les politiques budgétaires.

Il ressort des résultats obtenus de cette analyse que lorsque la dette du gouvernement central est inférieure à 30,71% du PIB, la dette des pays de la CEDEAO a un effet positif sur la croissance économique. Au sein de ce régime, la politique budgétaire est efficace pour générer de la croissance. Cependant, lorsque la dette du gouvernement central est supérieure à 30,71% de PIB, toute unité additionnelle d'endettement a un effet négatif sur la croissance. Cet effet négatif de la dette du gouvernement central (% de PIB) sur la croissance économique peut s'expliquer par un problème de rentabilité de l'investissement des fonds d'endettement au sein des économies. En majorité, les flux d'endettement sont investis dans des secteurs non générateurs de valeurs ajoutées significatives, comme les dépenses courantes ou les dépenses d'investissement à très faible valeur ajoutée à court et moyen terme. Pour certains pays, les nouveaux flux d'endettement ne sont pas destinés au financement de l'activité économique. Ils sont détournés ou destinés aux remboursements d'anciennes dettes arrivées à maturité et dont le service devient très pesant (opérations de reprofilage de la dette). Pour remédier à cela, les pays doivent chercher à investir leurs ressources d'endettement dans des secteurs générateurs

de très fortes valeurs ajoutées à la fois à court et moyen terme. En plus, les pays devraient chercher à s'endetter moins vite, à des taux faibles (eurobonds par exemple), et chercher à accroître l'assiette fiscale afin de mieux financer leurs dépenses publiques sur ressources internes.

Hausse du niveau d'endettement : quelle(s) conséquence(s) pour les pays de la CEDEAO et l'intégration régionale ?

Le tableau 2 ci-dessous présente les prévisions de la dette du gouvernement central (en % du PIB) des pays de la CEDEAO effectuées par le Fonds Monétaire International. Ces prévisions montrent que la dette des pays de la CEDEAO croît très vite. Ainsi, des pays comme le Cap Vert, le Ghana, la Gambie, la Sierra Léone et le Togo ont une dette qui croît plus vite que la normale (cf. figure 4 en annexes) et commence à présenter des signes précurseurs d'une dette qui peut commencer à devenir pesante et presque insoutenable. Cela peut constituer un risque pour la région même si nombreux sont les pays au sein de la région qui effectuent des opérations d'assainissement budgétaire à travers les programmes appuyés par la facilité élargie du crédit du Fonds Monétaire International. Avec ces niveaux d'endettement, l'avènement des chocs externes peut à travers les retombées amplifier le niveau de la dette de certains pays au sein de la région et entraîner une grande partie des pays de la CEDEAO dans une phase de dette étouffante et insoutenable. Il serait donc important que les pays renforcent les mesures d'assainissement budgétaire. Et comme ces pays sont en transition vers une intégration monétaire régionale, il serait intéressant, d'une part, d'amener tous les pays de la région à réduire leur niveau d'endettement en deçà des 70% du PIB et, d'autre part, de les encourager à améliorer l'efficacité des politiques budgétaires et à être plus disciplinés. Cela permettrait aux pays de former à l'avenir une union monétaire régionale plus crédible.

Tableau 2 : CEDEAO – Prévisions de la dette du gouvernement central (en % du PIB) des pays, 2017.

	Valeur		Valeur
BEN	53,4 (41,1)	LBR	50,8 (39,3)
BFA	36,5 (33,2)	MLI	34,7 (31,3)
CIV	48,7 (46,8)	NER	51,5 (39,8)
CPV	128,8 (123,9)	NGA	21,3 (14,4)
GMB	112,7 (110,2)	SEN	61,1 (57,3)
GHA	70,5 (71,9)	SLE	60,3 (45,4)
GIN	42,9 (40,0)	TGO	79,7 (73,9)
GNB	43,3 (49,5)		

Note : (.) moyenne de la dette du gouvernement central sur la période 2007-2016.

Source : Fonds Monétaire International, *Perspectives économiques régionales de l'Afrique sub-Saharienne*, 2018.

VI – CONCLUSION

Cet article analyse les effets non linéaires de la dette du gouvernement central sur la croissance économique des pays de la CEDEAO depuis la crise financière de 2007. Précisément, l'objectif est de déterminer le seuil d'endettement du gouvernement central à ne pas excéder afin que la politique budgétaire soit efficace pour créer et soutenir la croissance économique au sein de la région économique. Pour ce faire, l'approche non-linéaire de Hansen (1999) est adoptée et l'analyse empirique porte sur un panel des quinze pays de la CEDEAO et couvre la période 2007-2016. Les résultats issus des estimations révèlent l'existence d'un seuil d'endettement estimé à 30,71% de PIB qui corrobore ceux de la littérature récente (Egert, 2015 ; Lee et al. 2017 ; Hansen, 2017). En-dessous d'un niveau d'endettement de 30,71% du PIB, la dette du gouvernement central a un effet positif sur la croissance économique. Par contre, au-delà de 30,71% du PIB, une dette additionnelle du gouvernement central a un effet négatif sur la croissance économique. Dans le cadre ouest-africain, l'effet négatif de la dette du gouvernement central (% de PIB) sur la croissance économique au-delà du 30,71% du PIB peut s'expliquer premièrement par un problème de rentabilité de l'investissement des fonds d'endettement au sein des économies. En majorité, les flux d'endettement sont investis dans des secteurs non générateurs de valeurs ajoutées significatives à court et moyen terme. Deuxièmement, l'effet négatif peut s'expliquer par le fait que les flux d'endettement ne sont pas destinés au financement de l'activité économique. Ils sont soit détournés ou soit destinés aux remboursements d'anciennes dettes arrivées à maturité et dont le service devient très pesant sur l'économie.

Pour rendre plus efficaces la politique budgétaire des pays de la CEDEAO, cet article propose que les pays cherchent à investir leurs flux d'endettement dans des secteurs générateurs de fortes valeurs ajoutées à la fois à court et moyen terme. En plus, les pays devraient chercher à s'endetter moins vite, à des taux faibles et à accroître l'assiette fiscale afin de mieux financer les dépenses publiques sur ressources internes. Pour finir, cet article montre que malgré l'allègement récent (2005-2008) de la dette des pays ouest-africains grâce aux initiatives PPTE, la dette de certains pays de la CEDEAO a commencé à augmenter très rapidement. Les pays concernés sont la Gambie, la Guinée-Bissau, la Guinée, la Sierra Léone, le Ghana et le Togo. Ces pays devraient chercher à renforcer leurs mesures d'assainissement budgétaire car l'avènement d'un fort choc externe ou interne pourrait causer une hausse du niveau d'endettement dans ces pays et aussi dans la région. Cela pourrait conduire la région dans une crise d'endettement et baisserait le niveau de crédibilité de certains pays ; un mauvais signal de crédibilité pour la future union monétaire régionale ouest-africaine.

REFERENCES

Acemoglu, D. et Robinson, J., "Why Nations Fail: The Origins of Power, Prosperity, and Poverty", Crown Publishers, Crown Publishing Group, a Division of Random House, 2012, pp. 1-571.

Adam, C. S. et Bevan, D. L., "Non-linear effects of fiscal deficits on growth in developing countries", *Journal of Public Economics*, Vol. 4, 2005, pp. 571-597.

Aizenman, J., Kletzer, K. et Pinto, B., "Economic growth with constraints on tax revenues and public debt: implications for fiscal policy and cross-country differences", NBER Working Paper No. 12750, 2007.

Barcola, M. et Kebalo, L. (2018)., "Inflation-growth nexus and regional integration in west Africa", *Journal of Economics and Development Studies*, Vol. 6, No. 4, 2018, pp. 54-66.

Barro, R., "Government spending in a simple model of endogenous growth", *Journal of Political Economy*, 1990, pp. 103-125.

Baum, A., Checherita-Westphal, C. et Rother, P., "Debt and growth: New evidence for the euro area", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 32, 2013, pp. 809-821.

Caner, M., Grennes, T. et Koehler-Geib, F., "Finding the tipping point – when sovereign debt turns bad", World Bank Policy Research Working Paper No. 5391, 2010.

Cecchetti, S., Mohanty, M. et Zampolli, F., "The real effects of debt", BIS Working Papers No. 352, 2011.

Checherita-Westphal, C. et Rother, P., "The impact of high government debt on economic growth and its channels: An empirical investigation for the euro area", *European Economic Review*, Vol. 56, No. 7, 2012, pp. 1392–1405.

Cochrane, J. H., "Inflation and Debt", *National Affairs*, Vol. 9, 2011a, pp. 56–78.

Cochrane, J. H., "Understanding policy in the great recession: Some unpleasant fiscal arithmetic", *European Economic Review*, Vol. 55, No. 1, 2011b, pp. 2–30.

Daniel, B. C. et Shiamptanis, C., "Fiscal risk in a monetary union", *European Economic Review*, Vol. 56, 2012, pp. 1289–1309.

De Galhau, V., "L'Europe a la croisée des chemins : comment parvenir à une gouvernance économique efficace dans la zone Euro ?" Banque de France, Eurosysteme, Discours du Gouverneur de la Banque de France à Bruegel, 2016.

De Vita, G., Trachanas, E. et Luo, Y., "Revisiting the bi-directional causality between debt and growth: Evidence from linear and nonlinear tests", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 83, 2018, pp. 55–74.

DeLong, B. J et Lawrence H. S., "Fiscal Policy in a Depressed Economy", *Brookings Papers on Economic Activity*, Spring, 2012.

Eberhardt, M. et Presbitero, A., "This time they are different: Heterogeneity and nonlinearity in the relationship between debt and growth", IMF working paper WP/13/248, 2013.

Egert, B., "Public debt, economic growth and nonlinear effects: Myth or reality?", *Journal of Macroeconomics*, Vol. 43, 2015, 226–238.

Elmendorf, D. W., et Mankiw, G. N., "Government debt, in Handbook of Macroeconomics", ed. by J. B. Taylor, and M. Woodford, vol. 1 of Handbook of Macroeconomics, chap. 25, 1999, pp. 1615–1669.

Elmeskov, J. et Sutherland, D., "Post-Crisis Debt Overhang: Growth and Implications across Countries", 2012.

Fosu, A. K., "The external debt burden and economic growth in the 1980s: evidence from Sub-Saharan Africa", *Canadian Journal of Development Studies*, Vol. 20, No. 2, pp. 307–318.

Fosu, A. K., "Impact of the global financial and economic crisis on development: Whither Africa?" *Journal of International Development*, Vol. 25, No. 8, 2013:1085–1104.

Frankel, J. et Romer, D., "Does trade cause growth?", *American Economic Review*, Vol. 89, 1999, pp. 379–99.

Gorea, D. et Radev, D., "The euro area sovereign debt crisis: Can contagion spread from the periphery to the core?" *International Review of Economics & Finance*, Vol. 30, 2014, pp. 78–100.

Greiner, A., "Economic Growth, Public Debt and Welfare: Comparing Three Budgetary Rules", *German Economic Review*, Vol. 12, No. 2, 2011, pp. 205–222.

Gurara, D. Z. et Ncube, M., "Global economic spillovers to Africa: A GVAR approach", African Development Bank Group Working Paper No. 183, 2013.

Hansen, B. E., "Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference", *Journal of Econometrics*, Vol. 93, No. 2, 1999, pp. 345–368.

Hansen, B. E., "Regression kink with an unknown threshold", *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 35, No. 2, 2017, pp. 228–240.

Herndon, T., Ash, M., et Pollin, R., "Does high public debt consistently stifle economic growth? A critique of Reinhart and Rogoff", *Cambridge Journal of Economics*, Vol. 38, No. 2, 2014, pp. 257–279.

Hmiden, O. B. et Cheikh, N. B., "Debt-threshold effect in sovereign credit ratings: New evidence from nonlinear panel smooth transition models", *Finance Research Letters*, Vol. 19, 2016, pp. 273–278.

Hsiao, C., "Analysis of Panel Data, Econometric Society Monograph", No. 11. Cambridge: Cambridge University Press, 1986.

Hugon, P., "La crise mondiale et l'Afrique : transmission, impacts et enjeux", *Afrique contemporaine*, Vol. 4, No. 232, 2009, pp. 151–170.

Im, K. S., Pesaran, M. H., et Shin, Y., "Testing for unit roots in heterogeneous panels", *Journal of Econometrics*, Vol. 115, 2003, pp. 53–74.

Kasekende, L., Ndikumana, L., et Taoufik, R., "Impact of the global financial and economic crisis on Africa", African Development Bank Group Working Paper N.96, 2009.

Kaufmann, D., Kraay, A. et Mastruzzi, M., "The Worldwide Governance Indicators: A Summary of Methodology, Data and Analytical Issues", 2010.

Kebalo, L., "Extraversion et activité économique des pays de l'Afrique de l'ouest", Editions universitaires européennes, 2017.

Kebalo, L., "Tailles et sources des retombées des chocs mondiaux et régionaux sur l'activité économique des pays de l'UEMOA", In Croissance, Emploi et Inégalités en Afrique ; *CAE Proceedings*, Vol. 3, 2018, pp. 90-107.

Kim, E., Ha, Y. et Kim, S., "Public debt, corruption and sustainable economic growth", *Sustainability*, Vol. 9, No. 3, 2017, pp. 4–33.

Krugman, P., "End this depression now!" W.W. Norton & Company, New York, 2012.

Lane, P. R., "The European sovereign debt crisis", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 6, No. 3, 2012, pp. 49–68.

Lee, S., Park, H., Seo, M. H. et Shin, Y., "Testing for a debt-threshold effect on output growth", *Fiscal Studies*, Vol. 38, No 4, 2017, pp. 701-717.

Levin, A., Lin, C. et Chu, C., "Unit root test in panel data: Asymptotic and finite sample properties", *Journal of Econometrics*, Vol. 108, No. 1, 2002, pp. 1–24.

Lucas, R. E. J., "On the mechanics of economic development", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 22, No. 1, 1988, 3–42.

Manasse, P., "Deficit limits, budget rules, and fiscal policy", IMF WP 05/120, 2015.

Minea, A. et Parent, A., "Is high public debt always harmful to economic growth? Reinhart and Rogoff and some complex non-linearities", CERDI WP N°2012-18, 2012.

Modigliani, F., "Long-Run implications of alternative Fiscal Policies and the Burden of the national debt", *Economic Journal*, Vol. 71, 1961, pp. 730-755.

Panizza, U., et Presbitero, A. F., "Public Debt and Economic Growth in Advanced Economies: A Survey", *Swiss Journal of Economics and Statistics*, Vol. 149, No. 2, 2013, pp. 175–204.

Pattillo, C. A., Poirson, H., et Ricci, L. A., "External debt and growth", International Monetary Fund, 2002.

Reinhart, C. et Rogoff, K., "Growth in a time of debt", *American Economic Review*, 100, 2010, pp. 573–578.

Reinhart, C. M., Reinhart, V. R., et Rogoff, K. S., "Public Debt Overhangs: Advanced-Economy Episodes Since 1800", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 26, No. 3, 2012, pp. 69–86.

Saint-Paul, G., "Fiscal policy in an endogenous Growth model", *Quarterly Journal of Economics*, 107, 1992, 1243-1259.

Schclarek, A., "Debt and economic growth in developing and industrial countries", Lund University Department of Economics Working Paper, vol. 2005, 2004, pp. 34.

Zahonogo, P., "Trade and economic growth in developing countries: Evidence from sub-Saharan Africa". *Journal of African Trade*, 3, 2016, pp. 41–56.

ANNEXES

Tableau 3 : Liste des pays de la CEDEAO et des acronymes correspondants

Liste 1	Acronymes	Liste 2	Acronymes
Bénin	BEN	Libéria	LBR
Burkina Faso	BFA	Mali	MLI
Cap Vert	CPV	Niger	NER
Cote d'Ivoire	CIV	Nigéria	NGA
Gambie	GMB	Sénégal	SEN
Ghana	GHA	Sierra Léone	SLE
Guinée	GIN	Togo	TGO
Guinée-Bissau	GNB		

Source : Auteurs

Tableau 4 : Définitions et sources de données

Variabes	Définition	Source
ΔY_i	Taux de croissance du PIB (en %)	WDI
$Dette_i$	Dette du gouvernement central (en % du PIB)	FMI
$Openness_i$	Echanges commerciaux (en % du PIB)	WDI
COC_i	Contrôle de corruption	WGI
POP_i	Taux de croissance de la population (%)	WDI
$\Delta Prod_{facteur}$	Variation de la Productivité du facteur travail (richesse créée par personne employée)	WDI
D_{Res}	Dummy, récession, 1 pour 2008 et 2009 et 0 sinon.	

Note : FMI : Fonds Monétaire International, *Perspectives économiques régionales de l'Afrique sub-Saharienne*, 2017 ;

WGI : *Indicateurs de gouvernance de Kaufmann et al. (2010)* ; WDI : *Indicateurs de développement mondiaux (2017)*.

Tableau 5 : Tests de racine unitaire en données de panels

Variabes	LLC	IPS
ΔY_i	7,7374 (0,0000)	-4,8926 (0,0000)
$Dette_i$	-10,7992 (0,0000)	-2,6907 (0,0038)
$Openness_i$	-3,2805 (0,0005)	-1,2309 (0,1092)
COC_i	-5,2568 (0,0000)	-1,0665 (0,1431)
POP_i	-7,6259 (0,0000)	-3,8765 (0,0001)
$\Delta Prod_{facteur}$	-8,3031 (0,0001)	-2,4093 (0,0194)

Note : LLC et IPS indiquent (respectivement) les tests de racine unitaire de Levin et al. (2002), et Im et al. (2003). Les valeurs dans les parenthèses représentent les probabilités associées aux différentes statistiques de tests calculées. ***, **, et * indique le rejet de l'hypothèse nulle de la présence d'une racine unitaire au seuil de 1%, 5%, et 10%.

Source : Auteurs.

Tableau 6 : Test de spécification de données de panel

Tests	Statistiques	Probabilité
1	F1 (98, 45) = 0,4783 SCR1 = 1564,2770	0,9989
2	F2 (84, 45) = 0,4062 SCR1C = 2262,5684	0,9997
3	F3 (14,129) = 1,0275 SCR1CP = 2038,6944	0,4303

Note: SCR pour somme des carrés résiduels, F pour la statistique de Fisher.

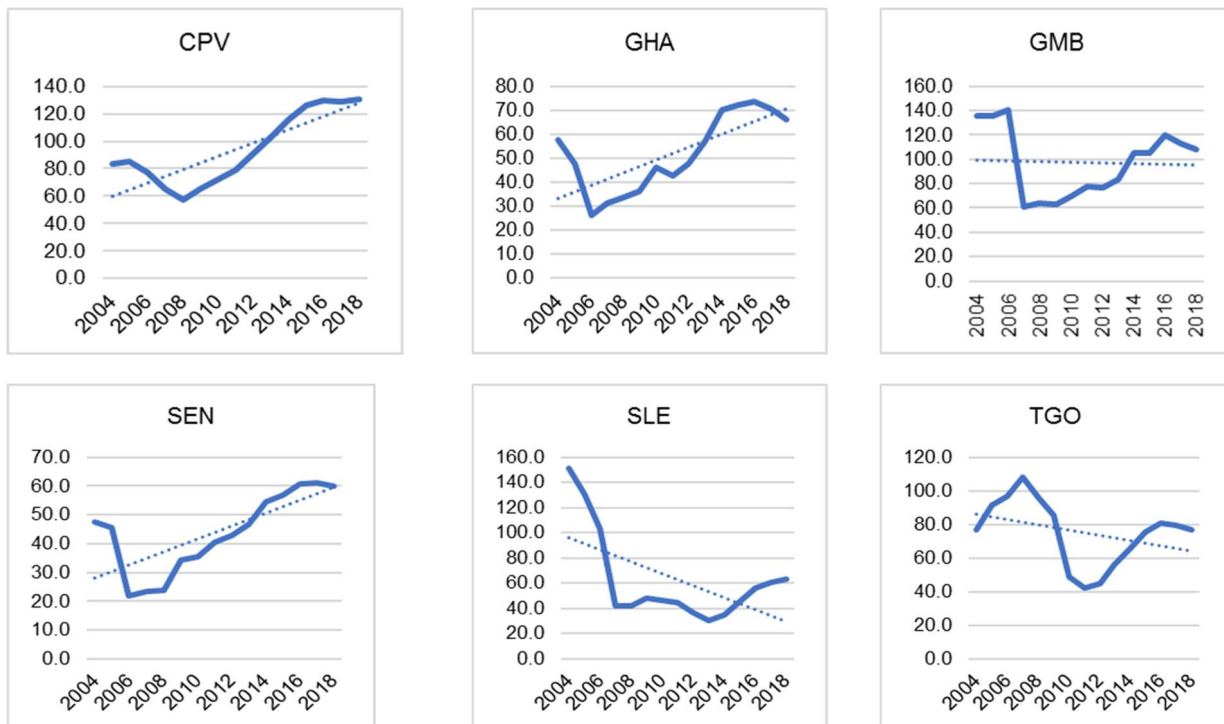
Source : Auteurs.

Tableau 7 : Test de linéarité

RSS	MSE	F-stat.	Prob.
53,18	0,42	20,39	0,08

Source : Auteurs.

Figure 4 : Evolution de la dette du gouvernement central des pays de la CEDEAO (en % du PIB)



Source : Fonds Monétaire International, Perspectives économiques régionales de l'Afrique sub-Saharienne, 2018.

RESILIENCE DES BANQUES AUX CHOCS EXOGENES DANS L'UNION ECONOMIQUE ET MONETAIRE OUEST AFRICAINE

Abdoulaye SIRY⁷

Résumé

Cet article traite de la résilience des banques aux chocs exogènes dans l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA). Des analyses descriptives établies au plan macroéconomique et sur un échantillon de 83 banques dans l'UEMOA, sur la période 2000-2017, montrent que le système bancaire dans la région présente un faible score de résilience. Cependant, les banques dans certains pays de la région ont montré une habileté à faire face aux perturbations exogènes, comparativement à certains pays et régions d'Afrique subsaharienne. Des facteurs intrinsèques aux banques et des facteurs liés à la régulation de l'autorité monétaire, aux chocs exogènes et macroéconomiques ont des influences directes et indirectes sur les indices de résilience bancaire, dont le Z score et ses composantes. Des chocs exogènes ont des effets directs négatifs sur les composantes du Z score. Cependant, il existe des interactions spatiales exogènes positives de ces facteurs sur les indices de résilience des banques. Ces effets sont mis en évidence à l'aide du Spatial Durbin Model à effets aléatoires sur des données macroéconomiques sur la période 2003-2017. Le développement des ressources humaines et le transfert de compétences, le respect du ratio de capital minimum requis, la structuration du capital bancaire en présence de chocs exogènes et le contrôle de la structure du marché bancaire sont des canaux de développement de la résilience des banques. Les politiques de régulation pourraient tenir compte de la capacité d'autorégulation des banques et des interactions spatiales exogènes. Elles devraient veiller à limiter les effets néfastes des chocs exogènes sur la résilience des banques. Dans l'implémentation de certaines normes de régulation, il est recommandé d'être prudent, au risque de parvenir à une surcapitalisation de certaines banques qui n'est pas sans conséquence néfaste.

INFORMATIONS SUR L'ARTICLE

Historique de l'article. Soumis le 31 juillet 2018.

Reçu en première version révisée le 20 décembre 2018.

Reçu en deuxième version révisée le 5 avril 2019.

Reçu en troisième version révisée le 24 juin 2019.

Reçu en quatrième version révisée le 20 décembre 2019.

Accepté le 23 décembre 2019.

Classification JEL : G21, G28, Q54, Q56, R15.

Mots clés : Banques, Régulation, Chocs exogènes, Résilience, Econométrie spatiale.

⁷ Doctorant, Laboratoire d'Analyse et de Politique Economiques (LAPE), CEDRES, 03 BP 7210 Ouaga 03, Burkina Faso ;
Université Ouaga II, Ouagadougou, Burkina Faso ;
Téléphone : +226 70530492 ; E-mail: abdoulsiry@gmail.com

Abstract

This article deals with the resilience of banks to exogenous shocks in the West African Economic and Monetary Union (WAEMU). Descriptive analysis established at the macroeconomic level and on a sample of 83 banks in the WAEMU, over the period 2000-2017, show that the banking system in the region has a low resilience score. However, banks in some countries in the region have shown an ability to deal with exogenous disruptions, compared to other countries and regions in sub-Saharan Africa. Factors specific to banks, and factors linked to the regulation of monetary authority, exogenous and macroeconomic shocks have direct and indirect influences on banking resilience indices, including the Z score and its components. Exogenous shocks have direct negative effects on the components of the Z score. However, there are positive exogenous spatial interactions of these factors on the bank resilience indices. These effects are highlighted using the Spatial Durbin Model with random effects on macroeconomic data for the period 2003-2017. The development of human resources and the transfer of skills, compliance with the minimum capital ratio required, the structuring of bank capital in the presence of exogenous shocks and the control of the structure of the banking market are channels for developing bank resilience. Regulatory policies could take into account the self-regulatory capacity of banks and exogenous spatial interactions. They should take care to limit the harmful effects of exogenous shocks on the resilience of banks. In the implementation of certain regulatory standards, it is recommended to be cautious, at the risk of achieving an over-capitalization of certain banks which is not without harmful consequences.

ARTICLE INFORMATION

Article history. Submitted July 31, 2019.

Received in first revised form December 20, 2018.

Received in second revised form April 4, 2019.

Received in third revised form June 24, 2019.

Received in fourth revised form June 24, 2019.

Accepted December 20, 2019.

JEL classification: G21, G28, Q54, Q56, R15.

Keywords: Banks, Regulation, Exogenous shocks, Resilience, Spatial econometrics.

I – INTRODUCTION

La résilience désigne l'habileté à se rétablir ou à s'ajuster face aux perturbations externes. Etudier la résilience des banques aux chocs exogènes répond à un des principes du management des risques, à savoir le contrôle du risque financier (Jarrow, 2017). En effet, le principe du contrôle du risque financier émane des problèmes d'insolvabilité et de liquidité.

Les faillites bancaires des années 80 et la crise financière de 2008 constituent des preuves de la fragilité des banques face aux chocs exogènes. Les causes et les conséquences de ces faillites bancaires sur des économies d'Afrique subsaharienne ont été étudiées dans la littérature (Caprio et Klingebiel, 2003 ; Wim, 2009 ; Allen et Giovannetti, 2011 ; Berman et Martin, 2012). Trente-sept pays d'Afrique subsaharienne ont subi la crise bancaire systémique des années 80. Particulièrement dans l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA), les systèmes bancaires de la Côte d'Ivoire avec 90 % des prêts bancaires en souffrance, du Bénin (80 %), du Mali (75 %), du Niger (50 %) et du Sénégal (50 %) ont été les plus touchés, au cours de la décennie 1980-1990 (Caprio et Klingebiel, 2003).

Pour prévenir ces crises bancaires, un processus de relèvement du capital des banques a été entamé dans l'UEMOA, à partir de 2007, suivi de la mise en place d'un Fonds de Garantie des Dépôts en 2014 et d'un Bureau d'Information sur le Crédit en 2015 (BCEAO, 2013; BCEAO, 2017). De la réglementation de Bâle I à Bâle III, les mesures de précaution pour la stabilité du système bancaire s'ajustent au fur et à mesure, avec l'avènement de nouveaux risques et incertitudes (Fall, 2016 et BIS, 2017). L'efficacité et la pertinence de certaines mesures de régulation contenues dans les dispositifs de Bâle I à III suscitent des débats. Les fondements relatifs à la théorie du capital minimum (Santomero et Watson, 1977 ; Blum, 1999 ; Kim et Santomero, 1988 ; Besanko et Kanatas, 1996 et BIS, 2017), à la théorie des incitations (Campbell et al., 1992 ; Giammarino, et al., 1993 ; Bhattacharya et al., 1998 et Vanhooose, 2007) et aux théories de la complexité (Cimini et al., 2015 et Battiston et al., 2016) présagent qu'une capitalisation bancaire peut avoir des effets bénéfiques mais aussi néfastes.

En outre, des travaux empiriques sur les pays de l'UEMOA ont exploré le rôle des facteurs macroéconomiques et institutionnels sur la résilience des banques (Abdou, 2002; Eboué, 2007 ; Angora et Tarazi, 2013 ; Doucouré et Sène, 2014 ; Siry, 2014 ; Fall, 2017 ; Gbénou et Amoussouga Géro, 2017 et Gbénou, 2018). Ces différents travaux recommandent de veiller aux mesures contribuant à la résilience des banques dans l'UEMOA. Toutefois, ne serait-il pas opportun d'identifier les facteurs de résilience des banques aux chocs exogènes⁸ dans l'UEMOA ?

La présente étude vise à identifier les principaux déterminants de la résilience des banques aux chocs exogènes dans l'UEMOA. Il s'agit, en premier lieu, d'identifier les facteurs de résilience intrinsèques aux banques de l'Union. Ce premier objectif spécifique vise à mettre en évidence des facteurs que les banques elles-mêmes peuvent développer pour renforcer leur résilience aux perturbations exogènes. En second lieu, il convient d'identifier des facteurs liés à la politique de régulation bancaire permettant aux banques d'être plus résilientes aux aléas. En troisième lieu, l'étude identifie les facteurs de résilience des banques liés aux interactions spatiales entre les pays de l'UEMOA.

⁸ Il s'agit notamment des chocs agricoles, des chocs industriels, des chocs tertiaires, du durcissement politique, des protestations et violences.

L'intérêt de cet article est de contribuer à affiner les différentes mesures de la résilience du système bancaire de l'UEMOA face aux chocs exogènes. La principale contribution réside dans l'identification des effets directs et des effets spatiaux indirects sur les indices de résilience des banques dans l'Union.

A la suite de l'introduction, la revue de la littérature sur les déterminants de la résilience des banques est présentée dans la deuxième section. La troisième section est consacrée à la présentation des facteurs explicatifs du Z score. La quatrième section décrit la modélisation économétrique. Dans la cinquième section, les résultats des estimations sont présentés et discutés. La dernière section est consacrée à la conclusion et aux implications de politique économique.

II – REVUE DE LA LITTERATURE

Cette section présente la revue de la littérature sur les fondements théoriques des facteurs de résilience des banques. Une discussion sur les indicateurs de mesure de la résilience des banques est menée. Le Z score et ses composantes, retenus comme indices de résilience des banques sont présentés. Enfin, une revue empirique est faite sur les déterminants de la résilience des banques en Afrique subsaharienne et particulièrement dans l'UEMOA.

II.1 - Fondements théoriques de la résilience des banques

La régulation prudentielle des autorités de supervision est considérée comme un des outils de stabilisation du système bancaire, et aussi de promotion de son développement, favorable à l'inclusion financière. La crise financière de 2008 a permis de comprendre les limites du cadre de régulation du système financier international. De nouvelles règles de supervision du système bancaire ont conduit à la mise en place du dispositif de Bâle III (BIS, 2017). Ce dispositif réglementaire mondial, qui soutient le relèvement du capital minimum des banques, vise à renforcer la résilience du système bancaire.

Les fondements de la régulation bancaire, les opinions et les conclusions des différentes recherches sur un modèle optimal de régulation sont controversés (Santos, 2001). La littérature distingue principalement la théorie du capital minimum (Santomero et Watson, 1977 ; Kim et Santomero, 1988 ; Cornett et Tehranian, 1994 ; Blum, 1999 ; Besanko et Kanatas, 1996 ; Jackson, et al., 1999 et BIS, 2017), la théorie des incitations (Campbell et al., 1992 ; Giammarino, et al., 1993 ; Bhattacharya et al., 1998 et Vanhoose, 2007) et la théorie comportementale ou de la complexité (Cimini et al., 2015 et Battiston et al., 2016).

L'exigence d'un capital minimum uniforme en vue de prévenir l'insolvabilité des banques est récusée par certains auteurs, pour la principale raison que la différence de structure des banques individuelles est ignorée (Kim et Santomero, 1988 ; Besanko et Kanatas, 1996 et Akhalumeh, 2011). Pour ce faire, le capital minimum requis devrait être différencié pour les banques selon, entre autres, leurs perspectives de rentabilité et leur risque d'insolvabilité.

Des auteurs montrent qu'une surcapitalisation a un coût d'opportunité (Santomero et Watson, 1977 ; Cornett et Tehranian, 1994 ; Blum 1999 ; Jackson, et al., 1999). Ce coût d'opportunité est supporté aussi bien par le système bancaire que par la société, avec des effets macroéconomiques indésirables. En effet, une augmentation du ratio de capitalisation bancaire détourne les capitaux du marché de crédit et réduit le stock de capital physique existant dans la

société. Par mesure de précaution, Blum (1999) montre qu'il est optimal pour les banques de prendre plus de risques aujourd'hui, en vue d'accroître les fonds propres dans le futur. Les conditions optimales du capital minimum requis sont tout de même discutées (Santomero et Watson, 1977 et BIS, 2017).

Pour d'autres auteurs, plutôt que de se focaliser uniquement sur l'approche du capital minimum, il serait temps pour les régulateurs d'envisager des approches alternatives pour renforcer la résilience du système bancaire (Vanhoose, 2007). Comme alternative ou complément, la théorie des incitations suggère qu'il soit mis en place un cadre d'assurance des dépôts ajustés aux risques (Giammarino, et al., 1993 et Bhattacharya et al., 1998) ou un cadre de management direct où les épargnants peuvent engager des agents pour suivre les choix des actifs par les banques (Campbell et al., 1992 ; Davis et Obasi, 2009). Le management direct limiterait les asymétries d'information, ainsi que l'incitation des banques à financer des actifs plus risqués.

La théorie des incitations permet de relativiser la théorie du capital minimum. Selon les incitations des détenteurs de capitaux, des managers et du régulateur des banques, le risque bancaire peut croître ou décroître (Jeitschko et Jeung, 2004). Dans ce sens, il est établi au plan théorique que la relation entre la capitalisation et le risque bancaire peut être positive ou négative. Il existerait donc des seuils. Particulièrement, une banque avec un niveau de capital élevé, dirigée suivant les incitations des gestionnaires, peut prendre davantage de risques. C'est dans ce sens que Lengnick-hall et al. (2011) insistent sur la capacité organisationnelle, à travers un management stratégique des ressources humaines, pour développer des compétences qui, globalement, permettent aux organisations d'être plus habiles en cas de chocs sévères.

La régulation bancaire se fait dans un monde de plus en plus complexe, où tout le réseau bancaire peut s'écrouler, même si les banques individuellement apparaissent comme saines. Pour ce faire, les théories de la complexité indiquent le recours à des modèles à travers lesquels les comportements et les interactions des agents économiques sont explicitement représentés (Cimini et al., 2015 ; Battiston et al., 2016). A cet effet, les modèles permettant de capter les interactions (spatiales) entre différentes unités (LeSage et Pace, 2009; Elhorst, 2014) ou de faire des stress tests (Quagliariello, 2009) sont, le plus souvent, mieux indiqués. La mesure de la résilience des banques peut faire appel à différents indicateurs.

II.2 - Indicateurs de mesure de la résilience des banques

Dans la littérature relative aux indicateurs de mesure de la résilience des banques, notre choix s'est porté sur le Z score, défini et décrit suivant ses composantes. L'évolution de cet indicateur suivant ses composantes dans l'UEMOA est présentée sur la période 2000-2017.

II.2.1 - Littérature sur les techniques de mesure de la résilience des banques

Il existe un ensemble d'approches pour mesurer la résilience des banques. Parmi celles-ci, il y a l'approche du rendement sur le capital ajusté aux risques-RARoC9- (Viviani, 2000 ; Stoughton et Zechner, 2007), l'approche par les modèles de durée (Theodossiou, 1993 ; Shamway, 2001 et Gammadigbé, 2018) et notamment l'approche par le Z score (Roy, 1952 ; Boyd et Graham, 1986; Goyeau et Tarazi, 1992 ; Laeven et Levine, 2009 ; Dinamona, 2010 et Altman, 2018). Pour les

⁹ $RARoC_i = \frac{profit_i - EP_i}{capital\ économique_i}$ Il s'agit du « Risk Adjusted Return on Capital » de la banque *i* avec avec EP_i l'estimation des pertes de la banque *i*.

économies de l’UEMOA, des indicateurs de stress bancaire ont été développés par Doucouré et Sène (2014), Gbénou et Amoussouga Géro (2017). Ces indices agrègent des facteurs de profondeur et de vulnérabilité financière, macroéconomique et internationale et de la performance des banques. Certaines composantes de ces indicateurs comme l’adéquation du capital et la rentabilité des actifs (ROA) sont prises en compte dans la formulation du modèle de Z score.

Les modèles de durée sont des modèles de probabilité qui permettent de détecter les périodes de bonne performance et les périodes de défaillance bancaire. C’est une extension dynamique des modèles d’analyse discriminante. Ces modèles ont déjà été utilisés pour des tests empiriques dans l’UEMOA (Gammadigbé, 2018). La censure des données est le principal problème lié à l’usage des modèles de durée. Le principe du RARoC est qu’il faut comparer les rendements bancaires au regard du risque pris. Il permet une allocation optimale des fonds propres qui couvrent le risque de la banque et permet de détecter les activités qui créent de la valeur pour les actionnaires. Cependant, le RARoC peut conduire à des conclusions erronées en présence d’asymétries d’information (Viviani, 2000). Le principe du Z score est le même que celui du RARoC. Mais, le Z score a l’avantage de donner, à travers ses composantes, la rentabilité économique ajustée aux risques et la capacité de couverture des fonds propres par rapport aux risques.

II.2.2 - Définition et interprétation du Z score

Le Z score est l’un des principaux indices qui permettent de cerner la résilience des banques. Il est une probabilité qui donne une approximation du risque de défaillance et permet de se faire une idée sur le niveau de fragilité des banques. Son usage comme indice de résilience est conditionné par la normalité de la distribution des rendements bancaires. Le Z score peut se définir comme suit :

$$Z^i_{score,t} = \frac{ROA_{i,t} + \frac{E_{i,t}}{A_{i,t}}}{\sigma_{ROA_i}} \tag{1}$$

$$Z^i_{score,t} = \frac{ROA_{i,t}}{\sigma_{ROA_i}} + \frac{\frac{E_{i,t}}{A_{i,t}}}{\sigma_{ROA_i}} \tag{2}$$

Où $Z^i_{score,t}$ est le Z score de la banque i au temps t ;

$ROA_{i,t}$ désigne la rentabilité économique de la banque i au temps t , avec $\frac{E_{i,t}}{A_{i,t}}$ ses fonds propres (capital et dotation) sur le total actif ; σ_{ROA_i} désigne l’écart-type de la rentabilité économique de la banque i .

L’équation (2) montre que le Z score a deux composantes : la rentabilité économique bancaire ajustée aux risques qui est $\frac{ROA_{i,t}}{\sigma_{ROA_i}}$ et la capacité de couverture des fonds propres par rapport aux

risques qui est $\frac{\frac{E_{i,t}}{A_{i,t}}}{\sigma_{ROA_i}}$. Pour faciliter l’interprétation, le Z score est le plus souvent normalisé entre 0 et 1. Ainsi, plus le Z score est proche de 0, plus le risque de défaillance des banques est élevé ou la résilience est faible. Par contre, s’il est proche de 1, le risque de défaillance est faible ou le niveau de résilience est élevé. La formule de normalisation entre 0 et 1 est donnée comme suit :

$$Zscore_{normalisé} = 1 + \frac{Zscore - Zscore_{max}}{Zscore_{max} - Zscore_{min}} \quad (3)$$

Toutefois, le Z score normalisé n'est utilisé que pour les faits stylisés établis. Le Z score et aussi bien ses composantes utilisées dans les régressions économétriques sont des variables continues. La démonstration suivante indique la procédure de dérivation de ces indices.

II.2.3 - Dérivation du Z score et de ses composantes

La volatilité de la profitabilité bancaire est un indicateur plus simple de mesure de la résilience, qui, elle-même, entre dans la formulation du Z score. Soit la banque i observant ses rendements au cours de l'année j durant n années. La moyenne empirique du rendement bancaire est donnée par la formule suivante :

$$\bar{r}_i = \sum_{j=1}^n \left(\frac{\tilde{r}_{ij}}{n} \right) \quad (4)$$

Avec \bar{r}_i l'estimation de ρ_i qui est la vraie moyenne de la distribution des rendements bancaires aléatoires \tilde{r}_i . L'estimation de la résilience (l'écart-type estimé du rendement r) de la $i^{\text{ème}}$ banque est donnée par :

$$S_i = \left\{ \sum_{j=1}^n \left[\frac{(\tilde{r}_{ij} - \bar{r}_i)^2}{(n-1)} \right] \right\}^{\frac{1}{2}} \quad (5)$$

Avec S_i l'estimation empirique de la vraie valeur σ_i de l'écart-type du rendement bancaire. Le Z score mesure la probabilité de faillite bancaire. Soit $p(\tilde{\pi} < -E)$, où $p(\cdot)$ est une probabilité, π est constitué des rendements consolidés des banques et E le capital consolidé. En définissant $k = -\frac{E}{A}$ avec A les actifs totaux, la probabilité de faillite peut s'écrire comme suit :

$$p(\tilde{\pi} < -E) = p(\tilde{r} < k) = \int_{-\infty}^k \phi(r) dr \quad (6)$$

Où ϕ est la fonction de densité de probabilité des rendements bancaires \tilde{r} . Pour plusieurs distributions telles que normale, caractérisées par des paramètres de position et de dispersion, l'équation précédente peut être simplifiée par changement de coordonnées. Si les rendements bancaires \tilde{r} sont normalement distribués, on obtient :

$$p(\tilde{r} < k) = \int_{-\infty}^z N(0, 1) dz \quad (7)$$

$$\text{et } z = \frac{(k - \rho)}{\sigma} \text{ d'où } -z = \frac{(\rho - k)}{\sigma} \quad (8)$$

z est la mesure principale du risque, sauf que l'estimation empirique de la vraie valeur de l'écart-type du rendement bancaire est remplacée par σ et la moyenne d'échantillonnage du rendement \bar{r} remplacée par ρ . Ainsi l'estimation empirique de $-z$ est la variable de risque ou de résilience, le **Zscore**.

$$Zscore = \frac{\bar{r} - k}{s} = \frac{\bar{r} + \frac{E}{A}}{s} \quad (9)$$

Le Z score comme mesure du risque a été utilisé dans plusieurs études (Roy, 1952 ; Boyd et Graham, 1986 ; Mercieca, Schaeck et Wolfe, 2007 ; Laeven et Levine, 2009 ; Dinamona, 2010 ; Lepetit et Strobel, 2015 ; Li, et al., 2017 et Altman, 2018).

II.2.4 - Evolution du Z score des banques dans l'UEMOA

L'évolution du Z score des banques dans l'UEMOA indique la même tendance, pour la plupart des pays membres sur la période 2000-2017 (Graphiques 8 et 9 à l'annexe 3). Après le faible niveau de résilience observé en 2008, la résilience des banques s'est rétablie, sauf qu'encore la tendance est à la baisse depuis les années 2012. Mais, le niveau de résilience des banques du Bénin, du Mali, du Niger et du Sénégal s'est renforcé à partir des années 2015.

Cette évolution du niveau de résilience des banques dans l'UEMOA peut s'expliquer, en partie, par les mesures récentes de relèvement du capital des banques, de 1 milliard à 5 milliards de Francs CFA entre 2007 et 2010 et à 10 milliards de Francs CFA au plus tard fin juin 2017 (BCEAO, 2013). Même si les banques sont, généralement, en phase avec ces mesures de précaution, le niveau de résistance des banques dans certains pays de l'Union demeure faible. La monographie du Z score montre une tendance à la baisse du niveau de résilience des banques dans l'UEMOA, après la capacité de recouvrement assez remarquable des années 2009, 2010 et 2011. Cette tendance montre qu'une défaillance, en termes de mesures prudentielles, pourrait conduire le système bancaire de l'UEMOA à une situation de crise.

Les faits établis sur l'évolution du Z score et de ses composantes dans l'UEMOA sont similaires aux faits établis par Gbénou et Amoussouga Géro (2017) sur un indice synthétique du stress bancaire et de ses composantes. Des épisodes de crises observés et décrits, étudier les déterminants de la résilience des banques dans l'UEMOA devient, donc, une préoccupation majeure, même si la seconde phase des mesures de relèvement du capital, initiée depuis 2007 tend à rehausser le niveau de résilience des banques.

II.3 - Revue empirique sur les déterminants de la résilience des banques

Des travaux empiriques ont permis de tester la validité de différentes théories de résilience des banques. Les exigences de capital minimum peuvent avoir des répercussions positives, mais aussi négatives sur l'état de résilience des banques (Cornett et Tehranian, 1994; Jackson, et al., 1999). La plupart des pays en Afrique subsaharienne sont caractérisés par une très faible résilience aux chocs extérieurs, en raison de leur dépendance commerciale et financière vis-à-vis des partenaires étrangers (Wim, 2009 ; Allen et Giovannetti, 2011 et Berman et Martin, 2012).

En comparant, les économies en développement de l'Amérique latine et celles d'Afrique subsaharienne, Lessoua et al. (2013) sont parvenus à la conclusion que les économies de la zone CFA, dont l'UEMOA et la CEMAC, sont moins résilientes aux chocs exogènes. L'état de la résilience de ces économies est estimé à partir de la dynamique de la croissance économique. Particulièrement, Adom (2016) estime qu'il existe des dissemblances en termes de résistance des pays membres de l'UEMOA aux chocs exogènes externes et internes. Pour ce faire, le renforcement de l'Union (du pacte de convergence existant) semble être approprié pour réduire les gaps de résilience entre les pays (Adom, 2016). Ces résultats sont issus d'estimations vectorielles autorégressives structurelles (SVAR), de Seemingly Unrelated Regression (SUR), en construisant deux indices de résilience, dont un indice de résistance et un indice de redressement

économique. L'état de résilience décrit globalement par Lessoua et al. (2013) et Adom (2016) n'est pas spécifique aux banques.

Des études empiriques dans l'UEMOA montrent l'influence des chocs macroéconomiques et institutionnels sur le stress bancaire (Angora et Tarazi, 2013 ; Doucouré et Sène, 2014 ; Gbénou et Amoussouga Géro, 2017 et Gbénou, 2018). Doucouré et Sène (2014) estiment que la volatilité de l'inflation, la contraction de l'activité économique extérieure, la progression rapide de la masse monétaire par rapport au PIB constituent les principaux facteurs qui peuvent rendre vulnérable le système bancaire de l'Union. Les estimations de Gbénou et Amoussouga Géro (2017) montrent qu'une augmentation de la liquidité et du taux de croissance du PIB réel entraîne une baisse du stress bancaire, alors que l'accroissement des risques de crédit le détériore. Ces auteurs approchent la résilience par des indicateurs composites de stress bancaire.

L'importance des facteurs institutionnels tels que la qualité des institutions, la stabilité politique, l'efficacité des pouvoirs publics, la qualité de la régulation et la maîtrise de la corruption sont démontrées par Gbénou (2018), pour la réduction de la probabilité de l'occurrence du stress financier du système bancaire dans l'UEMOA. Par contre, la détérioration du compte courant et la volatilité du PIB réel et du taux d'inflation augmentent cette probabilité. La promotion des institutions structurées, fortes, stables et efficaces est recommandée pour assurer la résilience du système bancaire.

Il est prouvé, donc, au-delà des facteurs macroéconomiques et institutionnels que les perturbations exogènes sont aussi bien internes qu'externes (Moyo et al., 2014 et Nguena et Nanfosso, 2014). Plus précisément dans l'UEMOA, cette situation est établie par un certain nombre d'auteurs (BCEAO, 2001 ; Abdou, 2002; Eboué, 2007 ; Siry, 2014 ; Besso et Chameni, 2016 et Fall, 2017). Ces études n'explorent pas assez les interactions spatiales entre les systèmes bancaires des différents pays de la région.

S'agissant de la « myopie des banques au désastre » dans l'UEMOA, les résultats des analyses empiriques sont controversés. Sur des données macroéconomiques (1995-2012), Trinnou et Igué (2015) trouvent que les banques dans l'Union observent bien leur exposition au risque de crédit et ne sont pas « myopes au désastre ». Par contre, Fall (2017) montre, sur un échantillon de 28 banques dans l'UEMOA (2001-2014), que l'accentuation de la fragilité du système bancaire dans l'UEMOA depuis 2004 confirme le manque de visibilité des établissements de crédit sur les risques liés à l'activité de production des entreprises, et sous l'effet des facteurs externes et des tensions politiques internes. La méthode d'optimisation de la densité multivariée compatible avec l'information (CIMDO) est utilisée par Fall (2017), pour parvenir à ces résultats.

Des études tendent à montrer que le risque et aussi la rentabilité bancaire croissent avec l'augmentation du capital, notamment dans les banques de grande taille (Ndiaye, 2014), mais de manière différente selon le niveau de développement des pays dans l'UEMOA. Dans les pays à faible revenu de la région, le relèvement du capital des banques, de même que l'output gap tendent à renforcer la résilience des banques (Powo Fosso, 2000 ; Soumaré et al., 2016). Pour approcher la résilience des banques, Powo Fosso (2000) adopte un modèle de probabilité de faillite, tandis que Soumaré et al. (2016) adoptent un modèle de Z score et de rentabilité. Les résultats obtenus par ces auteurs montrent que l'exigence d'un capital minimum uniforme ne serait pas appropriée pour toutes les banques des pays de la région.

Par conséquent les accords de Bâle, suggérant le relèvement du capital minimum, pourraient ne pas avoir d'effets ou pourraient avoir des conséquences néfastes sur la stabilité et la résilience des banques (Garba, 2016). Hajj et al. (2013) sont parvenus à examiner des actions de politique monétaire à travers lesquelles les banques centrales peuvent éliminer les effets négatifs des chocs. Pour ce faire, il faudra accorder aux banques une période de grâce¹⁰ pour se conformer au nouveau standard du capital (Akhalumeh, 2011).

En étudiant des facteurs de résilience spécifiques aux banques, Moyo et al. (2014) ont prouvé que les ratios de capital, de rentabilité et de liquidité sont des indicateurs d'alerte précoce de stabilité bancaire, à l'aide d'un modèle de durée (Theodossiou, 1993 et Shamway, 2001), sur un échantillon de 16 pays d'Afrique subsaharienne, dont 662 banques. Sur le même échantillon, les estimations montrent que, plus le Z score, la concurrence bancaire, la restriction à l'entrée des banques étrangères et la détention du capital bancaire par l'Etat et l'étranger augmentent, plus les banques sont résilientes.

En contrôlant l'effet de certains de ces facteurs étudiés, des études plus récentes se sont interrogées sur l'efficacité et la pertinence des mesures de régulation, à travers notamment les fonds propres et les dépenses consacrées aux ressources humaines au sein des banques dans l'UEMOA (Dannon et Lobez, 2014 ; Ndiaye, 2014 et Gammadigbé, 2018). Ces auteurs insistent sur l'importance des fonds propres pour réduire le risque de défaillance des banques dans l'Union. Par contre, l'influence des frais de personnel sur le risque de défaillance des banques est controversée. Les divergences pourraient s'expliquer par les différences dans l'approche méthodologique. En effet, ces auteurs se sont intéressés aux frais généraux, plutôt qu'à la structure des ressources humaines. En plus, les effets des interactions spatiales sont peu explorés.

L'ignorance de la structure du capital (financier et humain) des banques conduit à des conclusions souvent erronées et incomplètes, par rapport à l'effet des régulations du capital, de l'assurance des dépôts¹¹ et des restrictions de l'activité bancaire sur la résilience des banques (Ary Tanimoune, 2009 ; Laeven et Levine, 2009 et Akhalumeh, 2011). Sur un échantillon de 270 banques issues de 48 pays à travers le monde, dont 22 banques d'Afrique subsaharienne¹², Laeven et Levine (2009) estiment que les banques avec des actionnaires plus puissants incitent leurs managers à prendre de gros risques. L'effet des politiques de régulation sur la prise de risques par les banques dépend, donc, du pouvoir des actionnaires et de la structure de gouvernance de chaque banque.

Si le taux de croissance du PIB réel favorise la stabilité des banques, Moyo et al. (2014) estiment qu'il n'en est pas de même pour le ratio du crédit au secteur privé sur le PIB, de la dépréciation du taux de change, de l'inflation et de l'accroissement du taux d'intérêt. Les estimations de Dannon et Lobez (2014) et de Gammadigbé (2018) confirment l'effet vertueux de la croissance

¹⁰ La décision en septembre 2007 des autorités monétaires de la BCEAO de relever le capital des banques de 1 milliard à 10 milliards de Francs CFA, a connu deux phases : une première phase achevée en 2010 où le capital social minimum par banque est porté à 5 milliards de Francs CFA et une seconde phase qui a pris fin en juin 2017 où chaque banque devrait relever son capital de 5 milliards à 10 milliards de Francs CFA (BCEAO, 2013).

¹¹ La mise en place du Fonds de Garantie des Dépôts en 2014 et l'institution des Bureaux d'Information sur le Crédit en 2015 dans l'Union Monétaire Ouest Africaine (UMOA) constituent des exemples de dispositifs d'assurance et de management direct, en application suivant les principes de la théorie des incitations (BCEAO, 2017). En principe, les Bureaux d'Information sur le Crédit devraient réduire les problèmes d'asymétrie d'information - sélection adverse et aléa moral - que le système d'assurance engendre de plus.

¹² L'échantillon contient 10 banques d'Afrique du Sud, sept banques du Nigeria, quatre banques du Kenya et une banque du Zimbabwe.

économique. Si pour Gammadigbé (2018), l'effet néfaste de l'inflation justifie la politique anti-inflationniste de la BCEAO, Dannon et Lobe (2014) trouvent que l'inflation n'a pas d'effet significatif sur la défaillance des banques dans l'Union. Cela peut se justifier par le fait que le niveau de l'inflation est relativement bas et stable dans l'UEMOA et aussi par les différences de choix méthodologique.

Des indicateurs composites de stress bancaire sont couramment utilisés comme indicateurs de résilience dans les investigations empiriques. D'autres auteurs font appel à des modèles de durée ou de Z score. Bien que les différents auteurs tiennent compte des facteurs intrinsèques aux banques, institutionnels, macroéconomiques et à la régulation de l'autorité monétaire dans l'explication de la résilience des banques, les facteurs liés aux perturbations exogènes et aux interactions spatiales entre les systèmes bancaires des pays sont peu explorés. C'est ce qui justifie l'intérêt de l'étude des déterminants de la résilience des banques liés aux interactions spatiales endogènes et exogènes. Dans l'UEMOA, très peu d'études ont mené des tests empiriques sur le modèle de Z score, couramment utilisé comme indicateur de résilience.

III - PRESENTATION DES FACTEURS EXPLICATIFS DU Z SCORE

Des facteurs intrinsèques aux banques, liés à la régulation de l'autorité monétaire et aussi des facteurs intangibles sont susceptibles d'expliquer le Z score des banques dans l'UEMOA. Des variables spécifiques aux différents facteurs tels que les chocs exogènes (King et Plosser, 1984 ; Backus, Kehoe et Kydland, 1992) et aussi des variables de contrôle ont été identifiées et explicitées au tableau 4 à l'annexe 1. Des variables macroéconomiques (PIB réel, Taux de croissance du PIB réel, Inflation et taux de change effectif réel), des variables liées à la structure du marché bancaire (nombre de banques, part de marché et indice HHI¹³) ont été prises comme facteurs de contrôle.

III.1 - Facteurs et variables explicatifs liés aux chocs exogènes

Les variables explicatives du Z score liées aux chocs exogènes sont présentées dans cette section. Le choix de ces variables est justifié à travers des analyses descriptives aussi bien sur les indices de résilience que sur leurs déterminants.

III.1.1 - Présentation des variables

Les variables de perturbation exogènes (chocs agricoles, chocs industriels, chocs tertiaires, durcissement politique, protestation et violence) sont les principales variables d'intérêt considérées. Les chocs sont issus respectivement des résidus des régressions de la production agricole, industrielle et du tertiaire autour de la tendance normale. Généralement, cette technique fournit des estimateurs consistants et efficaces. Seule la validité des inférences statistiques est souvent discutable (Pagan, 1984).

La distribution des chocs (résidus générés) tend vers une loi normale. En effet, les tests univariés de normalité (D'agostino, et al., 1990 ; Royston, 1991) des chocs agricoles indiquent des p-values supérieures au seuil de 5 % (soit 0,94 pour le Bénin, 0,72 pour le Burkina Faso, 0,37 pour la Côte d'Ivoire, 0,48 pour le Mali, 0,081 pour le Niger, 0,66 pour le Sénégal et 0,19 pour le Togo). De même, les tests univariés de normalité des chocs industriels donnent des p-values supérieures au seuil de 1 % pour les pays précédents hors Niger. Les perturbations dans le secteur tertiaire

¹³ $HHI = \sum_i PM_i^2$ avec PM_i la part de marché de la banque i du pays concerné.

sont aussi normalement distribuées dans quatre pays (Bénin, Burkina, Mali et Sénégal) sur les sept. En plus, des auteurs comme Pagan (1984) et Goujon (2011) montrent que la convergence des estimateurs n'est problématique que lorsqu'on introduit un résidu retardé ou une valeur prédite dans la régression. Ce qui n'est pas le cas dans le présent travail. Alors, des inférences statistiques valides peuvent être menées avec les écart-types des paramètres obtenus.

Face à la récurrence des perturbations exogènes, les variables de structure du capital des banques ont été associées aux chocs exogènes. Il s'agit du capital Etat associé au durcissement politique et aux chocs industriels, le capital privé associé aux chocs agricoles, le capital étranger associé aux chocs agricoles et les fonds propres associés au durcissement politique. La résilience des banques aux différents chocs serait différenciée selon la structure du capital des banques. Pour des banques majoritairement détenues par l'Etat, un durcissement politique serait coûteux en termes de résilience.

III.1.2 - Etat de résilience des banques aux perturbations sociopolitiques en Afrique subsaharienne

De façon générale, le niveau de résilience des banques en Afrique subsaharienne est relativement bas, tel qu'observé sur la période 2003-2016 dans la CEDEAO¹⁴ hors Guinée-Bissau, l'UEMOA¹⁵ hors Guinée-Bissau, la CEEAC¹⁶ hors Sao Tomé et Príncipe, la CEMAC¹⁷, l'EAC¹⁸ et la SACU¹⁹ (Carte 2 et Graphique 4 à l'Annexe 3).

Le Z score moyen des banques normalisé entre 0 et 1 dans l'UEMOA a été de 0,29 contre 0,22 dans la CEMAC, 0,26 dans la SACU et 0,30 dans l'EAC sur la période 2003-2016. Aux fins de de comparaison, ces normes sont dérivées des données de la Federal Reserve Economic Data (FRED, 2019).

Bien que le niveau de résilience soit généralement faible, il existe des pays dont les banques indiquent un taux de résilience assez élevé (Graphique 5 à l'Annexe 3). Les banques au Togo et en Guinée-Bissau dans l'UEMOA présentent les plus faibles normes de résilience, soient des Z scores moyens respectifs de 0,16 et de 0,20 sur la période 2000-2017 (Tableau 1 et Graphique 5 à l'Annexe 3).

Des durcissements politiques ont été observés sur la période 2000-2016 en Afrique subsaharienne (tableau 1 et carte 1 à l'annexe 3). Le durcissement politique, un indice composite de perturbations sociopolitiques, et des indices de protestations publiques et de violences civiles sont estimés par la BAD (2017). Dans l'UEMOA, la Côte d'Ivoire, le Mali, le Niger et le Sénégal ont été les pays les plus marqués par les perturbations sociopolitiques sur la période 2000-2016 (tableau 1 et carte 1 à l'annexe 3).

En moyenne, sur cette période, les banques au Niger, au Sénégal, au Mali, malgré l'exposition de ces pays aux tensions sociopolitiques, sont demeurées plus résilientes par rapport aux

¹⁴ La Communauté Economique des Etats de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO) regroupe 15 pays d'Afrique de l'Ouest.

¹⁵ L'UEMOA regroupe 8 pays en Afrique de l'Ouest, avec le Franc CFA (Communauté Financière d'Afrique) comme monnaie commune.

¹⁶ La Communauté Economique des Etats de l'Afrique Centrale (CEEAC) regroupe 10 pays d'Afrique Centrale.

¹⁷ La Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale (CEMAC) regroupe 6 pays en Afrique Centrale, avec le Franc CFA (Coopération Financière d'Afrique) comme monnaie commune.

¹⁸ L'East African Countries (EAC) regroupe 5 pays en Afrique de l'Est.

¹⁹ La South African Countries Unit (SACU) regroupe 5 pays en Afrique australe dont la monnaie de chaque pays membre est indexée sur le Rand sud-africain.

banques exerçant dans des pays moins exposés comme le Bénin, le Togo et la Guinée Bissau (tableau 1 et carte 2). Cependant, la résilience des banques dans certains pays tend à être affectée par les chocs exogènes tels que le durcissement politique (cartes 1 et 2 à l'annexe 3).

Tableau 1 : Etat de résilience des banques aux perturbations sociopolitiques dans l'UEMOA

		Moyenne 2000-2016			
		Durcissement politique	Protestation publique	Violence civile	Z score
Pays résilients	Niger	1,28	2,92	3,25	0,77
	Sénégal	1,46	2,77	2,28	0,48
	Mali	1,27	1,28	4,79	0,45
	Bénin	0,16	0,69	0,19	0,42
Pays moins résilients	Côte d'Ivoire	2,04	3,64	4,09	0,38
	Burkina	0,57	3,27	1,07	0,35
	Guinée-Bissau	0,49	1,76	0,47	0,20
	Togo	0,42	1,66	0,41	0,16

Source : Construit à partir de BAD (2017, pp. 331-340) et BCEAO-UMOA (2017a)

Le Z score, permettant d'estimer la résilience des banques, a deux principales composantes illustrées dans les graphiques 6 et 7 à l'annexe 3 pour les pays de l'UEMOA. Il ressort que le faible niveau de résilience des banques au Togo et en Guinée-Bissau est dû à leur faible rentabilité économique (ROA) ajustée aux risques, respectivement 0,22 et 0,12 et à leur faible capacité de couverture des fonds propres, respectivement 3,49 et 4,66 sur la période 2000-2017 (graphiques 6 et 7 à l'annexe 3). Par contre, sur la même période, les banques au Bénin et au Niger, avec une rentabilité économique moyenne ajustée aux risques respectivement de 0,44 et 1,17, doivent leur niveau assez raisonnable de résilience à leur capacité de couverture des fonds propres, respectivement 8,71 et 15,26. Quant aux banques du Sénégal, en moyenne, leur rentabilité économique ajustée aux risques (2,63) a significativement contribué au renforcement de leur résilience (graphique 6 à l'annexe 3), avec une capacité de couverture des fonds propres de 7,87 sur la période 2000-2017 (graphique 7 à l'annexe 3).

Des enseignements tirés du Z score et des perturbations exogènes, les banques dans certains pays de l'UEMOA plus exposés aux perturbations sociopolitiques indiquent des niveaux de résistance élevés, par rapport aux banques des pays moins exposés sur la période 2000-2017. Les banques à faible rentabilité économique ajustée aux risques, comme celles exerçant en Guinée-Bissau et au Togo, devront renforcer leurs capacités de couverture des fonds propres par mesure de précaution. Il en est de même pour les banques du Burkina Faso, même s'elles ont un niveau de rentabilité économique ajustée aux risques moyennement élevé. Un renforcement de la rentabilité économique ajustée aux risques des banques au Bénin et au Niger pourrait les permettre d'être plus résilientes.

III.2 - Facteurs et variables explicatifs internes aux banques

Les variables explicatives du Z score internes aux banques sont présentées dans cette section. Elles sont, principalement, liées à la structure du capital (financier et humain) et à la politique de régulation. Le choix de ces variables est justifié à travers des analyses descriptives aussi bien sur les indices de résilience que sur leurs déterminants.

III.2.1 - Présentation des variables

Les ressources humaines (cadres de banques et employés), la structure du capital des banques (capital Etat, capital privé et capital étranger) peuvent être considérées comme des facteurs importants. Ces facteurs ont été considérés dans la littérature, notamment par Jeitschko et Jeung (2004), Moyo et al. (2014), Dannon et Lobez (2014), Ndiaye (2014) et Gammadigbé (2018). Cependant l'intérêt de les reconsidérer s'explique par les limites dans les spécifications des travaux empiriques antérieurs.

La qualité des ressources humaines au sein d'une banque est susceptible de renforcer sa résilience aux perturbations exogènes, suivant les arguments de Lengnick-hall et al. (2011). Par ailleurs, les effets liés au transfert de compétences d'un pays à l'autre, soutenus par la régionalisation des banques, ne doivent pas être négligés. Contrairement aux banques dont le capital est majoritairement détenu par le privé, les banques majoritairement détenues par l'Etat ou l'étranger sont théoriquement plus résilientes. Cela pourrait s'expliquer par le fait que les banques détenues par l'Etat peuvent se recapitaliser avec une certaine facilité et les banques étrangères sont généralement des filiales de groupes bancaires. Il existe, aussi, des effets spatiaux liés à la structure du capital.

D'autres variables explicatives d'intérêt intrinsèques aux banques, l'élargissement du réseau bancaire, la constitution des provisions et le renforcement des fonds propres sont des éléments de résilience des banques. Dannon et Lobez (2014), Ndiaye (2014) et Gammadigbé (2018) se sont intéressés spécifiquement au rôle des fonds propres dans l'analyse de la stabilité du système bancaire dans l'UEMOA. En plus, la qualité des créances sur la clientèle constitue un signe de confiance susceptible de renforcer la résilience. L'influence attendue de ces variables sur le Z score et ses composantes est aussi bien directe qu'indirecte.

Le ratio de capital et les réserves sont les principales variables liées à la régulation bancaire. Tel que décrit dans la revue de la littérature, si le renforcement du capital est considéré comme un facteur de résilience des banques, la constitution des réserves peut leur être coûteuse en termes de profit. Les effets d'autres variables comme la rentabilité financière des banques (Return on Equity-ROE), le taux net de dégradation du portefeuille de la clientèle et les dépôts de la clientèle sont contrôlés dans certaines estimations.

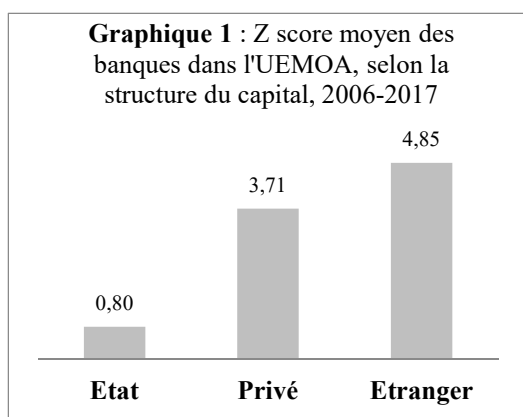
III.2.2 - Z score selon la structure du capital des banques dans l'UEMOA

La structure du capital des banques est déterminante pour leur résilience dans l'UEMOA (Azam, Biais et Dia, 2004). Les banques dont le capital est majoritairement détenu par l'étranger ont un Z score moyen de 4,85, relativement plus élevé que chez les banques privées et d'Etat à travers la région (graphique 1). Les banques privées, avec un Z score moyen de 3,71, sont encore meilleures en termes de résilience que les banques d'Etat. Ces estimations sur la période 2006-2017 sont issues d'un échantillon de 83 banques sur 95 en 2006 et sur 126 en 2017 dans l'UEMOA.

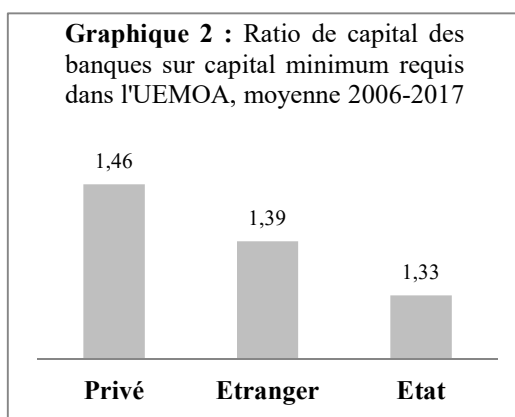
Mais, il existe des disparités à travers les pays. En effet, les banques privées au Mali et au Burkina Faso conservent les plus forts taux de résilience, en termes de Z score respectivement 7,58 et 6,63 en moyenne sur la période 2006-2017, contre 5,57 et 5,52 respectivement pour les banques étrangères (calculs sur un échantillon de 83 banques, BCEAO-UMOA, 2017a).

Les faits ainsi établis s'expliqueraient par la structure du capital bancaire dans l'UEMOA longtemps dominée par l'étranger. A travers des faits stylisés, Ouédraogo (1985) montre que la part des étrangers dans le capital des banques commerciales est passée de 55,6 % à 57,2 %, entre 1975 et 1980. Des estimations de BCEAO-UMOA (2017a), sur un échantillon de 83 des 126 banques établies dans l'Union en 2017, montrent que leur capital est détenu à 79,51 % par l'étranger. Cette estimation tient compte des banques nationales privées qui ont étendu leurs activités à travers les pays de l'Union.

Les banques ont en moyenne, dans la plupart des pays de l'UEMOA, respecté les normes prudentielles de capital sur la période 2006-2017 (graphique 2). Sur la période, le ratio de capital par rapport au capital minimum requis a été de 1,46 et de 1,39, respectivement, pour les banques privées et les banques étrangères, contre 1,33 pour les banques d'Etat. Néanmoins, le ratio de capital moyen des banques privées au Togo (0,68) et au Bénin (0,75) sur la période 2006-2017 a été en deçà du niveau minimum de ratio de capital requis.



Source : Construit à partir des statistiques de 83 banques, BCEAO-UMOA (2017a) dont 66 banques étrangères, 12 banques privées et 5 banques d'Etat.



Source : Construit à partir des statistiques de 75 banques, BCEAO-UMOA (2017a) dont 58 banques étrangères, 12 banques privées et 5 banques d'Etat.

Suivant la structure du capital des banques, le respect des normes prudentielles de capital semble aller de pair avec la résilience des banques (graphiques 1 et 2). Il en est de même pour le ratio de solvabilité des banques, défini comme le ratio des fonds propres sur actif total, ont été de 0,07, de 0,06 et de 0,05, respectivement pour les banques étrangères, privées et d'Etat sur la période 2006-2017 (calculs sur BCEAO-UMOA, 2017a).

Mais, la description du ratio de capital sur capital minimum requis et du niveau de résilience des banques étrangères et des banques privées par pays pourrait rendre cette appréciation erronée. Par exemple, les banques étrangères au Bénin et au Sénégal avec des ratios de capital respectifs de 2,03 et 1,70, les plus élevés en moyenne, ont enregistré les niveaux de résilience les plus bas (Z scores moyens respectifs de 3,53 et 4,08), par rapport aux banques étrangères des autres pays de la région sur la période 2006-2017.

Les banques privées ont un taux d'emploi (non-cadres) de 63 %, sensiblement égal au taux d'emploi des banques étrangères qui a été de 62 %, sur la période 2006-2017. Ce taux est de 59 % au sein des banques d'Etat, sur la période 2006-2017 (calculs sur un échantillon de 75 banques, BCEAO-UMOA, 2017c). De façon générale, le taux d'emploi des cadres au sein des banques est assez faible, mais plus important au sein des banques d'Etat. Le réseau des banques

privées, 11 réseaux pour 10 000 clients, est le plus développé dans la région, contre 7 réseaux et 6 réseaux pour 10 000 clients, respectivement pour les banques étrangères et les banques d'Etat sur la période 2006-2017 (calculs sur un échantillon de 75 banques, BCEAO-UMOA, 2017c). Au-delà de la structure du capital bancaire, ces facteurs pourraient bien expliquer le niveau de résilience des banques dans la région.

De ces faits établis, les banques ont tendance à respecter les normes prudentielles de capital, telles qu'initiales en 2007 (BCEAO, 2013). Par conséquent, les banques étrangères suivies des banques privées ont tendance à être plus résilientes que les banques d'Etat. Ces faits stylisés sont similaires aux faits établis par Gammadigbé (2018), avec une approche alternative de mesure de résilience bancaire. La différence en termes de résilience des banques pourrait bien s'expliquer par d'autres facteurs. L'identification de potentiels facteurs et variables explicatifs du Z score conduit à établir un modèle économétrique, dont les différents effets sur la résilience seront testés.

IV - MODELISATION ECONOMETRIQUE

Pour tester l'influence des différents facteurs sur la résilience des banques, une modélisation économétrique spatiale sur des données macroéconomiques dans les pays de l'UEMOA hors Guinée-Bissau, sur la période 2003-2017 a été adoptée. Le choix de la période et des pays se justifie par le fait que les données sur certaines variables ne sont pas disponibles sur la période antérieure à 2003. Or, les estimations spatiales sont limitées en cas de données manquantes. Les données utilisées pour les estimations sont présentées à la fin de la section.

IV.1 - Modélisation spatiale

L'intérêt pour la modélisation spatiale se justifie par son pouvoir d'identification des interactions spatiales et des interactions entre les facteurs explicatifs et les facteurs expliqués (LeSage et Pace, 2009; Elhorst, 2014). La modélisation spatiale permet de mettre en évidence les interactions stratégiques entre les décisions des agents économiques et des structures spatiales. Elle repose sur la proximité, exprimée en une matrice de poids, entre les structures spatiales. Cette sous-section est consacrée aux techniques de formation de la matrice de poids, aux tests de spécification et à la présentation des modèles spatiaux à estimer.

IV.1.1 - Formation de la matrice de poids

La matrice de poids est une représentation des relations de proximité entre les pays étudiés. Si généralement il est admis que la notion de proximité est géographique, elle peut être économique, culturelle ou sociale. L'approximation de la proximité par les distances est relative (LeSage et Pace, 2009 et Herrera, 2017). En effet, des pays peuvent avoir entre eux des liens commerciaux, culturels ou ethniques qui ne dépendent pas forcément des distances relatives qui les séparent. Former une matrice de poids basée sur la « contiguïté » ou le voisinage en termes de distance euclidienne ou de toute autre mesure de distance semble être intuitif (LeSage et Pace, 2009).

Pour le cas des pays de l'UEMOA, l'intensité des échanges entre les pays de façon générale et particulièrement entre les pays sahéliens et les pays côtiers ne serait pas justifiée seulement par la distance, mais par la présence, la qualité ou la facilité d'accès à certaines infrastructures telles que les routes et les ports maritimes. Il existe des techniques de géométrie qui permettent de

prendre en compte ces aspects, dans la formulation d'une matrice de poids (LeSage et Pace, 2009 ; Goodman, et al., 2017).

En explorant les approches alternatives et efficaces, il est privilégié dans le présent travail une matrice de poids normalisée en termes d'échanges commerciaux entre les pays de l'UEMOA hors Guinée-Bissau. Il est aussi important de s'intéresser aux pays économiquement voisins qu'aux pays géographiquement voisins. La Guinée-Bissau est exclue du fait de l'indisponibilité sur la période des données relatives aux échanges (importations et exportations bilatérales) avec les autres pays membres de la région. Les différentes formes de la matrice de poids et les techniques de sa formation sont présentées à l'annexe 4.

IV.1.2 - Tests de spécification

Le principe des tests de spécification consiste à tester l'autocorrélation spatiale et à mener une série de tests comme celui de Wald, du ratio de vraisemblance et de multiplicateur de Lagrange, en cas de présomption d'autocorrélation. Ces tests permettent de choisir le meilleur modèle spatial à estimer. Pour ce faire, la matrice de poids joue un rôle important et détermine souvent les résultats des tests. Les résultats des différents tests sont indiqués à l'annexe 5.

Indice et test de Moran

Généralement, l'autocorrélation spatiale constitue une préoccupation dans le cadre des modèles de régression linéaire spatiale. Elle implique un regroupement spatial ou l'existence de sous-espaces de l'espace étudié, où dans chaque sous-espace les observations d'une variable d'intérêt sont supérieures ou inférieures à la moyenne (Le Gallo, 2002 et Pisati, 2012). Cela se traduit par la loi de Tobler (1970) selon laquelle toute chose est en lien avec d'autres choses, mais les choses proches sont plus en lien par rapport aux choses lointaines.

Plus utilisé, l'indice de Moran (1948) permet de détecter la présence ou l'absence de l'autocorrélation spatiale. Le choix du test de Moran est justifié par la nature de la matrice de poids qui est non binaire et standardisée. Geary (1954) et Getis et Ord (1992) proposent des tests similaires basés sur une matrice de contiguïté binaire non standardisée. L'indice et les diagrammes de Moran montrent une présomption d'autocorrélation spatiale (tableau 6 et graphique 10 à l'annexe 5). Par conséquent, les inférences statistiques basées sur les Moindres Carrés Ordinaires (MCO) ne sont pas fiables. Ainsi, à partir du modèle spatial général, et en faisant des restrictions sur les paramètres associés aux facteurs explicatifs, au moins six modèles peuvent être estimés (Elhorst, 2014). En conclusion, le modèle spatial Durbin (SDM) est plus adéquat pour la régression du Z score et de ses composantes sur les déterminants. La procédure de formulation de l'indice de Moran et les résultats du test sont donnés à l'annexe 5 consacrée aux différents tests de spécification.

IV.1.3 - Modèles spatiaux à estimer : SDM à effets aléatoires

Le modèle estimé est un modèle Durbin spatio-temporel (SDM). Bien que les régressions spatiales en coupe transversale et les régressions spatio-temporelles diffèrent, les deux types de régressions, basées sur des informations différentes, sont corrects (LeSage et Pace, 2009, p. 207). Le principal facteur expliqué dans la modélisation spatiale est le Z score des banques dans l'UEMOA hors Guinée-Bissau. En plus, les deux principales composantes de cet indicateur sont expliquées. Il s'agit de la rentabilité économique des banques ajustée aux risques (*ROArisk*) et

la capacité de couverture des fonds propres par rapport aux risques (*CCFP*). Les modèles SDM en statique peuvent s'exprimer sous la forme matricielle comme suit (inspiré d'Elhorst, 2014) :

$$Zscore_t = \alpha I_N + \rho W.Zscore_t + X_t\beta + WX_t\theta + v + \gamma I_N + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$ROArisk_t = \alpha_1 I_N + \rho_1 W.ROArisk_t + X_t\beta_1 + WX_t\theta_1 + v + \gamma I_N + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$CCFP_t = \alpha_2 I_N + \rho_2 W.CCFP_t + X_t\beta_2 + WX_t\theta_2 + v + \gamma I_N + \varepsilon_t \quad (12)$$

Où

- $Zscore_t$ est la matrice $(N, 1)$ du Z score des banques de chaque pays i ($i = 1, \dots, N$) à la date t ($t = 1, \dots, T$) ;
- $ROArisk_t$ est la matrice $(N, 1)$ de la rentabilité économique ajustée aux risques des banques du pays i à la date t ;
- $CCFP_t$ est la matrice $(N, 1)$ de la Capacité de Couverture des Fonds Propres par rapport aux risques des banques du pays i à la date t ;
- W est la matrice (N, N) de poids des échanges commerciaux entre les pays ;
- X_t est la matrice (N, K) des variables explicatives.

Effets directs et effets indirects

- $\rho W.Zscore_t$ désigne les effets indirects des interactions endogènes entre le Z score des banques des différents pays, avec ρ le paramètre spatial à estimer. La résilience des banques de la Côte d'Ivoire peut être influencée par la résilience moyenne des banques des autres pays de l'UEMOA.
- $\rho_1 W.ROArisk_t$ désigne les effets indirects des interactions endogènes entre la rentabilité économique des banques des différents pays, avec ρ_1 le paramètre spatial à estimer. La rentabilité des banques du Niger peut être influencée par la rentabilité moyenne des banques des autres pays membres de la région.
- $\rho_2 W.CCFP_t$ désigne les effets indirects des interactions endogènes entre la capacité de couverture des fonds propres des banques des différents pays, avec ρ_2 le paramètre spatial à estimer. La capacité de couverture des fonds propres des banques du Burkina Faso peut être influencée par la capacité de couverture des fonds propres moyenne des banques des autres pays membres de l'Union.
- $X_t\beta$; $X_t\beta_1$ et $X_t\beta_2$ désignent les effets directs des variables explicatives, avec β ; β_1 et β_2 les matrices colonnes $(K, 1)$ des paramètres associés à estimer. Par exemple, l'augmentation du ratio de capital par les banques au Burkina Faso peut directement influencer leur résilience.
- $WX_t\theta$; $WX_t\theta_1$ et $WX_t\theta_2$ désignent les effets indirects des interactions exogènes parmi les variables explicatives, avec θ ; θ_1 et θ_2 les matrices colonnes $(K, 1)$ des paramètres associés à

estimer. Par exemple, la résilience des banques en Côte d'Ivoire peut dépendre de la structure du capital bancaire dans les autres pays membres de l'UEMOA. Le tableau 2 présente les formules de dérivation des effets directs et des effets indirects.

Tableau 2 : Dérivation des effets directs et effets indirects

Modèle	Effets directs	Effets indirects
Spatial Durbin Error Model (SDEM)	β_k	θ_k
Spatial Durbin Model (SDM)	Eléments diagonaux de la matrice $(I - \rho W)^{-1}[\beta_k + W\theta_k]$	Eléments non diagonaux de la matrice $(I - \rho W)^{-1}[\beta_k + W\theta_k]$

Source : Présenté à partir des démonstrations d'Elhorst (2014) et de Golgher et Voss (2016).

Effets fixes et effets aléatoires

αI_N ; $\alpha_1 I_N$ et $\alpha_2 I_N$ désignent les termes constants où I_N est le vecteur colonne ($N, 1$) de valeur 1 et α ; α_1 et α_2 les constantes à estimer. $v = (v_1, \dots, v_N)^T$ et $\varepsilon = (\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_N)^T$.

Les effets spécifiques spatiaux et temporels peuvent être traités comme des effets fixes ou comme des effets aléatoires. Dans un modèle à effets aléatoires, v_i et γ_t sont considérées comme des variables aléatoires respectivement indépendantes et identiquement distribuées- $iid \sim (0, \sigma_v^2)$; $(0, \sigma_\gamma^2)$ -(Elhorst, 2014).

En économétrie spatiale, la spécification à effets aléatoires est couramment utilisée dans la littérature, en lieu et place de la spécification à effets fixes (Elhorst, 2014). La spécification à effets aléatoires évite la perte de degré de liberté. Elle donne la possibilité d'estimer les coefficients de variables qui ont une faible variabilité dans le temps. Le choix de la modélisation à effets aléatoires est en plus justifié par le test de Hausmann (1978). Les résultats du test sont indiqués dans le tableau 7 à l'annexe 5.

La restriction de l'effet dynamique se justifie par le fait que la procédure d'estimation des modèles spatiaux dynamiques répond à certaines exigences. Ces modèles pourraient souffrir de problèmes d'identification et leur utilisation reste limitée dans les applications empiriques (Elhorst, 2014, p.96). Par ailleurs, avec des approches alternatives, des travaux récents comme ceux de Gammadigbé (2018) ont déjà mis en évidence certains effets directs dynamiques sur la survie des banques.

IV.2 - Données et périodes d'analyse

Les données utilisées pour établir les faits stylisés et les estimations économétriques sur les pays de l'UEMOA hors Guinée-Bissau sont principalement issues des annuaires statistiques (BCEAO, 2017), des bilans et comptes de résultats des banques et établissements financiers (BCEAO-UMOA, 2017a) et des rapports de la Commission bancaire (BCEAO-UMOA, 2017b). Ces données portent sur la période 2000-2017. En complément, les données d'African Economic Outlook (AEO) de la Banque Africaine de Développement (BAD, 2017), celles de la Conférence

des Nations Unies pour le Commerce et le Développement (UNCTAD, 2019) et de la Federal Reserve Economic Data (FRED, 2019) ont été mobilisées.

Les statistiques relatives au Z score des banques par pays (comparaison au niveau Afrique subsaharienne) sont extraites de la Federal Reserve Economic Data (FRED, 2019). Mais la constitution des données sur le Z score des banques dans les pays de l'UEMOA est faite à partir des statistiques de la BCEAO. Des calculs simples (ratios) ont été menés pour obtenir certaines variables dont les données ne sont pas directement disponibles dans les bases de données citées. Les principales sources des données pour les variables explicatives sont précisées dans le tableau à l'annexe 1.

V. RESULTATS DES ESTIMATIONS ECONOMETRIQUES ET DISCUSSION

Les résultats des estimations du Spatial Durbin Model (SDM) à effets aléatoires du Z score des banques dans l'UEMOA hors Guinée-Bissau sur ses déterminants, sur la période 2003-2017, sont présentés dans les tableaux 3 et 3bis. Les résultats des estimations du même modèle sur les composantes du Z score, s'agissant de la rentabilité économique ajustée aux risques (ROArisk) et de la capacité de couverture des fonds propres par rapport aux risques (CCFP), sont présentés respectivement dans les tableaux 9, 9bis et 10 à l'annexe 6.

Pour tous les modèles spatiaux estimés, le paramètre ρ spatial est significatif et négatif. Cela montre qu'il y a une interaction spatiale endogène négative entre les banques dans l'UEMOA, en termes de résilience. Lorsque les banques des pays membres de l'Union développent leur résilience et que les banques d'un autre pays membre restent à la traîne, ces dernières s'affaiblissent et supportent des coûts en termes de résilience.

V.1 - Effets des chocs exogènes

La résilience des banques dans l'UEMOA est dépendante des perturbations exogènes. Les estimations montrent que le durcissement politique a des effets directs négatifs sur la capacité de couverture des fonds propres. Les protestations publiques ont également un effet négatif, mais indirect sur le Z score et la rentabilité économique ajustée aux risques.

Les grèves, les manifestations, les troubles et la dégradation de l'environnement politique inhibent la résilience des banques dans la région. Cependant, les effets des interactions spatiales du durcissement politique et des violences civiles sont significatifs et positifs sur le Z score et ses composantes. Pour les banques d'un pays donné, les manifestations, les troubles et la dégradation de l'environnement politique dans les pays voisins tendent à être favorables à leur résilience. Lorsque ces perturbations sont suivies de renforcement des fonds propres des banques dans les pays voisins, l'interaction spatiale est également positive. En effet, l'influence spatiale de la variable $fp^*durciss$ sur les indices de résilience est significative et positive (tableaux 3bis, 9bis et 10).

Les effets indirects des variables capital Etat*durcissement politique, capital privé*choc agricole et capital étranger*choc agricole sont positifs sur les indices de résiliences (Z score et ROA ajustée aux risques). Ces résultats impliquent que la détérioration de l'environnement politique et les chocs de production agricole dans les pays voisins stimulent la résilience des banques dans un pays donné de l'Union, suivant la structure de leur capital. Cependant, des perturbations de la production agricole, avec une détention du capital par le privé dans un pays détériorent

directement la ROA ajustée aux risques. L'influence directe de la variable capital privé*choc agricole est négative sur la ROA ajustée aux risques.

Par ailleurs, les chocs industriels et les chocs tertiaires ont des interactions spatiales exogènes négatives sur la résilience des banques dans l'UEMOA. Alors, pour les banques d'un pays donné de l'Union, lorsque les pays voisins ressentent un stress au niveau de la production industrielle ou dans les offres de services, cela se répercute négativement sur leur résilience.

Tableau 3 : Estimation du Spatial Durbin Model (SDM) à effets aléatoires du Z score des banques dans l'UEMOA hors Guinée-Bissau (suite à la page suivante)

Z score	Effet	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4		Modèle 5		Modèle 6	
		Coeff.	p-value	Coeff.	p-value	Coeff.	p-value	Coeff.	p-value	Coeff.	p-value	Coeff.	p-value
Variance Sigma		0.249535***	(0.000)	0.266759***	(0.000)	0.271274***	(0.000)	0.265839***	(0.000)	0.254248***	(0.000)	0.250957***	(0.000)
ρ spatial		-0.278123*	(0.094)	-0.315147*	(0.062)	-0.351170**	(0.038)	-0.345373**	(0.039)	-0.285784*	(0.087)	-0.368186**	(0.027)
ROE	Direct	1.108212**	(0.018)	1.096610**	(0.024)	1.009892**	(0.039)	0.970449**	(0.043)	1.247468**	(0.010)	1.122329**	(0.017)
	Indirect	-0.740316	(0.528)	-0.995262	(0.340)	-1.057637	(0.354)	-1.034578	(0.364)	-0.698619	(0.496)	-0.652609	(0.542)
	Total	0.367896	(0.785)	0.101348	(0.933)	-0.047745	(0.970)	-0.064129	(0.962)	0.548849	(0.650)	0.469720	(0.706)
Inflation	Direct	0.014529	(0.643)	0.012566	(0.697)	0.012204	(0.709)	0.017886	(0.576)	0.010962	(0.722)	0.015409	(0.618)
	Indirect	-0.084244*	(0.054)	-0.075364**	(0.039)	-0.067358*	(0.079)	-0.065221	(0.113)	-0.079023**	(0.030)	-0.071141*	(0.050)
	Total	-0.069715**	(0.040)	-0.062797**	(0.030)	-0.055154*	(0.071)	-0.047335	(0.181)	-0.068061**	(0.032)	-0.055733*	(0.081)
Nombre de banques	Direct	-0.139604*	(0.068)	-0.119371	(0.122)	-0.121528	(0.126)	-0.137835*	(0.054)	-0.130868*	(0.051)	-0.129303*	(0.055)
	Indirect	-0.092690	(0.400)	-0.098935	(0.338)	-0.119187	(0.242)	-0.031106	(0.787)	-0.010570	(0.921)	0.011225	(0.921)
	Total	-0.232294**	(0.024)	-0.218306**	(0.047)	-0.240715**	(0.034)	-0.168941	(0.110)	-0.141438	(0.187)	-0.118077	(0.297)
Parts de marché	Direct	14.191053**	(0.036)	11.973715*	(0.092)	11.894593*	(0.100)	12.080065*	(0.065)	10.532968*	(0.087)	10.251561	(0.100)
	Indirect	13.289361	(0.339)	12.303945	(0.415)	16.396526	(0.292)	15.810551	(0.277)	14.011720	(0.363)	17.812293	(0.235)
	Total	27.480414**	(0.021)	24.277660*	(0.077)	28.291119**	(0.041)	27.890616**	(0.032)	24.544689*	(0.091)	28.063853**	(0.044)
HHI	Direct	-1.388956	(0.705)	-3.876493	(0.280)	-3.866252	(0.294)	-2.959719	(0.408)	-5.248615	(0.128)	-4.024592	(0.251)
	Indirect	-5.071445	(0.339)	-1.777548	(0.739)	-3.164223	(0.536)	-2.047597	(0.721)	2.451875	(0.661)	2.271018	(0.660)
	Total	-6.460401	(0.183)	-5.654041	(0.262)	-7.030475	(0.141)	-5.007316	(0.325)	-2.796740	(0.567)	-1.753574	(0.713)
Taux de change Effectif réel	Direct	9.172152***	(0.000)	7.408639***	(0.001)	7.120249***	(0.001)	8.338991***	(0.000)	6.91***	(0.001)	7.286733***	(0.001)
	Indirect	-4.965361*	(0.072)	-6.993928***	(0.004)	-6.771295**	(0.011)	-6.113937**	(0.022)	-7.140***	(0.003)	-6.425467**	(0.023)
	Total	4.206790	(0.195)	0.414711	(0.877)	0.348954	(0.906)	2.225054	(0.455)	-0.224389	(0.934)	0.861266	(0.796)
Choc industriel	Direct	-0.000135	(0.673)	-0.000244	(0.431)	-0.000231	(0.469)	-0.000252	(0.398)	-0.000309	(0.287)	-0.000217	(0.466)
	Indirect	-0.001583**	(0.027)	-0.000500	(0.451)	-0.000558	(0.393)	-0.000796	(0.234)	-0.000268	(0.700)	-0.000427	(0.513)
	Total	-0.001718**	(0.029)	-0.000744	(0.273)	-0.000789	(0.235)	-0.001048	(0.141)	-0.000577	(0.423)	-0.000644	(0.346)
Dépôts sur actif	Direct	5.398832**	(0.011)	3.836072*	(0.066)	2.708897	(0.199)	3.800629*	(0.081)	4.171612**	(0.034)	3.937549*	(0.053)
	Indirect	-2.735385	(0.487)	-4.297854	(0.292)	-4.463737	(0.285)	-1.148678	(0.770)	-4.716182	(0.199)	-3.516034	(0.312)
	Total	2.663447	(0.545)	-0.461782	(0.914)	-1.754840	(0.688)	2.651951	(0.473)	-0.544570	(0.879)	0.421515	(0.906)
Fonds propres sur actif	Direct	108.36***	(0.000)	96.244831***	(0.000)	103.36***	(0.000)	109.96***	(0.000)	98.49***	(0.000)	108.53***	(0.000)
	Indirect	20.178671	(0.256)	30.444267	(0.162)	16.78	(0.467)	10.975736	(0.572)	26.78	(0.199)	11.43	(0.613)
	Total	128.54***	(0.000)	126.68***	(0.000)	120.14***	(0.000)	120.942***	(0.000)	125.28***	(0.000)	119.97***	(0.000)
PIB	Direct	0.000025	(0.778)	0.000072	(0.403)	0.000059	(0.507)	0.000079	(0.284)	0.000112*	(0.099)	0.000091	(0.193)
	Indirect	0.000510***	(0.001)	0.000311**	(0.039)	0.000362**	(0.014)	0.000309*	(0.077)	0.000181	(0.257)	0.000234	(0.147)
	Total	0.000535***	(0.000)	0.000384***	(0.007)	0.000421***	(0.002)	0.000388***	(0.008)	0.000294**	(0.039)	0.000324**	(0.022)

Source : Estimations de l'auteur. / *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

NB : La suite du tableau est présentée ci-dessous.

Tableau 3bis : Estimation du Spatial Durbin Model (SDM) à effets aléatoires du Z score des banques dans l'UEMOA hors Guinée-Bissau (suite à la page suivante)

Z score	Effet	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4		Modèle 5		Modèle 6	
		Coeff.	p-value	Coeff.	p-value	Coeff.	p-value	Coeff.	p-value	Coeff.	p-value	Coeff.	p-value
Taux net de dégradation	Direct	2.855865	(0.536)	-1.397958	(0.757)	-2.910396	(0.487)	1.093856	(0.784)	-0.067194	(0.986)	1.038990	(0.791)
	Indirect	24.573692***	(0.005)	17.603947*	(0.053)	14.883319**	(0.047)	22.385686***	(0.006)	18.892004**	(0.026)	21.538317**	(0.011)
	Total	27.429557**	(0.020)	16.205989	(0.176)	11.972923	(0.219)	23.479542**	(0.028)	18.824810*	(0.074)	22.577307**	(0.037)
Taux de provision	Direct	0.371868	(0.815)	-1.003264	(0.497)	-1.733055	(0.221)	-0.127250	(0.932)	-0.816778	(0.532)	-0.406632	(0.771)
	Indirect	5.166661	(0.107)	4.895019*	(0.087)	3.444114	(0.160)	6.256756**	(0.030)	5.852643**	(0.038)	6.299713**	(0.015)
	Total	5.538530	(0.132)	3.891755	(0.264)	1.711059	(0.546)	6.129506*	(0.081)	5.035865	(0.112)	5.893081*	(0.055)
Effort net de provision	Direct	-0.832012***	(0.007)	-0.652584**	(0.040)	-0.702461**	(0.025)	-0.932629***	(0.003)	-0.618553**	(0.042)	-0.81***	(0.007)
	Indirect	-1.041422	(0.104)	-1.157520*	(0.075)	-1.200266*	(0.063)	-1.487294**	(0.012)	-1.017863	(0.130)	-1.17*	(0.067)
	Total	-1.873433**	(0.011)	-1.810104**	(0.013)	-1.90***	(0.008)	-2.419923***	(0.001)	-1.636416**	(0.035)	-1.99***	(0.007)
Ratio de capital	Direct	-0.015783	(0.912)	0.018065	(0.900)	-0.024836	(0.866)	0.015536	(0.905)	0.033559	(0.783)	0.018732	(0.879)
	Indirect	0.066822	(0.663)	-0.005354	(0.974)	0.028117	(0.862)	0.003313	(0.984)	-0.044911	(0.761)	-0.024432	(0.864)
	Total	0.051039	(0.587)	0.012711	(0.910)	0.003281	(0.976)	0.018850	(0.878)	-0.011353	(0.924)	-0.005700	(0.960)
k_privé*agric	Direct	-0.003244	(0.422)	-0.004548	(0.248)	-0.004553	(0.226)	-0.002534	(0.556)	-0.005517	(0.200)	-0.004034	(0.345)
	Indirect	0.015415*	(0.069)	0.006803	(0.425)	0.010147	(0.217)	0.016801**	(0.034)	0.003343	(0.706)	0.010854	(0.214)
	Total	0.012171	(0.189)	0.002255	(0.808)	0.005594	(0.522)	0.014267	(0.106)	-0.002174	(0.827)	0.006819	(0.488)
k_étrang*agric	Direct	0.000336	(0.823)	0.000828	(0.584)	0.001210	(0.356)	0.000301	(0.839)	0.001048	(0.524)	0.000915	(0.537)
	Indirect	-0.001774	(0.579)	0.000930	(0.778)	-0.000916	(0.774)	-0.004096	(0.174)	0.002030	(0.542)	-0.002244	(0.484)
	Total	-0.001439	(0.699)	0.001758	(0.633)	0.000294	(0.932)	-0.003794	(0.277)	0.003078	(0.422)	-0.001329	(0.714)
Réserves	Direct	4.169329	(0.620)	7.709670	(0.369)	8.868781	(0.268)						
	Indirect	-8.215291	(0.775)	2.201701	(0.943)	15.934701	(0.575)						
	Total	-4.045962	(0.898)	9.911370	(0.772)	24.803481	(0.422)						
Choix tertiaires	Direct	0.000762	(0.184)										
	Indirect	-0.002917**	(0.041)										
	Total	-0.002155	(0.171)										
Employés non cadres	Direct	3.758827*	(0.062)					5.310459**	(0.015)			4.807385**	(0.030)
	Indirect	4.240456	(0.402)					5.917068	(0.248)			6.128899	(0.240)
	Total	7.999283	(0.202)					11.227527*	(0.081)			10.936285	(0.109)
k_Etat_durciss	Direct	-0.396753	(0.324)	-0.437887	(0.237)	-2.056367	(0.204)			-0.519345	(0.184)		
	Indirect	1.521407*	(0.052)	2.402876***	(0.000)	0.752092	(0.838)			2.643949***	(0.000)		
	Total	1.124653	(0.244)	1.964990**	(0.012)	-1.304275	(0.763)			2.124603***	(0.003)		
Capital privé	Direct	-0.126465	(0.119)										
	Indirect	0.562267*	(0.054)										
	Total	0.435802	(0.185)										
Cadre de banque	Direct			-1.628489	(0.315)	-0.264063	(0.478)			-0.930144	(0.549)		
	Indirect			1.466151	(0.705)	2.236890*	(0.086)			0.290776	(0.944)		
	Total			-0.162338	(0.972)	1.972826	(0.167)			-0.639368	(0.895)		
Capital étranger	Direct			-0.036707	(0.192)	-1.281679	(0.319)			-0.041039	(0.137)		
	Indirect			0.174550**	(0.044)	8.504466***	(0.000)			0.163856**	(0.047)		
	Total			0.137843	(0.156)	7.222787**	(0.012)			0.122817	(0.185)		

Capital Etat	Direct				-0.464983	(0.150)			
	Indirect				1.278950	(0.318)			
	Total				0.813967	(0.562)			
FP* durciss	Direct				-1.800243	(0.108)			
	Indirect				7.706243***	(0.003)			
	Total				5.906000*	(0.057)			
Protestations civiles	Direct						0.051891*	(0.061)	
	Indirect						-0.099172*	(0.069)	
	Total						-0.047281	(0.401)	
Créance sur la clientèle	Direct							3.562218**	(0.032)
	Indirect							-0.895866	(0.855)
	Total							2.666352	(0.596)
Obs.		105	105	105	105	105	105	105	
Nb pays		7	7	7	7	7	7	7	
Temps		15	15	15	15	15	15	15	
R2a		0.923797	0.746740	0.833872	0.761642	0.649109	0.794459		

Source : Estimations de l'auteur. / *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Les résultats montrent que certains chocs exogènes affectent les banques dans l'UEMOA hors Guinée-Bissau. Les canaux de transmission sont à la fois directs et indirects sur les indices de résilience (Z score et ses composantes). Ces résultats réconfortent les théories de la complexité dans l'analyse de la résilience (Cimini et al., 2015 ; Battiston et al., 2016) et sont obtenus sous le contrôle d'autres facteurs.

V.2 - Effets des facteurs intrinsèques aux banques et à la régulation bancaire

Les résultats montrent que les ressources humaines sont des déterminants de la résilience des banques dans l'UEMOA. En effet, les employés non cadres influencent positivement et directement le Z score. Leur influence indirecte sur la rentabilité économique des banques par rapport aux risques est négative (tableau 9bis à l'annexe 6). La mobilité des compétences, surtout au sein des groupes bancaires, entre les pays ou le turn-over des employés entre les banques peut expliquer cet effet. Les cadres n'ont pas une influence significative directe sur la résilience des banques dans l'UEMOA. Par contre, les interactions spatiales liées à l'emploi des cadres sont positives sur le Z score et sa composante ROA ajustée aux risques.

Au-delà de l'effet des frais généraux globalement étudié par Dannon et Lobez (2014), Ndiaye (2014) et Gammadigbé (2018), les résultats obtenus impliquent que des stratégies d'allocation des dépenses de personnel (cadres et non-cadres) peuvent permettre aux banques d'être plus résilientes.

La structure du capital des banques est déterminante pour leur résilience dans l'UEMOA. Le ratio de capital, par rapport au capital minimum requis, a un effet positif et direct sur les composantes du Z score. En plus, l'augmentation du ratio entraîne des effets spatiaux positifs sur la ROA ajustée aux risques. Les interactions spatiales (effets indirects) de la détention du capital par l'étranger ou du capital par le privé sont positives sur le Z score. Celle du capital Etat est aussi positive, mais seulement sur la composante ROA ajustée aux risques. Cela peut s'expliquer par le fait que certaines banques profitent de la dynamique de l'expansion régionale à travers leurs filiales. L'effet direct de la variable capital Etat n'est pas significatif sur les indices de résilience. Les différents effets obtenus, de la structure du capital (ratio de capital, capital Etat, capital privé, capital étranger) sur la résilience des banques, soutiennent la réglementation de Bâle et les résultats de Kim et Santomero (1988), de Besanko et Kanatas (1996), de Laeven et Levine (2009), de Akhalumeh (2011) et de Moyo et al. (2014) et particulièrement ceux de Powo Fosso (2000), d'Ary Tanimoune (2009) et d'Ouédraogo (2012) dans l'espace UEMOA.

La constitution des réserves est directement bénéfique, mais indirectement coûteuse pour les banques dans l'UEMOA, en termes de rentabilité économique ajustée aux risques. Une politique de renforcement des réserves obligatoires par rapport à l'actif total des banques dans l'UEMOA est donc favorable à leur résilience, mais les interactions spatiales négatives ne devraient pas être négligées. La constitution des fonds propres est l'un des principaux déterminants de la résilience des banques dans l'UEMOA. Les fonds propres sur actif total ont un impact positif direct sur le Z score et sur la capacité de couverture des fonds propres par rapport aux risques. Dans le même sens, l'influence spatiale de cette variable sur la ROA ajustée aux risques est significative. Ce résultat, de par l'effet direct des fonds propres, soutient les estimations de Gammadigbé (2018). Les banques dans un pays donné profitent, en termes de résilience, du renforcement de leurs fonds propres et aussi du renforcement des fonds propres des banques dans les pays voisins. Cependant, l'augmentation des fonds propres peut avoir un effet direct négatif sur la rentabilité économique ajustée aux risques. Cela tend à confirmer les estimations

de Santomero et Watson (1977), de Blum (1999) de Jackson, et al. (1999) et de Jeitschko et Jeung (2004).

L'influence du réseau bancaire est directe et positive sur la rentabilité économique ajustée aux risques. Les banques peuvent profiter du développement de leur réseau par rapport au nombre de comptes bancaires. Mais, les effets spatiaux sont négatifs sur la capacité de couverture des fonds propres. Cela peut s'expliquer par le jeu de la concurrence. L'effort net de provisionnement a une influence directe, indirecte et négative sur les indices de résilience des banques dans l'UEMOA. Son influence directe, significative sur la rentabilité économique ajustée, n'est pas significative sur la capacité de couverture des fonds propres. L'effet négatif peut paraître paradoxal, mais dans la logique de gestion, la constitution des provisions est une conséquence de la faiblesse des rendements et lorsque les provisions ne permettent pas aux banques d'être plus résilientes, cela est un signe de faiblesse d'autorégulation bancaire.

Les effets spatiaux du taux net de dégradation du portefeuille clientèle et du taux de provision des créances en souffrance sur le Z score des banques demeurent positives. Cela signifie que la résilience des banques d'un pays donné peut être stimulée, suite à une dégradation du portefeuille clientèle ou une augmentation du taux de provision des banques dans les pays voisins. Ce résultat révèle l'existence d'interactions spatiales exogènes positives liées aux créances en souffrances par rapport aux crédits nets octroyés à la clientèle sur le Z score des banques dans l'UEMOA.

Cependant, une augmentation du taux net de dégradation affecte négativement la rentabilité économique ajustée et la capacité de couverture des fonds propres par rapport aux risques, respectivement par les effets directs et effets spatiaux. L'effet direct du taux de provision sur les composantes du Z score est aussi négatif. Les interactions spatiales exogènes liées au taux net de dégradation ou au taux de provision peuvent être négatives, respectivement sur la capacité de couverture des fonds propres et la rentabilité économique ajustée aux risques.

Des facteurs intrinsèques aux banques et à la régulation bancaire dans l'UEMOA, la tendance des banques à recruter plus d'employés non cadres, au regard des faits stylisés établis, peut être considérée comme une stratégie qui stimule leur résilience. Les stratégies de développement de résilience des banques devraient tenir compte de leur structure du capital, de leur structure de gouvernance et surtout des interactions spatiales dans l'UEMOA. Le renforcement des réserves, des fonds propres, du taux de provision, des dépôts de la clientèle et la minimisation des créances en souffrance contribuent au renforcement du Z score des banques. Cependant, il est nécessaire de prendre en compte les interactions spatiales exogènes, surtout négatives, de ces variables sur les composantes du Z score.

V.3 - Effets de la structure du marché bancaire et d'autres variables de contrôle

La concentration et les parts de marché bancaire sont des déterminants de résilience des banques dans l'UEMOA (Tableau 3, Tableaux 9 et 10 à l'annexe 6). Le nombre de banques est l'une des variables déterminantes de la concentration bancaire sur le Z score et ses composantes. L'effet direct associé à la variable est significatif et négatif sur les indicateurs de résilience (Z score et ROA ajustée aux risques). L'influence, aussi bien négative, du nombre de banques sur la capacité de couverture des fonds propres ne s'exerce qu'à travers l'interaction spatiale exogène. Ce résultat peut s'expliquer par le jeu de la concurrence et la pression négative que l'augmentation du nombre de banques pourrait avoir sur leurs marges de rentabilité.

Par contre, les parts de marché ont une influence directe et positive sur le Z score et la rentabilité économique ajustée aux risques. Ces résultats sont conformes aux estimations d'Ouédraogo (2012) et de Soumaré et al. (2016), de par l'effet direct de ces indices de concentration sur la rentabilité et des indices de résilience similaires. Au-delà, il est mis en évidence l'existence d'interactions spatiales exogènes négatives liées au nombre de banques et de parts de marché sur la capacité de couverture des fonds propres par rapport aux risques (tableau 10 à l'annexe 6). L'effet direct des parts de marché sur cette composante est même négatif, conformément aux estimations de Gammadigbé (2018). Si l'indice de concentration bancaire Hirschman-Herfindahl (HHI) n'influence pas significativement le Z score et la rentabilité économique ajustée, son effet direct sur la composante capacité de couverture des fonds propres (CCFP) est négatif, avec une interaction spatiale exogène négative.

Des agrégats macroéconomiques, l'inflation, le PIB réel, le taux de croissance du PIB réel et le taux de change effectif réel déterminent significativement les indices de résilience des banques dans l'UEMOA et ses composantes. Nguena et Nanfosso (2014) montrent de même que ces facteurs macroéconomiques influencent les provisions des banques. L'inflation a un effet total significatif et négatif sur la ROA ajustée aux risques. Son effet sur le Z score est aussi négatif, mais indirect. Ce résultat tend à confirmer les estimations de Doucouré et Sène (2014), de Moyo et al. (2014), de Gammadigbé (2018) et de Gbénou (2018), contrairement à celles de Dannon et Lobez (2014). Il existe des interactions spatiales exogènes négatives liées à l'inflation sur le Z score.

Le PIB réel n'a pas d'effet significatif direct sur le Z score, avec des interactions spatiales exogènes positives. L'effet direct du taux de change effectif réel (à l'incertain) est positif sur le Z score des banques dans la région, avec des interactions spatiales exogènes négatives. Une augmentation du taux de change effectif réel (à l'incertain) est équivalente à un accroissement des gains de compétitivité. Cela stimule directement la résilience des banques. Lorsque les gains de compétitivité ont lieu dans les pays voisins, cela affecte négativement la résilience des banques d'un pays donné. Ce résultat est conforme aux estimations de Moyo et al. (2014), de par l'effet direct. La rentabilité financière (ROE) a un effet direct et positif sur le Z score des banques.

VI - CONCLUSION

Ce papier examine l'état de la résilience des banques aux chocs exogènes dans l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA). Le niveau de résilience des banques est estimé par les indices de Z score et de ses deux composantes, à savoir la rentabilité économique ajustée aux risques et la capacité de couverture des fonds propres par rapport aux risques. De façon générale, le niveau de résilience des banques aux chocs exogènes en Afrique subsaharienne est faible. Un des enseignements tirés de l'évolution du Z score et de ses composantes est que leurs tendances révèlent de plus en plus une fragilité du système bancaire dans l'UEMOA. Cependant, les banques dans certains pays comme le Bénin, le Mali, le Niger et le Sénégal ont montré une habileté à faire face aux perturbations exogènes, sur la période 2000-2017 dans l'Union. Cette résilience peut s'expliquer, en partie, par les mesures relatives au relèvement du capital des banques et un renforcement institutionnel, avec la mise en place d'un Fonds de Garantie des Dépôts et des Bureaux d'Information sur le Crédit.

Des faits stylisés, en termes d'analyses descriptives, ont été établis au plan macroéconomique et sur un échantillon de 83 banques dans l'UEMOA sur la période 2000-2017, après avoir présenté le modèle de Z score. Il ressort de la revue de la littérature et de ces faits établis, les facteurs

déterminants de la résilience des banques identifiés dans l'UEMOA sont intrinsèques aux banques, liés à la régulation de l'autorité monétaire, aux effets spatiaux, aux chocs exogènes et macroéconomiques. Des estimations économétriques et tests d'influence de variables liées à ces facteurs ont été menés sur des données macroéconomiques dans l'UEMOA. Pour ce faire, des modèles de Z score et de ses composantes, à travers le Spatial Durbin Model à effets aléatoires, ont été estimés sur les pays de l'UEMOA hors Guinée-Bissau, sur la période 2003-2017.

Les résultats des estimations montrent que la résilience des banques est dépendante des perturbations exogènes. Le durcissement politique a un effet négatif sur les composantes du Z score. Les grèves, les manifestations, les troubles et la dégradation de l'environnement politique inhibent la résilience des banques dans l'Union. Cependant, pour les banques d'un pays donné de la région, lorsque les perturbations exogènes surviennent dans les pays voisins, cela tend à être favorable à leur résilience. L'effet des interactions spatiales exogènes des variables protestation, violence et durcissement politique est positif sur les indices de résilience des banques. Les effets indirects des variables capital Etat*durcissement politique, capital privé*choc agricole et capital étranger*choc agricole sont aussi positifs sur les indices de résiliences (Z score et ROA ajustée aux risques). En plus, une perturbation de la production industrielle ou de l'offre des services entraîne des interactions spatiales exogènes négatives sur la résilience des banques dans l'UEMOA. Les canaux par lesquelles les chocs exogènes affectent la résilience des banques sont à la fois directs et indirects. Ces résultats, obtenus sous le contrôle d'autres facteurs, réconfortent les théories de la complexité dans l'analyse de la résilience.

Des facteurs intrinsèques aux banques et à la régulation bancaire, notamment la qualité des ressources humaines, renforcent la résilience des banques de l'UEMOA. Les employés non cadres influencent positivement et directement le Z score des banques dans l'UEMOA. Il existe des interactions spatiales exogènes positives liées à l'emploi des cadres sur le Z score et sur la rentabilité économique ajustée aux risques. Ces résultats militent en faveur de la théorie des incitations. En outre, le renforcement des réserves, des fonds propres, du taux de provision et la minimisation des créances en souffrance contribuent au renforcement de la résilience des banques. Cependant, il existe des interactions spatiales exogènes de ces variables sur les composantes du Z score.

La structure du capital des banques est déterminante pour leur résilience. Les faits stylisés indiquent qu'une proportion importante des banques a au moins le capital minimum requis dans les pays de l'UEMOA. Dans l'Union, l'effet du ratio de capital, par rapport au capital minimum requis, est positif et direct sur les composantes du Z score. Les interactions spatiales exogènes de la détention du capital par l'étranger ou du capital par le privé sont positives sur le Z score. Cela peut s'expliquer par le fait que certaines banques profitent, en termes de résilience, de la dynamique de l'expansion régionale à travers leurs filiales. Les résultats sur les effets des facteurs liés à la régulation du capital soutiennent la réglementation de Bâle III pour la résilience des banques dans l'Union.

La concentration et les parts de marché bancaires, ainsi que des facteurs macroéconomiques, sont des déterminants de la résilience des banques dans la région. Le nombre de banques affecte négativement le Z score et la rentabilité économique ajustée aux risques, alors que l'accroissement des parts de marché stimule cette dernière. Cela peut s'expliquer par le jeu de la concurrence. L'augmentation des parts de marché des banques influe négativement sur leur capacité à couvrir les fonds propres. L'hypothèse émise selon laquelle la résilience des banques

est liée au dispositif propre aux banques, à la régulation de l'autorité monétaire et aux chocs exogènes est vérifiée, à travers les résultats obtenus.

En termes d'implications de politiques économiques, il apparaît que les politiques de régulation devraient veiller à limiter les effets néfastes des chocs exogènes sur la résilience des banques. Mais, elles devraient également veiller à ce que les banques ne soient pas des amplificateurs des effets des chocs exogènes, puisqu'elles en profitent dans certaines circonstances, en termes de résilience. Le régulateur pourrait prendre en compte les spécificités des banques, dans la politique de relèvement de leur capital qui mérite d'être soutenue. Mais, il est nécessaire de ne pas négliger les effets négatifs des interactions spatiales exogènes. Le développement des ressources humaines, la promotion du transfert de compétences et le contrôle de la structure du marché bancaire permettraient, aussi, aux banques de gagner des points de résilience.

Des tests d'influence sur les groupes de banques (étatiques, étrangères et privées), au-delà des faits stylisés mentionnés, et la recherche de seuils pourraient faire l'objet de travaux ultérieurs. Il serait aussi intéressant d'étendre les estimations empiriques spatiales sur les autres zones d'Afrique qui ont probablement des liens avec l'UEMOA et aussi sur des données microéconomiques. Il reste, enfin, à vérifier que les banques fondent leur décision de financement de l'économie sur leur résilience.

REFERENCES

- Abdou, R., 2002. Les déterminants de la dégradation du portefeuille des banques : une approche économétrique et factorielle appliquée au système bancaire nigérien. Note d'Information et Statistiques de la BCEAO, septembre, p. N° 528.
- Adom, A. D., 2016. Resilience of developing countries to shocks: Case study of WAEMU countries with SUR and VAR Approaches. *Economic Issues*, Vol. 21(Part 2), pp. 105-143.
- Akhalumeh, P. B., 2011. Bank Capitalization and Economic Crisis: What Lessons can Nigeria Learn?, *Research Journal of Finance and Accounting*, Vol. 2(6), pp. 13-22.
- Allen, F. & Giovannetti, G., 2011. The effects of the financial crisis on Sub-Saharan Africa. *Review of Development Finance*, Issue 1, pp. 1–27, <https://doi.org/10.1016/j.rdf.2010.10.002>.
- Altman, E. I., 2018. Applications of Distress Prediction Models: What Have We Learned After 50 Years from the Z-Score Models?. *International Journal of Financial Studies*, Vol. 6(70), p. doi:10.3390/ijfs6030070.
- Angora, A. & Tarazi, A., 2013. Crises bancaires dans les pays de l'UEMOA : Un système d'alerte avancée fondé sur une approche logit multinomiale. *Brussels Economic Review*, Editions du DULBEA, 54(1), pp. 21-50.
- Anselin, L., 1988. Lagrange Multiplier Test Diagnostics for Spatial Dependence and Spatial Heterogeneity. *Geographical Analysis*, Vol. 20 (No. 1).
- Ary Tanimoune, N., 2009. Performances bancaires dans l'Union Economique et Monétaire Ouest Africain: Les effets " tailles" et "structure actionnariale" sont-ils pertinents?. *Revue économique et monétaire de la BCEAO*, pp. 9-37.
- Azam, P. J., Biais, B. & Dia, M., 2004. Privatisation versus Regulation in Développant Economies: The Cas of West African Banks. *Journal of African Economies*, Vol 13 (no 3), pp. 361-394, <https://doi.org/10.1093/jae/ejh022>.
- Backus, D. K., Kehoe, P. J. & Kydland, F. E., 1992. International Real Business Cycles. *Journal of Political Economy*, Vol. 100(No. 4), pp. 745-775, <https://doi.org/10.1086/261838>.
- BAD., 2017. Perspectives économiques en Afrique: Entrepreneuriat et industrialisation. <http://www.africaneconomicoutlook.org/statistics/>
- Battiston, S. et Farmer J. D., Flache A., Garlaschelli D., Haldane A. G., Heesterbeek H., 2016. Complexity theory and financial regulation: Economic policy needs interdisciplinary network analysis and behavioral modeling. *Perspectives*, 351(Issue 6275), pp. 818-819, DOI: 10.1126/science.aad0299.
- BCEAO, 2017. *Annuaire statistique / Annuaire statistique de 2004 à 2017*, s.l.: BCEAO.
- BCEAO, 2017. Les actions récentes de la Banque Centrale pour l'Amélioration du Financement de l'Economie, Ouagadougou: Conseil National du Crédit, Burkina Faso.

BCEAO, 2013. Dispositif prudentiel applicable aux banques et aux établissements financiers de l'union monétaire ouest africaine (UMOA) à compter du 1^{er} janvier 2000, s.l.: s.n.

BCEAO, 2001. Evaluation de l'impact des chocs exogènes. Notes d'information et statistiques, Etudes et recherche N° 512.

BCEAO-UMOA, 2017a. Bilans et comptes de résultats des banques et établissement financiers / Bilans et comptes de résultats de 2004 à 2017, s.l.: BCEAO.

BCEAO-UMOA, 2017b. Rapport annuel de la commission bancaire / Rapports annuels de 2004 à 2017, s.l.: BCEAO.

BCEAO-UMOA. 2017c. Rapport annuel de la commission bancaire de l'Union Monétaire Ouest Africaine / Rapports annuels de 2007 à 2017. BCEAO.

Belotti, F., Hughes, G. & Mortari, A. P., 2013. XSMLE - A Command to Estimate Spatial Panel Models in Stata, Potsdam : German Stata Users Group Meeting.

Berman, N. & Martin, P., 2012. The Vulnerability of Sub-Saharan Africa to Financial Crises: The Case of Trade. *IMF Economic Review*, Vol. 60 (Issue 3), pp. 329–364, DOI: <https://doi.org/10.1057/imfer.2012.13>.

Besanko, D. & Kanatas, G., 1996. The Regulation of Bank Capital: Do Capital Standards Promote Bank Safety?. *Journal of Financial Intermediation*, 5(2), pp. 160–183, <https://doi.org/10.1006/jfin.1996.0009>.

Besso, C. R. & Chameni, c., 2016. Analysis of the Macroeconomic vulnerability of the franc zone. Munich Personal RePEc Archive.

Bhattacharya, S., Boot, A. W. A. & Thakor, A. V., 1998. The Economics of Bank Regulation. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 30(No. 4), pp. 745-770, DOI: 10.2307/2601127.

BIS, 2017. Basel III: Finalising post-crisis reforms. s.l.:Basel Committee on Banking Supervision.

Blum, J., 1999. Do capital adequacy requirements reduce risks in banking?. *Journal of Banking and Finance*, 23(5), pp. 755-771, DOI: [https://doi.org/10.1016/S0378-4266\(98\)00113-7](https://doi.org/10.1016/S0378-4266(98)00113-7).

Boyd, J. H. & Graham, S. L., 1986. Risk, Regulation, and Bank Holding Company Expansion into Nonbanking. Federal Reserve Bank of Minneapolis, *Quarterly Review*, Vol. 10 No. 2, pp. 2-17.

Burridge, P., 1981. Testing for a common factor in a spatial autoregression model. *Environment and Planning A*, Vol.13, pp. 795-800.

Campbell, T. S., Chan, Y.-S. & Marino, A. M., 1992. An Incentive-Based Theory of Bank Regulation. *Journal of Financial Intermediation*, Vol. 2 (3), pp. 255-216, DOI: [https://doi.org/10.1016/1042-9573\(92\)90002-U](https://doi.org/10.1016/1042-9573(92)90002-U).

Caprio, G. & Klingebiel, K., 2003. Episodes of Systemic and Borderline Financial Crises.

Cimini, G., Squartini, T., Garlaschelli, D. & Gabrielli, A., 2015. Systemic Risk Analysis on Reconstructed Economic and Financial Networks. *Scientific Reports*, Vol. 5, pp. 1-12, DOI: <https://doi.org/10.1038/srep15758>.

Cornett, M. M., & Tehranian, H., 1994. An examination of voluntary versus involuntary security issuances by commercial banks: The impact of capital regulations on common stock returns. *Journal of Financial Economics*, Vol. 35 (2), pp. 99- 122.

D'agostino, R. B., Belanger, A. & D'agostino, R. B. J., 1990. A suggestion for using powerful and informative tests of normality. *American Statistician*, Vol. 44(4), p. 316–321.

Dannon, P. H. & Lobe, F., 2014. La régulation bancaire dans l'union économique et monétaire ouest-africaine est-elle efficace ? Association d'économie financière | « *Revue d'économie financière*, Vol. 4(116), pp. 279-304, DOI: <https://doi.org/>.

Davis, E. P. D. & Obasi, U., 2009. Deposit Insurance Systems and Bank Risk. Working Paper No. 09-26.

Dinamona, D., 2010. Sensibilité des banques aux chocs macroéconomiques : La diversification apporte-t-elle toujours des gains? Cas des banques canadiennes. *L'Actualité économique*, Vol. 86(n° 1), pp. 79-107, DOI: <https://doi.org/10.7202/045555ar>.

Doucouré, F. B. & Sène, B., 2014. Les déterminants macroéconomiques de l'indice de stress bancaire dans les pays de l'UEMOA. *Revue économique et monétaire de la BCEAO* N° 16 - décembre 2014.

Drukker, D. M., Peng, H., Prucha, I. R. & Raciborski, R., 2013. Creating and managing spatial-weighting matrices with the `spmat` command. *The Stata Journal*, Vol. 13 No 2, pp. 242-286, DOI: <https://doi.org/10.1177/1536867X1301300202>.

Eboué, C., 2007. Les coûts réels des crises bancaires en Afrique : quels enseignements pour l'UEMOA ?, *Revue économique et monétaire de la BCEAO* No 1, pp. 39-76.

Elhorst, J. P., 2014. *Spatial Econometrics, From Cross-Sectional Data to Spatial Panels*. Springer 2014 edition.

Fall, A., 2017. Mesures du risque systémique par une approche probabiliste non paramétrique : application aux données du système bancaire de l'UEMOA. *Revue Economique et Monétaire de la BCEAO* No 22, décembre 2017.

Fall, A., 2016. Les effets de l'accélérateur financier sur les fluctuations macroéconomiques dans l'UEMOA. *Revue économique et monétaire de la BCEAO* No 19, juin 2018.

FRED, 2019. Federal Reserve Economic Data. Consulté en août 2019 [En ligne] Available at: <https://fred.stlouisfed.org/>

Gammadigbé, V., 2018. Survie des banques de l'uemoa : les nouvelles exigences de fonds propres sont-elles pertinentes ?, *Revue Economique et Monétaire de la BCEAO* No 24, pp. 9-47, décembre 2018.

Gammadigbé, V., 2012. Stress test macroéconomique du système bancaire de l'UEMOA. CERFEG de l'Université de Lomé.

Garba, M., 2016. Analyse des approches prudentielles de la gestion des risques bancaires : quelques constats économétriques sur les banques africaines, s.l.: Economies et Finances, Université Côte d'Azur.

Gbénou, K. D., 2018. Modélisation de la prévision du stress financier du système bancaire des pays de l'UEMOA: Evidence empirique du rôle des facteurs institutionnels. *African Development Review*, Vol. 30, No. 3, 264–277.

Gbénou, K. D., & Amoussouga Géro, F., 2017. Mesure et prévision du stress financier du système bancaire des pays de l'UEMOA. *Finance & Finance Internationale* No. jan 2017.

Geary, R. C., 1954. The Contiguity Ratio and Statistical Mapping. *The Incorporated Statistician*, Vol. 5 No. 3, pp. 115-127+129-146, DOI: 10.2307/2986645.

Getis, A. & Ord, J. K., 1992. The Analysis of Spatial Association by Use of Distance Statistics. *Geographical Analysis*, Vol. 24(3).

Giammarino, R. M., Lewis, T. R. & Sappington, D. E. M., 1993. An Incentive Approach to Banking Regulation. *The Journal of Finance*, Vol. 48 No. 4, pp. 1523-1542, DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1993.tb04766.x>.

Golgher, A. B. & Voss, P. R., 2016. How to Interpret the Coefficients of Spatial Models: Spillovers, Direct and Indirect Effects. *Spatial Demography*, Vol. 4 (DOI 10.1007/s40980-015-0016-y), p. 175–205.

Goodman, J. E., O'Rourke, J. & Toth, C. D., 2017. Handbook of Discrete and Computational Geometry. s.l.:CRC Press LLC, Boca Raton, FL, Third Edition.

Goujon, M., 2011. L'utilisation de variables explicatives estimées dans les régressions économétriques, pp. halshs-00556687.

Goyeau, D. & Tarazi, A., 1992. Évaluation du risque de défaillance bancaire en Europe. *Revue d'économie politique*, Vol. 102(2), pp. 249-280.

Hajj, F. A., Dufrenot, G., Sugimoto, K. & Wolf, R., 2013. Reactions to Shocks and Monetary Policy Regimes: flexible currency board in Ghana, South Africa and the WAEMU. William Davidson Institute Working Paper No. 1062, p. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2370623>.

Hausmann, J. A., 1978. Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, Vol. 46 No. 6, pp. 1251-1271, DOI: 10.2307/1913827.

Herrera, M., 2017. Spatial Econometrics Methods using Stata, s.l.: Luxembourg Institute of Socio-Economic Research, National University of Salta.

Jackson, P., Furfine C., Groeneveld H., Hancock D., Jones D., Perraudin W., Radeski L., Yoneyama M., 1999. Capital Requirements and Bank Behaviour: the Impacts of Basle Accord. Basle Committee on Banking Supervision, *Bank for International Settlements Working Papers* N° 1, 1999.

Jarrow, R. A., 2017. The economic foundations of risk management : theory, practice, and applications. s.l.:World Scientific.

Jeitschko, T. D. & Jeung, S. D., 2004. The Effect of Capitalization on Bank's Risk under Regulation and Managerial Moral Hazard, <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.629414>: Michigan State University, Department of Economics & Financial Supervisory Service, research department.

Kim, D. K. & Santomero, A. M., 1988. Risk in Banking and Capital Regulation. *The Journal of Finance*, Vol. 43 No. 5, pp. 1219-1233,

DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1988.tb03966.x>.

King, R. G. & Plosser, C. I., 1984. Money, Credit, and Prices in a Real Business Cycle. *The American Economic Review*, Vol. 74 No. 3, pp. 363-380.

Laeven, L. & Levine, R., 2009. Bank governance, regulation and risk taking. *Journal of Financial Economics*, Vol. 93, pp. 259–275, <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2008.09.003>.

Le Gallo, J., 2002.. Économétrie spatiale : l'autocorrélation spatiale dans les modèles de régression linéaire. *Économie & prévision*, Vol. 4 No. 155, pp. 139-157.

Lengnick-Hal, C. A., Beck, T. E. & Lengnick-Hall, M. L., 2011. Developing a capacity for organizational resilience through strategic human resource management. *Human Resource Management Review*, 21(3), pp. 243–255, <https://doi.org/10.1016/j.hrmr.2010.07.001>.

Lepetit, L. & Strobel, F., 2015. Bank Insolvency Risk and Z-Score Measures: A Refinement. To appear in: *Finance Research Letters*, p. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.frl.2015.01.001>.

LeSage, J. & Pace, R. K., 2009. Introduction to Spatial Econometrics. CRC Press, Taylor & Francis Group, Chapman & Hall Book 1st edition.

Lessoua, A., Guadalupe, J., Diaw, D. & Sokic, A., 2013. Resilience capacity of South countries with respect to the global economic crisis: an empirical comparative analysis of Sub-Saharan African and Latin American countries. CIRCEE, CIAPHS.

Li, X., Tripe, D. & Malone, C., 2017. Measuring bank risk: An exploration of z-score. Massey University, Palmerston North, New Zealand.

Mercieca, S., Schaeck, K. & Wolfe, S., 2007. Small European Banks: Benefits from Diversification?. *Journal of Banking and Finance*, Vol. 31 (Issue 7), pp. 1975-1998, <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2007.01.004>.

Moran, P. A. P., 1948. The Interpretation of Statistical Maps. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, Vol. 10, No. 2, pp. 243-251.

Moyo, J., Nandwa, B., Oduor, J. & Simpasa, A., 2014. Financial Sector Reforms, Competition and Banking System Stability in Sub-Saharan Africa. IMF/DFID Conference on “Macroeconomic Challenged Facing Low-Income Countries”.

Ndiaye, M. P., 2014. Prévention du risque de défaillance des banques de l'UEMOA : impact des fonds propres sur le risque de défaillance., s.l.: Centre d'Etudes et de Recherches sur le Développement International (CERDI, Université d'Auvergne).

Nguena, C. L. & Nanfosso, R. T., 2014. Banking Activity Sensitivity to Macroeconomic Shocks and Financial Policies Implications: The Case of CEMAC Sub-region. *African Development Review*, Vol. 26(No. 1), pp. 102–117, <https://doi.org/10.1111/1467-8268.12067>.

Ouédraogo, I. M. B. I., 1985. Intermédiation financière et problématique du développement économique: Essai d'application aux Etats membres de l'Union Monétaire Ouest Africaine. s.l.: Doctorat 3ème cycle en Economie, Université de Clermont Ferrand, France.

Ouédraogo, O., 2001. Conjoncture économique et créances douteuses bancaires : une analyse appliquée à l'UMOA. Note d'Information et Statistiques de la BCEAO N° 515, juin.

Ouédraogo, S., 2012. Concentration bancaire, profitabilité et développement financier bancaires dans l'UEMOA. *Revue économique et monétaire de la BCEAO*, N° 12, pp. 45-76.

Pagan, A., 1984. Econometric Issues in the Analysis of Regressions with Generated Regressors. *International Economic Review*, 25(1), pp. 221-247.

Pisati, M., 2012. Exploratory spatial data analysis using Stata, Berlin: WZB Social Science Research Center.

Powo Fosso, B., 2000. Les déterminants des faillites bancaires dans les pays en développement: le cas des pays de l'Union Economique et Monétaire Ouest-africaine (UEMOA). C.R.D.E. et Département de sciences économiques, Université de Montréal.

Quagliariello, M., 2009. Stress-testing the Banking System: Methodologies and Applications. Cambridge university press, 1st edition.

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

Royston, P., 1991. Comment on sg3.4 and an improved D'Agostino test.. Stata Technical Bulletin 3: 23–24., Reprinted in Stata Technical Bulletin Reprints, Vol. 1. College Station, TX: Stata Press, pp. 110–112, <http://stata-press.com/journals/stbcontents/stb3.pdf>.

Santomero, A. M. & Watson, R. D., 1977. Determining an Optimal Capital Standard for the Banking Industry. *The Journal of Finance*, Vol. 32, pp. 1267-1282, <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1977.tb03325.x>.

Santos, J. A. C., 2001. Bank Capital Regulation in Contemporary Banking Theory: A Review of the Literature. *Financial Markets, Institutions & Instruments*, Vol. 10 No. 2, pp. 41-84, <https://doi.org/10.1111/1468-0416.00042>.

Shamway, T., 2001. Forecasting bankruptcy more accurately: A simple hazard model. *The Journal of Business*, Vol. 74(No. 1), pp. 101 - 124, DOI: 10.1086/209665.

Shapiro, S. S. & Wilk, M. B., 1965. An Analysis of Variance Test for Normality (Complete Samples). *Biometrika*, Vol. 52(No. 3/4), pp. 591-611, DOI: 10.2307/2333709.

Shehata, E. A. E., 2016. SPREGXT: Stata Module Econometric Toolkit to Estimate Spatial Panel Regression Models. STATALIST, The stata forum.

Siry, A., 2014. Chocs exogènes et profitabilité bancaire dans l'UEMOA, s.l.: memoire de master 2, Université Ouaga II, Unité de Formation et de Recherche en Sciences Economique et de Gestion.

Soumaré, I., Kanga, D. & Murinde, V., 2016. Capital, risk and profitability of WAEMU banks: Do foreign ownership and cross-border banking matter?. Department of Finance, Insurance and Real Estate & Laboratory for Financial Engineering of Université Laval, Faculty of Business Administration, Laval University, Quebec, Canada.

Stoughton, N. M. & Zechner, J., 2007. Optimal capital allocation using RAROC™ and EVA®. *Journal of Finance Intermediation*, Vol. 16 , p. 312–342.

Theodossiou, P., 1993. Predicting shifts in the mean of the multivariate time series process: An application in predicting business failures. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 88(Issue 422), pp. 441-449.

Tobler, W. R., 1970. A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region. *Economic Geography, Proceedings. International Geographical Union. Commission on Quantitative Methods*, Vol. 46 (Issue sup1), pp. 234-240.

Trinnou, M. G. & Igué, C. B., 2015. Risque de crédit bancaire et politique monétaire dans l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA). *Revue Economique et Monétaire de la BCEAO*, N° 18, Spécial Prix Abdoulaye FADIGA, 4ème édition.

UNCTAD, 2019. United Nations Conference on Trade and Development statistiques. [En ligne] Available at: <https://unctadstat.unctad.org/FR/>

Vanhoose, D., 2007. Theories of bank behavior under capital regulation. *Journal of Banking and Finance* Vol. 31, pp. 3680–3697, <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2007.01.015>.

Viviani, J.-L., 2000. Mesures de performances ajustées pour le risque (MPAR) et allocation des capitaux propres. 21ÈME CONGRES DE L'AFC, May 2000, France, <https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-00587521>.

Wim, N., 2009. The financial crisis of 2008 and the developing countries. WIDER Discussion Papers, World Institute for Development Economics (UNU-WIDER), No.2009/01.

Annexe 1 : Facteurs explicatifs du Z score et de ses composantes

Tableau 4 : Description des facteurs explicatifs

Facteurs	Variables	Description	Source des données
Facteurs explicatifs d'intérêt			
Facteurs internes aux banques			
	Cadres de banque	Cadres sur le total des employés	Auteur, BCEAO-UMOA (2017b)
	Employés non-cadres	Employés non-cadres sur total des emplois	Auteur, BCEAO-UMOA (2017b)
	Réseau bancaire	Réseau par rapport au nombre de comptes bancaires	Auteur, BCEAO-UMOA (2017b)
	Capital Etat	Part de l'Etat dans le capital bancaire	Auteur, BCEAO-UMOA (2017b)
	Capital privé	Part du privé dans le capital bancaire	Auteur, BCEAO-UMOA (2017b)
	Capital étranger	Part de l'étranger dans le capital bancaire	Auteur, BCEAO-UMOA (2017b)
	Taux de provision	Provisions constituées / Créances en souffrance brutes	BCEAO-UMOA (2017b)
	Effort net de provisionnement	Dotations nettes aux provisions / (Résultat Brut d'Exploitation + Intérêts douteux)	BCEAO-UMOA (2017b)
	Fonds propres sur actif	Fonds propres sur actif total	Auteur, BCEAO (2017)
	Créances sur la clientèle	Créances sur la clientèle sur actif total	Auteur, BCEAO (2017)
Facteurs de régulation bancaire			
	Ratio de capital	Capital sur capital minimum requis	Auteur, BCEAO-UMOA (2017a)
	Réserves	Réserves obligatoires sur actif total	Auteur, BCEAO-UMOA (2017a)
Facteurs de chocs exogènes et croisés à la structure du capital			
	k_Etat*durciss	Capital Etat*Durcissement politique	Auteur, BCEAO (2017), BAD (2017)
	k_privé*agric	Capital privé*Chocs agricoles	Auteur, BCEAO (2017)
	k_étrang*agric	Capital étranger*Chocs agricoles	Auteur, BCEAO (2017)
	k_Etat*indust	Capital Etat*Chocs industriels	Auteur, BCEAO (2017)
	fp*durciss	Fonds propres sur actif total* Durcissement politique	Auteur, BCEAO (2017), BAD (2017)
	Chocs agricoles	Résidu de l'estimation de la production agricole sur la tendance	Auteur, BCEAO (2017)
	Chocs industriels	Résidu de l'estimation de la production industrielle	Auteur, BCEAO (2017)
	Chocs tertiaires	Résidu de la production du secteur tertiaire	Auteur, BCEAO (2017)
	Durcissement politique	Etat d'urgence, répression, dégradation de l'environnement politique	BAD (2017)
	Violences civiles	Troubles et violences	BAD (2017)
	Protestation civile	Grèves et manifestations	BAD (2017)
Facteurs de contrôle			
	ROE	Rentabilité financière des banques	Auteur, BCEAO-UMOA (2017a)
	Taux net de dégradation	Créances en souffrance nettes / Total crédits net	BCEAO-UMOA (2017b)
	Dépôts de la clientèle	Dépôts de la clientèle sur actif total	Auteur, BCEAO-UMOA (2017a)
	Nombre de banques	Nombre de banques	BCEAO (2017)
	HHI	Indice Hirschman-Herfindahl (IHH)	Auteur, BCEAO-UMOA (2017a)
	Parts de marché	Actif total pays sur actif total UEMOA	Auteur, BCEAO-UMOA (2017a)
	Taux de croissance du PIB	Taux de croissance du PIB réel	BCEAO (2017)
	PIB	PIB réel	BCEAO (2017)
	Inflation	Variation des indices moyens annuels des prix à la consommation	BCEAO (2017)
	Taux de change effectif réel	Taux de change effectif réel à l'incertain	UNCTAD (2019)

Source : Auteur, NB : Certains ratios ont été calculés à partir des données existantes extraites des bases de données citées.

Annexe 2 : Tests de normalité des rendements bancaires

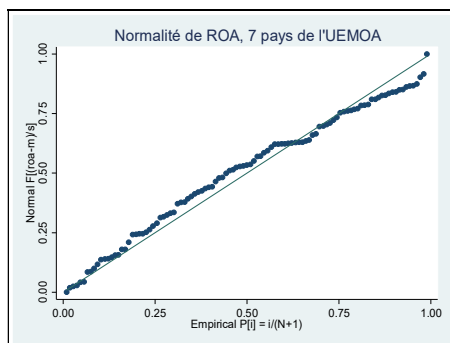
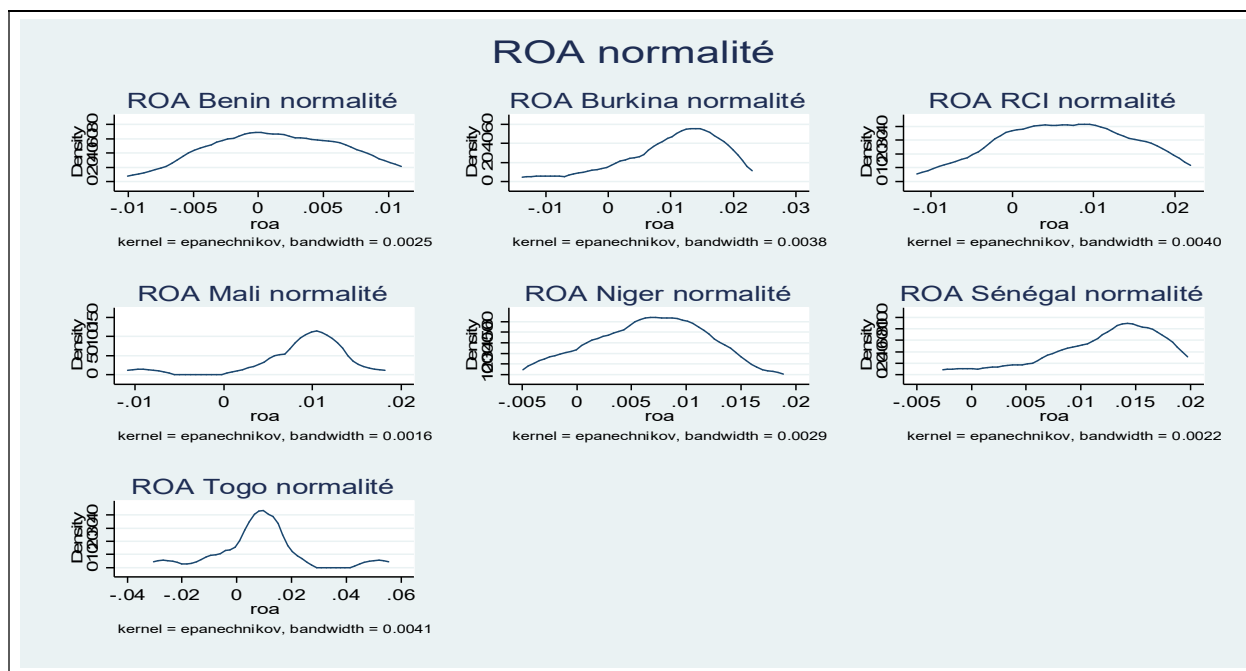
Le test univarié de normalité réalise le test décrit par D'agostino, Belanger et D'agostino (1990) avec une correction empirique de Royston (1991). Il existe aussi le test de Shapiro et Wilk (1965). Ces tests sont en général préférables pour des raisons de non-agrégation des données. En plus, ces méthodes peuvent être combinées avec une description graphique de la normalité.

Tableau 5 : Résultats du test univarié de normalité du rendement économique (ROA) des banques dans l'UEMOA, test de D'agostino et al. (1990) et Royston (1991)

Variable ROA	Pr. (Skewness)	Pr. (Kurtosis)	Adj. Khi2(2)	Prob. > Khi2
Côte d'Ivoire	0.7720	0.4511	0.70	0.7060***
Niger	0.8440	0.6611	0.23	0.8910***
Bénin	0.8848	0.4524	0.62	0.7334***
Burkina	0.0242	0.1329	6.56	0.0376*
Sénégal	0.0341	0.1947	5.78	0.0556**
Togo	0.2823	0.0264	5.72	0.0572**
Mali	0.0013	0.0028	13.96	0.0009

Source : Estimations de l'auteur / *** p -value > 10 %, ** p -value > 5 %, * p -value > 1 %.

Graphique 3 : Diagnostic graphique de la normalité des rendements économiques (ROA) des banques, 2003-2017

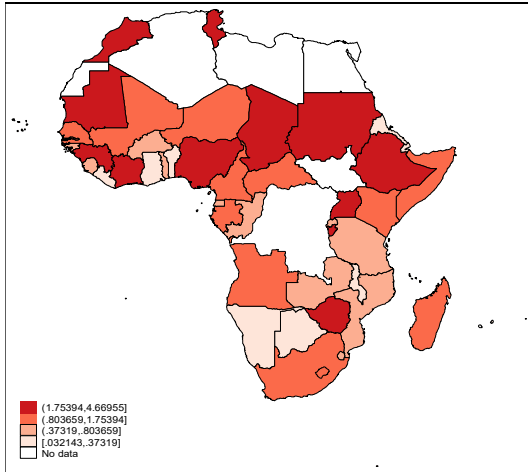


Source: Construit à partir des données de la BCEAO-UMOA (2017a)

Le test univarié indique la normalité des rendements économiques bancaires pour tous les pays sauf le Mali (tableau 5). Les tests statistiques seuls ne suffisent pas pour juger de l'approximation par la loi normale. La distribution des rendements économiques bancaires observés dans les différents pays de l'UEMOA sur la période 2003-2017 tend vers une loi normale (graphique 3). En effet, les probabilités sont distribuées autour de la diagonale (dernier cadrant du graphique 3).

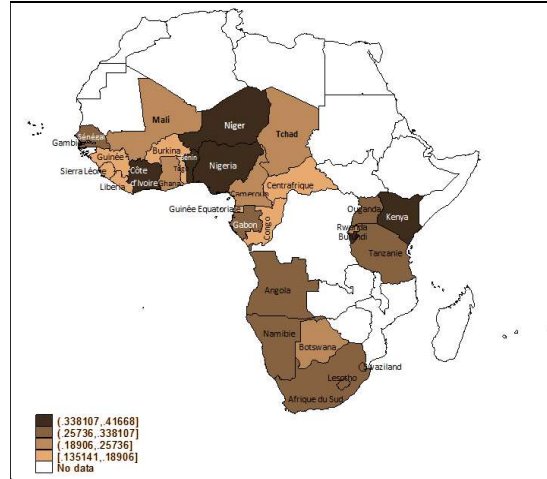
Annexe 3 : Durcissement politique et résilience des banques

Carte 1 : Durcissement politique moyen en Afrique subsaharienne, 2003-2016

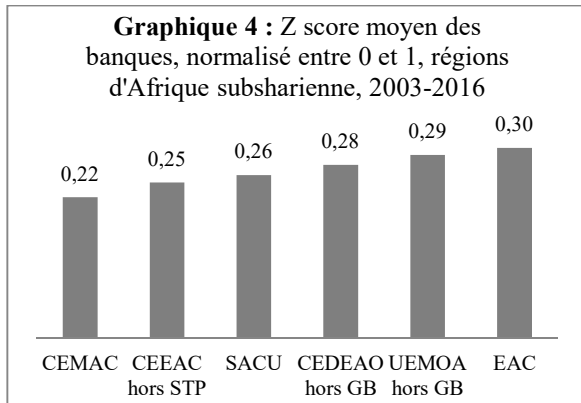


Source : Réalisée à partir des données de la BAD (2017, pp. 331-340)

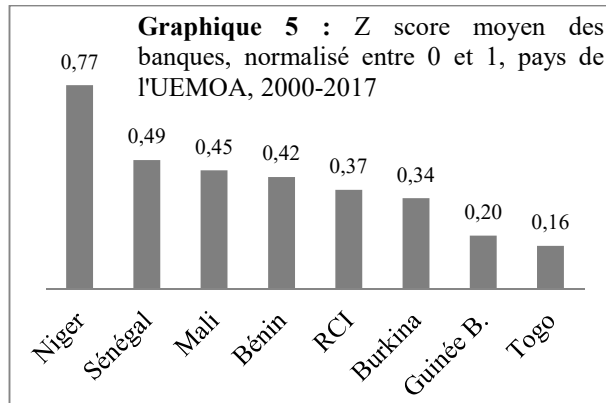
Carte 2 : Z score moyen des banques en Afrique subsaharienne, normalisé entre 0 et 1 sur la période 2003-2016



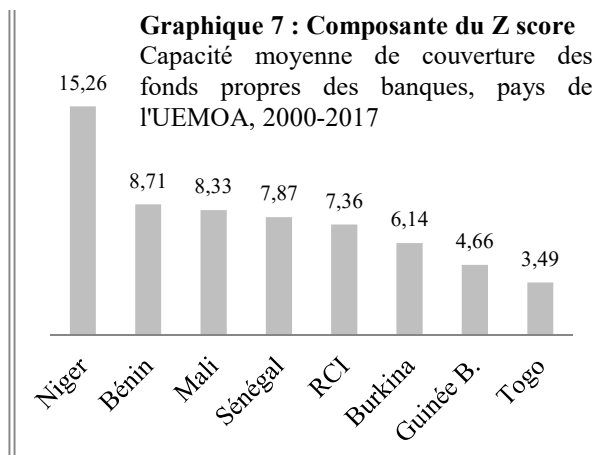
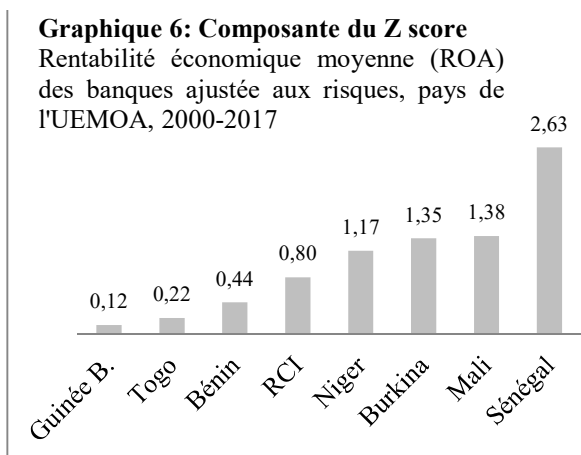
Source : Réalisée à partir des données de la FRED (2019)



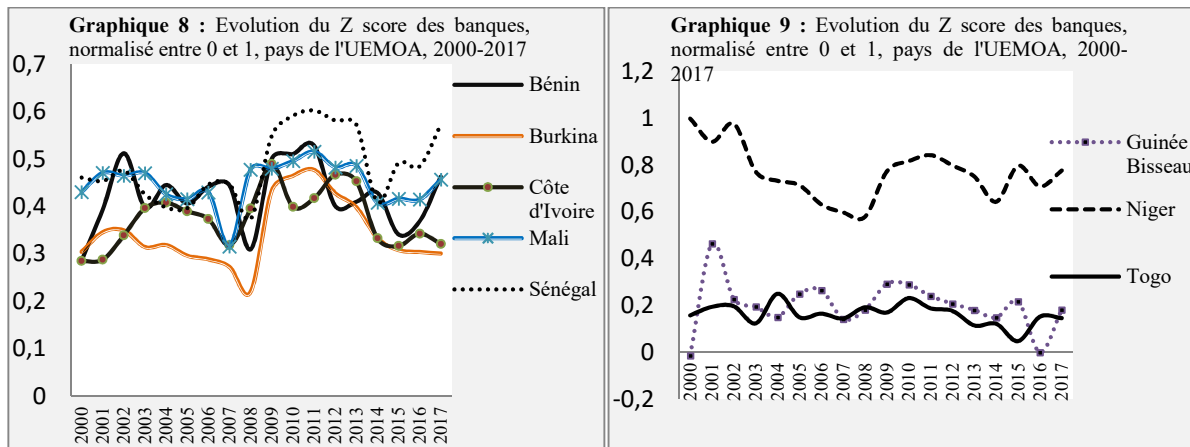
Source : Construit à partir des statistiques de la FRED (2019)



Source : Construit à partir des statistiques de la BCEAO-UMOA (2017a)



Source : Construit à partir des statistiques de la BCEAO-UMOA (2017a)



Source : Construit à partir des statistiques de la BCEAO-UMOA (2017a)

Annexe 4 : Techniques de formation de la matrice de poids

La matrice de poids se présente sous la forme d’une matrice carrée (n lignes * n colonnes) avec n le nombre de pays. Pour sept pays, la matrice de poids en termes d’échanges commerciaux intra régionaux est de la forme A ci-dessous, avec B la même matrice non symétrique pour les pays de l’UEMOA, en milliards de Francs CFA en moyenne sur la période 2004-2012. La matrice B n’est pas directement utilisée dans l’estimation des modèles spatiaux. Elle est normalisée par la suite (matrice C).

	Benin	Burkina	RCI	Mali	Niger	Sénégal	Togo		Benin	Burkina	RCI	Mali	Niger	Sénégal	Togo	
$A =$	Benin	0	$w_{1,2}$	$w_{1,3}$	$w_{1,4}$	$w_{1,5}$	$w_{1,6}$	$w_{1,7}$	Benin	0	2.74	5.45	2.17	6.73	0.91	4.57
	Burkina	$w_{2,1}$	0	$w_{2,3}$	$w_{2,4}$	$w_{2,5}$	$w_{2,6}$	$w_{2,7}$	Burkina	3.44	0	15.72	15.48	8.57	2.13	14.38
	RCI	$w_{3,1}$	$w_{3,2}$	0	$w_{3,4}$	$w_{3,5}$	$w_{3,6}$	$w_{3,7}$	RCI	57.97	159.15	0	114.85	26.22	66.74	57.34
	Mali	$w_{4,1}$	$w_{4,2}$	$w_{4,3}$	0	$w_{4,5}$	$w_{4,6}$	$w_{4,7}$	Mali	2.64	15.10	22.018	0	1.87	34.07	1.93
	Niger	$w_{5,1}$	$w_{5,2}$	$w_{5,3}$	$w_{5,4}$	0	$w_{5,6}$	$w_{5,7}$	Niger	5.48	2.57	4.33	5.32	0	1.22	2.75
	Sénégal	$w_{6,1}$	$w_{6,2}$	$w_{6,3}$	$w_{6,4}$	$w_{6,5}$	0	$w_{6,7}$	Sénégal	10.60	14.71	30.80	172.58	4.29	0	9.78
	Togo	$w_{7,1}$	$w_{7,2}$	$w_{7,3}$	$w_{7,4}$	$w_{7,5}$	$w_{7,6}$	0	Togo	36.27	38.45	11.68	12.50	23.26	3.83	0

Où w_{ij} est le poids des exportations du pays i (ligne) vers le pays partenaire j (colonne)

$$i = 1; \dots; 7 \text{ et } j = 1; \dots; 7$$

Par convention, une unité spatiale ne peut pas être contiguë avec elle-même, d’où $w_{ij} = 0$, si $i = j$.

Généralement, dans les applications empiriques, quatre types de matrices de poids peuvent être utilisés (LeSage et Pace, 2009 ; Elhorst, 2014, p.10). Il s’agit :

des matrices de contiguïté binaire d’ordre p , où chaque terme w_{ij} est défini comme suit :

$$w_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{si les observations sont contiguës d'ordre } p; \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

des matrices de distance inverse, où chaque terme w_{ij} est défini comme suit : $w_{ij} = \frac{1}{d_{ij}^c}$, avec d_{ij} la distance entre le pays i et le pays j , $c = 1$ ou $c = n$, plus c est élevé, plus on accorde du poids aux pays les plus proches ;

des matrices des q voisins les plus proches ;

et des matrices diagonales par bloc, où chaque bloc représente un groupe d’unités spatiales qui interagissent entre eux, mais sans observations dans les autres groupes.

Former une matrice de poids basée sur la « contiguïté » ou le voisinage en termes de distance euclidienne ou de tout autre mesure de distance semble être intuitif (LeSage et Pace, 2009). Généralement, les matrices de poids sont symétriques. Mais, il y a des exceptions où les matrices de poids spatiales sont asymétriques (Elhorst, 2014, p.10), ce qui est le cas pour la matrice de base utilisée dans le présent travail.

Les matrices de poids non symétriques sont généralement normalisées, pour que la somme des lignes soit égale à 1. Cette opération facilite la convergence des modèles estimés et rend les résultats des estimations comparables entre eux, dans l'objectif d'avoir une combinaison linéaire des observations du pays concerné et de ses partenaires (LeSage et Pace, 2009, pp. 9-11 et Elhorst, 2014, p.10). La formule de la normalisation est la suivante :

$$w_{ij}^S = \frac{w_{ij}}{\sum_j w_{ij}}, \text{ avec } \sum_j w_{ij}^S = 1$$

Où w_{ij}^S est le poids normalisé des exportations du pays i (ligne) vers le pays partenaire j (colonne) ; $\sum_j w_{ij}$ est le total des exportations du pays i vers ses partenaires dans l'UEMOA.

Les estimations donnent la matrice C de poids normalisée suivante, en termes d'échanges commerciaux intra régionaux dans l'UEMOA, en moyenne sur la période 2004-2012.

	BEN	BFA	RCI	MAL	NIG	SEN	TOG
BEN	0	0.12	0.24	0.10	0.30	0.04	0.20
BFA	0.06	0	0.26	0.26	0.14	0.04	0.24
RCI	0.12	0.33	0	0.24	0.05	0.14	0.12
MAL	0.03	0.19	0.28	0	0.02	0.44	0.02
NIG	0.25	0.12	0.20	0.25	0	0.06	0.13
SEN	0.04	0.06	0.13	0.71	0.02	0	0.04
TOG	0.29	0.31	0.09	0.10	0.18	0.03	0

Cette matrice des flux commerciaux intra UEMOA normalisée, utilisée dans l'estimation des modèles spatiaux, indique l'intensité du voisinage économique. Le voisinage économique est perceptible entre les sept pays de l'Union. Le Sénégal échange majoritairement avec le Mali et très peu avec les autres pays membres de l'UEMOA. 71 % des exportations intra-UEMOA du Sénégal sont destinées au Mali. Inversement, 44 % des exportations intra-UEMOA du Mali se dirigent vers le Sénégal.

Au plan économique, après le Sénégal, le Mali est plus proche de la Côte d'Ivoire que du Burkina Faso. Ce qui ne serait pas évident après des calculs de distances géométriques entre ces pays. Géographiquement non voisins, la Côte d'Ivoire avec le Niger, le Bénin et le Togo sont économiquement voisins dans l'Union, même si le poids des échanges est faible.

L'estimation de la matrice de poids est faite à partir de la moyenne des exportations bilatérales, issues des annuaires statistiques de la BCEAO sur la période 2004-2012, entre les pays de l'UEMOA hors Guinée-Bissau. La procédure de formation de la matrice de poids normalisée est donnée par Drukker et al. (2013).

Annexe 5 : Tests de spécification

Indice et test de Moran

La procédure du test de Moran est décrite par Pisati (2012), pour N unités spatiales et l'indice est donnée par :

$$I = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (y_i - \bar{y})^2 \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij}}$$

avec y_i la valeur prise par la variable d'intérêt dans la région r_i et y_j la valeur prise par la variable d'intérêt dans la région r_j , \bar{y} la moyenne de la variable et w_{ij} les observations de la matrice de poids.

Sous l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation spatiale globale, la valeur estimée de l'indice I est $E(I) = -\frac{1}{N-1}$ et la statistique du test est donnée par $Z = \frac{[I - E(I)]}{sd(I)}$, suivant une loi normale centrée réduite.

Aux différents seuils, les résultats des tests montrent qu'il y a présomption d'autocorrélation spatiale pour les variables explicatives d'intérêt, notamment à travers la « rentabilité économique ajustée aux risques », une des composantes du Z score.

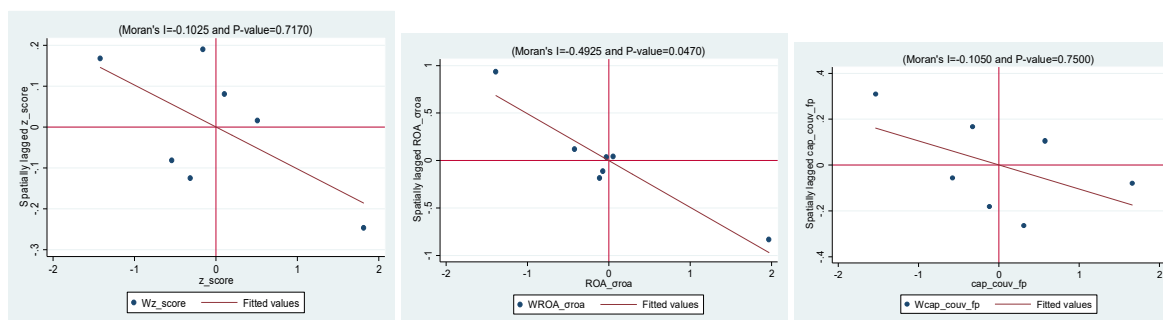
En effet, en moyenne, les tests bilatéraux et unilatéraux indiquent respectivement des p-values de 0.079 et de 0.040. Le test bilatéral en 2006 et 2007 confirme la présomption d'autocorrélation au seuil de 5 % (tableau 6).

Tableau 6 : Résultats du test de Moran (1948) pour les années 2006, 2007 et en moyenne de 2003 à 2014

Variables	I_06 (++)	I_07 (++)	I_moyen (++)	Z_06 (++)	Z_07 (++)	Z_moy en (++)	p_06 (++)	p_07 (++)	p_moy en (+)	p_moy en (++)
Z score	-0.055	-0.065	-0.078	0.706	0.595	0.618	0.480	0.552	0.268	0.537
Rentabilité économique ajustée aux risques	0.169	-0.475	0.049	2.477	-2.581	1.756	0.013**	0.010**	0.040**	0.079*
Capacité de couverture des fonds propres	-0.028	-0.049	-0.054	0.870	0.702	0.771	0.384	0.483	0.220	0.441

Source : Estimations de l'auteur / (+) Test unilatéral ; (++) Test bilatéral ; * $p < 0.10$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

Graphique 10 : Diagrammes de Moran pour le Z score, la ROArisk et la CCFP, 2003-2017



Source : Réalisés par l'auteur

Les diagrammes de Moran pour le Z score et ses deux composantes ci-dessus, observées sur la période 2003-2017, indiquent une présomption d'autocorrélation spatiale négative.

Bien qu'adapté, une des limites du test de Moran est qu'il n'est pas lié à un modèle spécifique. C'est ce qui amène à faire des tests supplémentaires pour choisir le modèle spatial adéquat, étant donné la présomption d'autocorrélation spatiale.

Tableau 7 : Test de Hausmann

Modèle de panel simple	Khi-deux à 19 ddl	p-value	Choix
Z score (variables de contrôle, régulation, variables internes aux banques, chocs)	10.27	(0.8921)	Modèle à effets aléatoires
Modèle spatial (SDM)	Khi-deux à 38 ddl		
Z score (variables de contrôle, régulation, variables internes aux banques, chocs)	12.73	(0.6233)	Modèle à effets aléatoires

Source : Estimations de l'auteur

Les tests de Wald, du ratio de vraisemblance (LR test) et du multiplicateur de Lagrange (LM test) ont été menés, à travers les régressions du Z score sur les variables explicatives de contrôle, les variables de régulation et des variables intrinsèques aux banques et les perturbations sociopolitiques sur la période 2003-2017. Les résultats des tests sont les suivants.

Tableau 8 : Comparaison et sélection du modèle spatial de Z score adéquat

Comparaison sur la base des critères d'information					Tests de Wald et du ratio de vraisemblance					
	SA R	SE M	SDM	SAC	Tests		Statistique	MCO	SDM	SAC
Tcer	-10.4** (0.020)	-10.4*** (0.005)	-4.97 (0.414)	-8.41** (0.032)	Test SAR versus MCO / SDM / SAC ($\rho \neq 0$) / ($\theta \neq 0$) / ($\lambda = 0$)		Wald khi-2 (18) p-value		48.90*** (0.0001)	
Dégr. pc	-24.9*** (0.000)	20.26*** (0.001)	-69.82*** (0.000)	-32.63*** (0.000)			LR khi-2 (17) p-value	3.54* (0.059)	50.63*** (0.0000)	-68.86 (1.000)
FP	146.6*** (0.000)	112.7*** (0.000)	207.32*** (0.000)	182.60*** (0.000)	Test SEM versus MCO / SDM / SAC ($\lambda = 0$) / ($\theta \neq -\rho\beta$) / ($\rho = 0$)		Wald khi-2 (19) p-value		60.09*** (0.0000)	
...			LR khi-2 (17) p-value	0.17 (0.67)	37.75*** (0.0027)	-55.98 (1.000)
Kéta* durcis s	-5.02** (0.047)	3.57** (0.029)	-4.37 (0.227)	-4.97* (0.054)	Test MCO versus SDM	$\rho \neq 0$	LR khi-2 (1) p-value		4.1698** (0.0412)	
ρ	0.25*** (0.004)		-.41** (0.020)	0.37*** (0.000)		et $\theta \neq 0$	LR khi-2 (18) p-value		71.42*** (0.0000)	
λ		0.12 (0.58)		-.71** (0.019)	Test MCO versus SAC	$\rho \neq 0$	LR khi-2 (1) p-value		6.56* (0.010)	
AIC	292.82	300.00	288.09	237.99		et $\lambda = 0$	LR khi-2 (1) p-value		0.283 (0.5946)	
R^2a	0.78	0.76	0.86	0.79		$\rho + \lambda \neq 0$	LR khi-2 (2) p-value		7.45** (0.024)	

Source : Estimations de l'auteur, NB : Dans le tableau de comparaison, seuls les effets totaux de quelques variables sont présentés.

p-value entre parenthèses / * $p < 0.10$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

SAR = Spatial lag model et SEM= Spatial error model.

Conclusion sur les tests

Le modèle Spatial Durbin (SDM) à effets aléatoires est le mieux indiqué, au regard des tests de spécification et de robustesse. Les tests indiquent qu'il n'est pas adéquat de faire des restrictions sur les effets des interactions spatiales ($\rho \neq 0$; $\theta \neq 0$ et $\theta \neq -\rho\beta$). Les tests du multiplicateur de Lagrange (LM Error (Burrige, 1981), LM Lag (Anselin, 1988) et LM SAC (LMErr+LMLag_R)), avec respectivement des p-values de 0,30 ; 0,45 et 0,59) ne sont pas significatifs. Ces tests sont conformes aux tests de ratio de vraisemblance et indiquent qu'il n'y a pas d'autocorrélation spatiale des erreurs ($\lambda = 0$). En plus, le coefficient d'interaction spatiale issu du modèle SDM est significatif et négatif, conformément à la tendance observée dans les diagrammes de Moran. Le critère d'information d'Akaike AIC de 288,09 est assez faible, avec un R^2 ajusté de 0,86 plus élevé pour ce modèle. La procédure des tests de comparaison est décrite par LeSage et Pace (2009, pp. 155-187), Belotti et al. (2013), Elhorst (2014), Shehata (2016) et Herrera (2017).

Annexe 6 : Résultats des régressions des composantes du Z score sur leurs déterminants

Tableau 9 : Estimation du Spatial Durbin Model (SDM) à effets aléatoires de la rentabilité économique ajustée aux risques (ROArisk) des banques dans l'UEMOA hors Guinée-Bissau

ROArisk		modèle 1		modèle 2		modèle 3		modèle 4		modèle 5	
		Coeff.	p-value	Coeff.	p-value	Coeff.	p-value	Coeff.	p-value	Coeff.	p-value
Variance Sigma		0.437214***	(0.000)	0.426451***	(0.000)	0.425567***	(0.000)	0.395467***	(0.000)	0.265079***	(0.000)
<i>ρ spatial</i>		-0.329882**	(0.038)	-0.283713*	(0.077)	-0.264792*	(0.098)	-0.312542*	(0.051)	-0.264879*	(0.092)
Nombre de banques	Direct	-0.126719**	(0.050)	-0.110485*	(0.082)	-0.113436*	(0.067)	-0.199050***	(0.004)	-0.035143	(0.440)
	Indirect	-0.025288	(0.807)	-0.051088	(0.606)	-0.041913	(0.686)	0.078482	(0.419)	-0.039594	(0.600)
	Total	-0.152008	(0.103)	-0.161574	(0.105)	-0.155348	(0.153)	-0.120568	(0.284)	-0.074736	(0.326)
Parts de marché	Direct	4.445037	(0.259)	-0.863823	(0.859)	-0.420640	(0.928)	6.927565*	(0.060)	8.941140***	(0.001)
	Indirect	4.248794	(0.542)	10.818860	(0.183)	11.892343	(0.151)	6.089114	(0.456)	8.807102	(0.162)
	Total	8.693832	(0.153)	9.955037	(0.110)	11.471703*	(0.074)	13.016679*	(0.062)	17.748242***	(0.001)
HHI	Direct	3.739547	(0.341)	3.360012	(0.401)	2.869634	(0.459)	3.984667	(0.326)	4.245602	(0.181)
	Indirect	-3.557904	(0.507)	-5.087259	(0.363)	-3.048141	(0.591)	-6.090221	(0.300)	-6.370904	(0.168)
	Total	0.181643	(0.964)	-1.727247	(0.676)	-0.178507	(0.969)	-2.105554	(0.646)	-2.125302	(0.566)
Taux de change Effectif réel	Direct	7.14***	(0.007)	6.29**	(0.016)	6.29**	(0.015)	6.71***	(0.007)	5.55***	(0.008)
	Indirect	-5.077746*	(0.073)	-5.452791*	(0.083)	-5.905330*	(0.070)	-5.884549**	(0.040)	-6.42***	(0.004)
	Total	2.072027	(0.424)	0.844535	(0.769)	0.391196	(0.896)	0.825674	(0.750)	-0.862102	(0.661)
PIB	Direct	0.000043	(0.440)	0.000080	(0.162)	0.000082	(0.132)	0.000108	(0.201)	-0.000078*	(0.065)
	Indirect	0.000147	(0.316)	0.000027	(0.866)	0.000008	(0.964)	0.000027	(0.848)	0.000230*	(0.068)
	Total	0.000190	(0.236)	0.000108	(0.523)	0.000090	(0.617)	0.000135	(0.448)	0.000152	(0.261)
Chocs industriels	Direct	0.000193	(0.616)	0.000064	(0.867)	0.000068	(0.857)	0.000040	(0.919)	0.000245	(0.419)
	Indirect	-0.000865	(0.274)	-0.000620	(0.427)	-0.000624	(0.433)	-0.000257	(0.752)	-0.000340	(0.643)
	Total	-0.000672	(0.459)	-0.000557	(0.534)	-0.000556	(0.544)	-0.000218	(0.819)	-0.000095	(0.909)
Taux net de dégradation	Direct	-3.057164	(0.457)	-5.043022	(0.220)	-4.572118	(0.262)	-8.559844**	(0.042)	0.169277	(0.959)
	Indirect	-3.747349	(0.670)	-8.704104	(0.315)	-6.727898	(0.440)	-0.379762	(0.972)	2.548804	(0.747)
	Total	-6.804513	(0.529)	-13.747126	(0.213)	-11.300015	(0.309)	-8.939606	(0.481)	2.718082	(0.785)
Réserves	Direct	16.642012**	(0.016)	14.727115**	(0.031)	15.591869**	(0.026)	5.916432	(0.415)	3.634435	(0.505)
	Indirect	-49.604520**	(0.020)	-49.708211**	(0.025)	-52.693189**	(0.025)	-22.340708	(0.392)	-45.543630**	(0.035)
	Total	-32.962508	(0.159)	-34.981096	(0.152)	-37.101319	(0.155)	-16.424277	(0.554)	-41.909195*	(0.091)
Taux de provision	Direct	-0.443141	(0.784)	-0.910651	(0.590)	-0.771637	(0.633)	-2.822206*	(0.057)	0.835842	(0.492)
	Indirect	-9.104035***	(0.001)	-10.583724***	(0.000)	-10.379981***	(0.000)	-5.743982*	(0.098)	-3.121987	(0.183)
	Total	-9.547176***	(0.004)	-11.494376***	(0.001)	-11.151619***	(0.003)	-8.566188**	(0.035)	-2.286145	(0.469)
Ratio de capital	Direct	0.056220	(0.728)	0.137484	(0.406)	0.140775	(0.391)	-0.087845	(0.542)	-0.144095	(0.182)
	Indirect	0.088295	(0.625)	-0.009704	(0.961)	-0.030822	(0.878)	0.200987	(0.263)	0.288817**	(0.045)
	Total	0.144514	(0.133)	0.127779	(0.223)	0.109953	(0.318)	0.113141	(0.229)	0.144722*	(0.094)
Réseau	Direct	3,363.184818**	(0.050)	3,772.285307**	(0.033)	4,072.256442**	(0.021)	1,206.551221	(0.539)	-390.467230	(0.799)
	Indirect	-2845.184915	(0.250)	-4638.492150	(0.141)	-4833.509693	(0.124)	-2811.432681	(0.348)	-3491.402574	(0.197)
	Total	517.999903	(0.876)	-866.206843	(0.823)	-761.253251	(0.846)	-1604.881460	(0.685)	-3881.869804	(0.254)
k_privé*agric	Direct	-0.010445***	(0.010)	-0.010637***	(0.006)	-0.010236***	(0.009)	-0.010550**	(0.016)	-0.001887	(0.604)
	Indirect	0.002085	(0.754)	-0.000602	(0.925)	-0.001705	(0.789)	-0.000413	(0.957)	-0.003426	(0.564)
	Total	-0.008360	(0.179)	-0.011238*	(0.070)	-0.011941*	(0.058)	-0.010963	(0.127)	-0.005313	(0.425)

Source : Estimations de l'auteur. / *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 / NB : La suite du tableau est présentée ci-dessous.

Tableau 9bis : Estimation du *Spatial Durbin Model* (SDM) à effets aléatoires de la rentabilité économique ajustée aux risques (ROArisk) des banques dans l'UEMOA hors Guinée-Bissau

ROArisk		modèle 1		modèle 2		modèle 3		modèle 4		modèle 5	
		Coeff.	p-value	Coeff.	p-value	Coeff.	p-value	Coeff.	p-value	Coeff.	p-value
Variance Sigma		0.437214***	(0.000)	0.426451***	(0.000)	0.425567***	(0.000)	0.395467***	(0.000)	0.265079***	(0.000)
ρ spatial		-0.329882**	(0.038)	-0.283713*	(0.077)	-0.264792*	(0.098)	-0.312542*	(0.051)	-0.264879*	(0.092)
k_érag_agric	Direct	0.003804***	(0.005)	0.003945***	(0.004)	0.003798***	(0.005)	0.003763***	(0.008)	0.000284	(0.815)
	Indirect	0.003685	(0.155)	0.004932*	(0.063)	0.004793*	(0.082)	0.004158	(0.176)	0.002286	(0.290)
	Total	0.007489***	(0.004)	0.008877***	(0.002)	0.008591***	(0.004)	0.007921**	(0.010)	0.002570	(0.319)
Inflation	Direct	-0.039750	(0.414)	-0.038345	(0.420)	-0.027238	(0.566)	-0.017561	(0.653)	-0.043752	(0.167)
	Indirect	-0.060540	(0.284)	-0.062630	(0.320)	-0.062090	(0.330)	-0.087679	(0.118)	-0.010304	(0.811)
	Total	-0.100291**	(0.016)	-0.100974**	(0.026)	-0.089327*	(0.066)	-0.105240**	(0.011)	-0.054055	(0.147)
Chocs tertiaires	Direct	0.000844	(0.166)	0.000574	(0.384)	0.000438	(0.509)	0.000594	(0.364)	0.001536***	(0.003)
	Indirect	-0.001100	(0.350)	-0.000842	(0.482)	-0.000544	(0.660)	-0.001127	(0.388)	-0.000864	(0.400)
	Total	-0.000256	(0.857)	-0.000267	(0.854)	-0.000105	(0.942)	-0.000533	(0.724)	0.000673	(0.595)
Capital_Etat	Direct	0.308903	(0.406)	0.377013	(0.395)	0.368729	(0.377)	0.251431	(0.543)	-0.229460	(0.458)
	Indirect	3.734639***	(0.009)	4.113427***	(0.008)	3.630525**	(0.023)	3.449089**	(0.026)	0.867625	(0.499)
	Total	4.043542**	(0.012)	4.490439**	(0.012)	3.999255**	(0.029)	3.700520**	(0.034)	0.638165	(0.661)
Fonds propres sur actif	Direct	-32.631066***	(0.002)	-33.997691***	(0.002)	-35.478255***	(0.001)				
	Indirect	34.476671*	(0.058)	30.329565	(0.103)	22.842661	(0.244)				
	Total	1.845604	(0.910)	-3.668125	(0.826)	-12.635593	(0.485)				
Durcissement politique	Direct	0.086237	(0.331)	0.090371	(0.307)						
	Indirect	0.321643**	(0.029)	0.330147**	(0.024)						
	Total	0.407880**	(0.025)	0.420519**	(0.012)						
Employés non cadres	Direct			-0.252213	(0.848)						
	Indirect			-8.153747**	(0.041)						
	Total			-8.405960**	(0.046)						
Cadre de banque	Direct					-0.026717	(0.982)	0.153770	(0.915)	-0.648882	(0.535)
	Indirect					7.744746**	(0.026)	10.567441**	(0.012)	1.470667	(0.654)
	Total					7.718029**	(0.046)	10.721212**	(0.020)	0.821785	(0.833)
FP_durciss	Direct					0.856298	(0.534)	-0.320417	(0.805)	0.821653	(0.522)
	Indirect					7.412032**	(0.014)	8.751825***	(0.003)	4.635145*	(0.055)
	Total					8.268331**	(0.020)	8.431407**	(0.015)	5.456798*	(0.065)
Protestations civiles	Direct							0.017964	(0.626)	0.005596	(0.851)
	Indirect							-0.128575*	(0.080)	-0.115658*	(0.059)
	Total							-0.110611	(0.180)	-0.110061	(0.112)
Effort net de provision	Direct									-1.321279***	(0.000)
	Indirect									0.773020*	(0.078)
	Total									-0.548259	(0.265)
Constant		9.171930**	(0.027)	17.932412***	(0.006)	8.009552*	(0.055)	3.004161	(0.540)	3.047680	(0.388)
Obs,		105		105		105		105		105	
Nb, pays		7		7		7		7		7	
R2a		0.968660		0.964398		0.958451		0.704514		0.969884	

Source : Estimations de l'auteur / *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tableau 10 : Estimation du Spatial Durbin Model (SDM) à effets aléatoires de la Capacité de Couverture des Fonds Propres (CCFP) des banques dans l'UEMOA hors Guinée-Bissau

CCFP	Effet	modèle 1		modèle 2		modèle 3		modèle 4		modèle 5	
		Coeff.	P-value	Coeff.	P-value	Coeff.	P-value	Coeff.	p-value	Coeff.	P-value
Variance Sigma		0.076394***	(0.000)	0.084187***	(0.000)	0.080808***	(0.000)	0.493775***	(0.000)	0.439346***	(0.000)
ρ spatial		-0.259678*	(0.085)	-0.295555*	(0.093)	-0.301060*	(0.09)	0.167733*	(0.07)	0.204975*	(0.062)
Nombre de banques	Direct	0.002281	(0.920)			-0.002316	(0.928)	-0.028771	(0.570)	0.048838	(0.377)
	Indirect	0.005583	(0.828)			0.009524	(0.736)	-0.055104	(0.558)	-0.292296***	(0.006)
	Total	0.007863	(0.719)			0.007208	(0.750)	-0.083875	(0.357)	-0.243458**	(0.023)
Parts de marché	Direct	-0.950841	(0.655)	-0.682707	(0.809)	-0.595433	(0.790)	-13.84***	(0.004)	-18.83***	(0.000)
	Indirect	-2.891221	(0.601)	-1.790876	(0.780)	-2.666641	(0.641)	-36.11**	(0.039)	-10.59	(0.627)
	Total	-3.842062	(0.449)	-2.473583	(0.650)	-3.262075	(0.524)	-49.96***	(0.007)	-29.4	(0.213)
HHI	Direct	-5.107281***	(0.003)	-5.084362***	(0.000)	-4.688257***	(0.008)	-17.19***	(0.000)	-14.827924***	(0.000)
	Indirect	3.221032	(0.123)	2.446814	(0.220)	2.836656	(0.185)	14.871869**	(0.014)	10.194170	(0.145)
	Total	-1.886249	(0.174)	-2.637548*	(0.073)	-1.851601	(0.180)	-2.326844	(0.650)	-4.633754	(0.504)
Taux de change Effectif réel	Direct	1.440335	(0.164)	1.098883	(0.307)	1.180890	(0.275)	-2.816163	(0.236)	-2.073730	(0.357)
	Indirect	-2.990189***	(0.007)	-2.263509**	(0.050)	-2.467868**	(0.029)	-5.204862**	(0.049)	-7.276969**	(0.015)
	Total	-1.549853*	(0.060)	-1.164625	(0.171)	-1.286979	(0.110)	-8.021025***	(0.006)	-9.350427***	(0.002)
Taux de croissance du PIB	Direct	-0.049049***	(0.002)	-0.034546**	(0.019)	-0.039340**	(0.014)	-0.087029**	(0.026)	-0.068602*	(0.069)
	Indirect	-0.016806	(0.461)	-0.024155	(0.305)	-0.023901	(0.295)	-0.083484	(0.301)	-0.027785	(0.756)
	Total	-0.065855**	(0.011)	-0.058701**	(0.024)	-0.063241**	(0.017)	-0.170513*	(0.095)	-0.096387	(0.357)
Chocs industriels	Direct	0.000037	(0.763)	0.000030	(0.855)	-0.000015	(0.905)	0.000154	(0.637)	0.000274	(0.390)
	Indirect	-0.000413*	(0.084)	-0.000634**	(0.018)	-0.000390	(0.110)	-0.001548*	(0.074)	-0.000686	(0.474)
	Total	-0.000376	(0.171)	-0.000605**	(0.047)	-0.000406	(0.140)	-0.001394	(0.174)	-0.000412	(0.715)
Taux net de dégradation	Direct	-0.664511	(0.694)	-0.253786	(0.877)	0.310887	(0.858)	3.739443	(0.353)	4.739433	(0.337)
	Indirect	-5.195545*	(0.073)	-6.675328***	(0.006)	-4.706752	(0.114)	-23.437592**	(0.013)	-15.033709	(0.337)
	Total	-5.860056*	(0.075)	-6.929113**	(0.019)	-4.395864	(0.188)	-19.698149*	(0.081)	-10.294276	(0.593)
Taux de provision	Direct	-1.182426**	(0.035)	-1.229358**	(0.027)	-1.017961*	(0.077)	0.914802	(0.460)	1.183696	(0.371)
	Indirect	-0.349185	(0.780)	-0.535018	(0.527)	-0.415013	(0.739)	0.484610	(0.894)	-1.483059	(0.713)
	Total	-1.531611	(0.248)	-1.764376*	(0.062)	-1.432975	(0.271)	1.399411	(0.736)	-0.299363	(0.949)
Réseau	Direct	799.391296	(0.362)	832.244211	(0.287)	847.624568	(0.362)	4,670.03***	(0.009)	4,659.759067***	(0.009)
	Indirect	-4481.25***	(0.001)	-5056.36***	(0.001)	-4717.79***	(0.001)	-2429.768073	(0.571)	-4107.043509	(0.381)
	Total	-3681.866301**	(0.036)	-4224.11**	(0.023)	-3870.17**	(0.035)	2,240.267137	(0.676)	552.715558	(0.925)
Effort net de provision	Direct	-0.011373	(0.868)	-0.028972	(0.731)	-0.035098	(0.617)	0.063974	(0.759)	0.041141	(0.839)
	Indirect	-0.359318**	(0.049)	-0.362659*	(0.082)	-0.295840	(0.103)	-2.289877***	(0.000)	-1.824222***	(0.006)
	Total	-0.370690**	(0.049)	-0.391632*	(0.067)	-0.330938*	(0.075)	-2.225903***	(0.003)	-1.783082**	(0.023)
Fonds propres sur actif	Direct	124.787179***	(0.000)	128.020557***	(0.000)	127.790688***	(0.000)				
	Indirect	3.550814	(0.629)	1.586879	(0.850)	2.228149	(0.761)				
	Total	128.337993***	(0.000)	129.607436***	(0.000)	130.018837***	(0.000)				
Réserves	Direct	-2.355764	(0.462)	-2.503032	(0.439)	-1.836249	(0.577)				
	Indirect	6.960952	(0.456)	9.033963	(0.336)	2.777309	(0.774)				
	Total	4.605188	(0.659)	6.530931	(0.532)	0.941060	(0.929)				
k_privé*agric	Direct	-0.000076	(0.608)	-0.000090	(0.589)	-0.000029	(0.857)				
	Indirect	0.000270	(0.279)	0.000261	(0.269)	0.000206	(0.429)				
	Total	0.000194	(0.496)	0.000171	(0.519)	0.000178	(0.544)				
Durciss politique	Direct	-0.080978**	(0.010)								
	Indirect	0.133700**	(0.021)								
	Total	0.052722	(0.422)								
Protestations civiles	Direct			-0.016859	(0.290)						
	Indirect			0.028011	(0.254)						
	Total			0.011153	(0.663)						
Violences civiles	Direct					-0.020014	(0.144)				
	Indirect					0.035629*	(0.059)				
	Total					0.015614	(0.441)				
Cadre de banque	Direct							1.415989	(0.582)		
	Indirect							-8.530379	(0.218)		
	Total							-7.114390	(0.424)		
FP_durciss	Direct							1.172932	(0.470)	1.889695	(0.231)
	Indirect							11.454775***	(0.004)	13.127092***	(0.000)
	Total							12.627707***	(0.008)	15.016786***	(0.000)
Employés non cadres	Direct									-3.926114	(0.218)
	Indirect									-6.852392	(0.487)
	Total									-10.778507	(0.389)
Ratio de capital	Direct									0.343150***	(0.003)
	Indirect									-0.560996***	(0.002)
	Total									-0.217846	(0.255)
Constant		5.582928***	(0.009)	6.068549***	(0.001)	5.494555**	(0.014)	17.244070***	(0.000)	18.604054**	(0.042)
Obs.		105		105		105		105		105	
Nb. pays		7		7		7		7		7	
R2a within		0,95		0,94		0,95		0,7		0,73	

Source : Estimations de l'auteur / *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

NOTE AUX AUTEURS*PUBLICATION DES ETUDES ET TRAVAUX DE RECHERCHE DANS LA REVUE ECONOMIQUE ET MONETAIRE 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

1 - 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.

2 - 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.

3 - 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.

4 - L'article doit reposer sur une approche scientifique et méthodologique rigoureuse, cohérente, et pertinente, et des informations fiables.

5 - Il doit être original ou apporter des solutions originales à des questions déjà traitées.

6 - 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.

7 - 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.

8 - Les articles peuvent être rédigés en français ou en anglais, et doivent comporter deux résumés en français et en anglais.

9 - Le projet d'article doit être transmis à la Direction de la Recherche et des Partenariats selon les modalités ci-après :

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

Direction de la Recherche et des Partenariats

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

1 - 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).

2 - 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 ;

* ses fonctions ;

- un résumé en anglais de l'article (500 mots maximum) ;

- un résumé en français (500 mots maximum).

3 - 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