

REVUE ECONOMIQUE ET MONETAIRE

N° 24 - Décembre 2018

SPECIAL PRIX ABDOULAYE FADIGA, 6^e EDITION



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
Patrick KODJO

*Directeur des Etudes
et de la Recherche*

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

Impression :
Imprimerie de la BCEAO
BP : 3108 - DAKAR

REVUE ECONOMIQUE ET MONETAIRE

N° 24 – décembre 2018

SPECIAL PRIX ABDOULAYE FADIGA, 6^e EDITION



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 de l'Economie et de la Monnaie, Président ;
- le Directeur des Etudes et de la Recherche ;
- le Directeur des Statistiques ;
- le Directeur de la Conjoncture Economique et des Analyses Monétaires ;
- le Directeur de la Stabilité Financière ;
- le Directeur des Institutions de Crédits et du Financement des Economies ;
- le Directeur du Centre Ouest Africain de Formation et d'Etudes Bancaires.

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 Akoété AGBODJI, Université de Lomé (Togo), membre ;
- Professeur Charlemagne Babatoundé IGUE, Université d'Abomey Calavi (Bénin), membre ;
- Professeur Georges KOBBOU, Université de Yaoundé II (Cameroun), membre ;
- Professeur Ahmadou Aly MBAYE, Université Cheikh Anta DIOP de Dakar (Sénégal), membre ;
- Professeur Michel NORMANDIN, HEC Montréal (Canada), membre ;
- Professeur Mama OUATTARA, Université Félix Houphouët Boigny (Côte d'Ivoire), membre ;
- Professeur Idrissa OUEDRAOGO, Université de Ouaga II (Burkina Faso), membre ;
- Professeur Jean-Paul POLLIN, Université d'Orléans (France), membre ;
- Professeur Yaya SISSOKO, Université d'Indiana en Pennsylvanie (Etats-Unis), membre ;
- Professeur Issouf SOUMARE, Université de Laval (Canada), membre ;
- Professeur Nasser Ary TANIMOUNE, Université d'Ottawa (Canada), membre.

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

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

SOMMAIRE

AVANT-PROPOS	7
Survie des banques de l'UEMOA : les nouvelles exigences de fonds propres sont-elles pertinentes ?	9
Hétérogénéité des économies de la CEDEAO : quel défi pour une politique monétaire commune ?	49

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-quatrième numéro de la Revue est un numéro spécial dédié à l'édition 2018 du Prix Abdoulaye FADIGA pour la Promotion et la Recherche Economique. Ce Prix, institué par la BCEAO en 2008, vise à favoriser l'émergence de travaux de recherche de qualité sur la formulation et la mise en œuvre de politiques économiques pertinentes pour le développement des Etats membres de l'UEMOA. Il récompense, tous les deux ans, les jeunes chercheurs ressortissants de l'UEMOA, résidant ou non sur le territoire de l'Union et évoluant dans les universités et centres de recherche régionaux ou internationaux dont les travaux apportent un éclairage supplémentaire et permettent un élargissement des limites de la connaissance économique des pays de l'Union.

Ce numéro comprend deux études. Le premier s'intitule « *Survie des banques de l'UEMOA : les nouvelles exigences de fonds propres sont-elles pertinentes ?* ». Son auteur, Monsieur Vigninou GAMMADIGBE, a été désigné Lauréat de l'édition 2018 du Prix. Le second article, ayant reçu le prix d'encouragement porte sur le thème « *Hétérogénéité des économies de la CEDEAO : quel défi pour une politique monétaire commune ?* ». Il est co-écrit par Messieurs Aboudou OUATTARA, Kouamé Désiré KANGA et Ruben Barnabas DJOGBENOU.

Le premier article examine le rôle des fonds propres réglementaires dans la survie des banques de l'UEMOA afin d'en déduire la pertinence des nouvelles normes bâloises entrées en vigueur le 1^{er} janvier 2018. L'analyse est menée en se basant sur l'estimation par la méthode du maximum de vraisemblance d'une fonction de survie non conditionnelle (approche non paramétrique), d'une fonction de survie conditionnelle (approches semi-paramétrique et paramétrique). Il ressort des résultats que les fonds propres exercent une influence positive sur la stabilité bancaire et jouent, à ce titre, un rôle important dans la survie des banques de l'UEMOA. En effet les fonds propres réduisent de manière significative la probabilité de faillite des banques et disposent d'une capacité prédictive des difficultés bancaires sur un horizon temporel allant de 1 à 3 ans. Ainsi, une hausse de 1% du ratio des fonds propres se traduit par une baisse de l'ordre de 2,16% à 2,73% de la probabilité de faillite des banques de l'Union. L'étude conclut que les seuils fixés dans l'UEMOA pour les différents ratios des fonds propres dans le cadre de la mise en œuvre de Bâle II et Bâle III permettent de renforcer substantiellement la solidité du système bancaire. La mise en œuvre de ces nouvelles normes de fonds propres, couplée avec le relèvement du capital minimum des banques de l'Union, devraient avoir un effet positif sur la résilience des banques de la zone. Ces résultats soutiennent l'importance actuelle accordée par les Autorités monétaires à la mise en application des dispositions de Bâle II et Bâle III.

Le second article, ayant reçu le Prix d'encouragement, porte sur le thème « *Hétérogénéité des économies de la CEDEAO : quel défi pour une politique monétaire commune ?* ». Il aborde la question de l'optimalité de la politique monétaire en union monétaire en examinant de façon prospective les conditions d'une plus grande efficacité d'une politique commune à l'échelle de la

CEDEAO, au regard de l'hétérogénéité des économies. Pour atteindre cet objectif, les auteurs ont eu recours à un modèle Vectoriel Autorégressif avec interactions sur données de Panel composé de l'ensemble des pays de la zone CEDEAO auxquels ils ajoutent le Maroc (*potentiel adhérent à la zone*). Selon les auteurs, les différentes formes d'hétérogénéités observées (macroéconomique, bancaire et financière) permettent de distinguer trois groupes de pays. Le premier est constitué du Maroc, du Cap-Vert et du Nigeria, qui disposent de structures économiques relativement avancées. Le second est composé de la Côte d'Ivoire, du Ghana et du Sénégal dont les structures économiques se sont significativement améliorées au cours des dernières années. Le dernier représente les autres pays membres de la CEDEAO ayant des structures économiques peu avancées. Au regard de ces hétérogénéités, la future Banque Centrale Commune des Etats membres de la CEDEAO pourrait rencontrer des difficultés dans le cadre de la mise en œuvre d'une politique monétaire optimale. Les auteurs recommandent alors qu'un accent particulier soit mis sur la prise en compte des caractéristiques de la CEDEAO et que des études complémentaires soient réalisées, en vue d'identifier les conditions d'une mise en œuvre optimale de la politique monétaire au sein de la CEDEAO.

Au total, les articles publiés dans ce vingt-quatrième numéro de la REM permettent d'évaluer la pertinence des nouvelles normes bâloises entrées en vigueur le 1^{er} janvier 2018 et de s'interroger sur l'impact de l'hétérogénéité sur l'optimalité de la politique monétaire de la future Banque Centrale commune aux Etats de la CEDEAO.

SURVIE DES BANQUES DE L'UEMOA : LES NOUVELLES EXIGENCES DE FONDS PROPRES SONT-ELLES PERTINENTES ?

Vigninou GAMMADIGBE¹

Résumé

Les autorités de l'Union Économique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) ont procédé à la mise à jour du dispositif prudentiel applicable aux banques de la zone vers les nouvelles normes bâloises en vue de promouvoir un système bancaire robuste, présentant un profil de risques bancaires maîtrisés. Les exigences minimales de fonds propres constituent dans ce contexte un des piliers de l'architecture de ce nouveau dispositif. Dans ce papier, nous analysons le rôle des fonds propres réglementaires dans la survie des banques de l'UEMOA afin d'en déduire la pertinence des nouvelles normes de fonds propres en vigueur depuis le 1^{er} janvier 2018. L'étude couvre 141 banques observées sur la période de 2003 à 2015 et s'appuie sur les modèles de survie non paramétriques, semi-paramétriques et paramétriques. Les résultats des estimations par la méthode de maximum de vraisemblance partielle montrent que le ratio de capitalisation, la structure du marché bancaire, la part du marché, la qualité du portefeuille et les conditions macroéconomiques sont les principaux déterminants de la survie des banques de l'UEMOA. La robustesse des résultats a été contrôlée à travers l'analyse des bornes extrêmes (ABE). Les résultats justifient à plus d'un titre la mise en œuvre d'un système de surveillance plus rigoureux des ratios de solvabilité à travers les nouvelles normes prudentielles. Ils plaident pour une meilleure gestion des institutions bancaires relativement au pilotage des fonds propres et à la prise de risque. Sur la base de ces résultats, le papier formule des recommandations de politique prudentielle visant à renforcer la résilience du système bancaire de l'UEMOA.

INFORMATIONS SUR L'ARTICLE

Historique de l'article : soumis le 31 juillet 2018.

Reçu en première version révisée : le 3 décembre 2018.

Reçu en deuxième version révisée : le 10 décembre 2018.

Accepté le 12 décembre 2018.

Classification JEL : C24, G21.

Mots clés : Faillite bancaire, modèles de durée, surveillance bancaire, UEMOA.

¹ Doctorant au Centre de Recherche et de Formation en Sciences Economiques et de Gestion (CERFEG), Faculté des Sciences Economiques et de Gestion (FaSEG), Université de Lomé, Togo. E-mail : dodogamma@gmail.com.
Tel : +228 91 59 84 61.

SURVIVAL OF WAEMU BANKS: ARE THE NEW CAPITAL REQUIREMENTS RELEVANT?

Abstract

The authorities of the West African Economic and Monetary Union (WAEMU) have updated the prudential framework applicable to banks in the zone towards the new Basel standards in order to promote a resilient banking system with a controlled banking risk profile. In this context, minimum capital requirements are one of the pillars of the architecture of this new system. In this paper, we analyze the role of regulatory capital in the survival of WAEMU banks in order to deduce the relevance of the new capital standards in force since January 1, 2018. The study covers 141 banks observed over the period 2003 to 2015 and is based on nonparametric, semi-parametric and parametric survival models. The results of the estimates using the partial maximum likelihood method show that the capitalization ratio, the structure of the banking market, the market share, the quality of the portfolio and macroeconomic conditions are the main determinants of the survival of WAEMU banks. The robustness of the results was controlled through extreme bounds analysis (EBA). These results justify for many reasons the implementation of a more rigorous monitoring system of solvency ratios through the new prudential standards. They advocate better management of banking institutions with regard to capital management and risk-taking. Based on these results, the paper makes prudential policy recommendations aimed at strengthening the resilience of the WAEMU banking system.

ARTICLE INFORMATION

Article history: submitted July 31, 2018.

Received in first revised: December 3, 2018.

Received in second revised: December 10, 2018.

Accepted: December 12, 2018.

JEL Classification: C24, G21.

Keywords: Bank failure, duration models, banking supervision, WAEMU.

I. INTRODUCTION

La solidité du système bancaire est un important prérequis pour l'efficacité de la politique monétaire, la stabilité financière et la croissance économique. Les récentes crises financières qui ont secoué le monde, notamment les défaillances successives des grandes banques internationales ont remis sur le devant de la scène la problématique des risques bancaires dont les risques systémiques, de liquidité et d'insolvabilité. Elles ont souligné l'intérêt de renforcer l'approche macro-prudentielle et de repenser les normes micro-prudentielles de la surveillance des institutions bancaires. Dans l'Union Économique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA), la question de la stabilité du système bancaire revêt une acuité particulière dans la mesure où les banques commerciales dominent le système financier de la zone dans un contexte de finance indirecte. Non seulement les vulnérabilités propres à chaque banque contribuent aux crises systémiques coûteuses, mais elles constituent également des '*grains de sable*' dans les rouages de la politique monétaire et un risque de choc négatif sur les flux de financements indispensables à la croissance économique. Dans cette optique, la résilience de l'industrie bancaire ainsi que la survie des banques qui la composent constituent un enjeu de taille pour les autorités en charge de la supervision bancaire.

Dans les années 1980 à 1995, face à la crise bancaire qui a ébranlé de larges pans du système bancaire de la zone UMOA (Union Monétaire Ouest Africaine), la supervision bancaire s'était imposée comme une solution efficace. Cette crise a nécessité la mise en œuvre d'importantes réformes notamment la libéralisation financière au sens de McKinnon (1973) et Shaw (1973) et l'institution de la Commission Bancaire en 1990 avec pour mission première la surveillance et le contrôle des établissements de crédit. Depuis, l'environnement réglementaire a évolué vers les normes efficaces de supervision bancaire édictées par le Comité de Bâle. Dans la même veine, les autorités monétaires de l'UEMOA ont décidé en 2007 de doubler graduellement le capital minimum social des banques et établissements financiers de l'union afin d'accroître, d'une part, la capacité de financement des banques et d'autre part, relever leur solvabilité. Elles ont ensuite initié une refonte des règles prudentielles jusqu'alors basées sur les dispositions de Bâle I pour les faire converger vers les nouvelles règles de Bâle II et III qui entrent en vigueur à compter du 1^{er} janvier 2018. Ce nouveau dispositif vise la préservation d'un système bancaire résilient, répondant aux besoins des économies des États de l'UEMOA, et qui présente un profil de risque maîtrisé (BCEAO, 2017). L'architecture du nouveau dispositif repose sur les trois piliers complémentaires suivants : (i) les exigences minimales de fonds propres en fonction des risques (de crédit, opérationnel, de marché), (ii) les principes de la surveillance prudentielle et le cadre d'intervention y afférent et (iii) les principes directeurs régissant la discipline de marché qui vise à renforcer la transparence et la communication des établissements vis-à-vis du public quant à leur exposition aux risques.

Au cours de la dernière décennie, le paysage bancaire de l'UEMOA a connu une évolution profonde, marquée par la diversification des activités des établissements de crédit et l'émergence de groupes bancaires transfrontaliers qui dominent l'activité bancaire de l'Union. La croissance régulière du nombre d'établissements de crédit (Tableau 1) dans la zone illustre l'hégémonie des groupes bancaires qui s'étendent dans la zone à la faveur du principe de l'agrément unique. Cependant, elle masque les faillites bancaires, les retraits d'agrément et les rachats/absorptions enregistrés. D'autre part, le non-respect par l'ensemble des banques de la norme de capital minimum et le ratio de solvabilité laisse entrevoir le risque systémique porté par les banques en difficulté. Ces mutations induisent de nouveaux risques qu'il importe d'identifier et de maîtriser,

au regard des pratiques efficaces en matière de surveillance bancaire et d'encadrement des fonds propres.

À l'aube de cette convergence vers les standards internationaux, un certain nombre de questions se posent : les nouvelles normes bâloises sont-elles pertinentes pour circonscrire les risques bancaires dans l'UEMOA ? Les nouvelles exigences de fonds propres peuvent-elles promouvoir la résilience de l'industrie bancaire de la zone et la survie des banques qui la composent ? Quel rôle jouent les fonds propres réglementaires dans la survie des banques de l'UEMOA ? Ces questions sont d'une importance capitale pour éviter les faillites et la résurgence des crises bancaires dans l'UEMOA, mais aussi compte tenu des coûts élevés de ces crises pour les économies.

L'objectif de ce papier est de répondre à ces questions à partir des défaillances bancaires observées dans la zone sur la période de 2003 à 2015. Plus spécifiquement, il s'agit d'analyser les principaux déterminants de la survie des banques de l'UEMOA afin d'isoler le rôle joué par les variables micro-bancaires plus précisément les fonds propres. La recherche économique a fait ses preuves sur l'analyse de la résilience et des faillites bancaires. Cependant, au mieux de notre connaissance, aucune recherche n'a abordé le cas spécifique de la survie des banques de l'UEMOA afin d'analyser le rôle des fonds propres, l'opportunité et la pertinence des nouvelles normes bâloises. Cette étude enrichit donc la littérature relative à la zone UEMOA en revisitant l'analyse des faillites bancaires sur une période récente à partir d'une approche novatrice. En outre, elle peut servir de support d'orientation des politiques bancaires dans la zone UEMOA.

Le reste de l'article est structuré comme suit. La section 2 présente les exigences de fonds propres en vigueur dans l'UEMOA et survole ensuite la littérature des déterminants des défaillances bancaires avec un accent particulier sur le rôle des fonds propres. L'approche méthodologique, la stratégie d'estimation et les données sont présentées dans la section 3. Les résultats des estimations économétriques et leurs implications font l'objet de la section 4. La section 5 conclut.

II. LES EXIGENCES DE FONDS PROPRES

Dans cette section, nous présentons un aperçu des normes des fonds propres en vigueur dans l'UEMOA. Nous survolons ensuite les justifications théoriques de l'encadrement des fonds propres et leurs rôles dans la prévention des faillites bancaires. Les travaux empiriques relatifs aux déterminants des faillites bancaires sont ensuite présentés.

II.1 Contexte de l'UEMOA

Le dispositif prudentiel applicable dans l'UEMOA de 2000 à 2017 était fondé sur les dispositifs de Bâle I. Il visait à promouvoir la solidité du système bancaire et à assurer la protection des déposants dans un contexte de libéralisation de plus en plus affirmée des activités monétaires, bancaires et financières. Ces normes portaient sur les domaines suivants : les conditions d'exercice de la profession, la réglementation des opérations effectuées par les banques et établissements financiers et les normes de gestion (BCEAO, 2000). Les normes des fonds propres se focalisent sur le capital minimum (condition d'exercice de la profession) et le ratio de couverture des risques (norme de gestion). En application de l'article 23 de la loi bancaire, le Conseil des ministres de l'UEMOA avait fixé le montant du capital social minimum des banques à 1 milliard de FCFA pour tous les États de l'UEMOA. L'article 26 de la loi bancaire dispose que

les banques et les établissements financiers doivent justifier à tout moment de fonds propres au moins égaux au capital minimum déterminé en application de l'article 23. Lors de sa session ordinaire du 17 septembre 2007, le Conseil des ministres des Finances de l'UEMOA avait décidé de relever, à compter du 1^{er} janvier 2008 le capital social minimum applicable aux banques à 10 milliards de FCFA. En application de cette décision, la Banque Centrale a pris l'avis N° 01/2007/RB du 2 novembre 2007 qui séquence en deux phases la mise en œuvre de la régulation. Le capital social minimum des banques était porté, dans une première phase, à 5 milliards de FCFA à compter du 1^{er} janvier 2008. Les nouveaux seuils sont applicables aux demandes d'agrément introduites à compter de la date d'entrée en vigueur de la mesure tandis que les banques en activité devaient s'y conformer au plus tard le 31 décembre 2010. La date butoir d'application de la seconde phase a été fixée au 1^{er} juillet 2017. Au terme de cette deuxième phase, les banques devront porter leur capital social minimum de 5 milliards à 10 milliards de FCFA.

La règle de couverture des risques est définie par un rapport minimum à respecter, dit rapport fonds propres sur risques. Ce ratio qui est l'équivalent du ratio Cooke, également connu sous le nom du ratio de capitalisation ou de ratio de solvabilité, comporte au numérateur le montant des fonds propres effectifs de la banque et au dénominateur, les risques pondérés nets. Les fonds propres effectifs sont constitués par la somme des fonds propres de base et des fonds propres complémentaires. Les pondérations des risques dépendent de la qualité de la contrepartie et des garanties éligibles détenues par la banque en couverture de ses expositions. Le seuil minimum à respecter par les banques est fixé à 8%. Le Tableau 1 ci-dessous montre que sur la période de 2000 à 2016, le pourcentage des banques se conformant au ratio de solvabilité est en nette progression. En effet, en 2016, 89% des banques respectaient ce ratio contre 48%, 81% et 83% respectivement en 2000, 2006 et 2011. Le respect de la norme de capital social minimum est plus problématique. Le pourcentage des banques respectant cette exigence a fluctué entre 59% et 81% de 2000 à 2016. Au 31 décembre 2016, 64% des banques respectaient cette norme contre 79% cinq ans plus tôt.

Tableau 1 : Evolution du paysage bancaire de 2000 à 2016 à travers quelques indicateurs

Indicateurs	2000	2006	2011	2016
Nombre de banques en activité	85	93	99	116
Poids des groupes bancaires (% de part de marché)	58%	51%	64%	77%
Respect de la norme de capital (% de banques)	59%	81%	79%	64%
Respect du ratio de solvabilité (% de banques)	48%	81%	83%	89%

Sources : Rapports annuels de la Commission Bancaire de l'UEMOA

Soucieuses de la solidité du système bancaire de la zone, les autorités monétaires de la zone ont décidé de mettre à jour les normes prudentielles vieilles de plus de 18 ans afin de calibrer les nouveaux risques liés aux évolutions récentes du paysage bancaire. Ainsi, contrairement aux anciennes normes des fonds propres qui se focalisaient sur les fonds propres effectifs (8% des risques pondérés), les nouvelles normes fondées sur les accords de Bâle II et III valorisent aussi les fonds propres durs (CET1) et les fonds propres de base (T1) qui représentent les fonds propres de meilleure qualité. Les seuils actuels fixés par le nouveau dispositif en vigueur depuis

le 1^{er} janvier 2018 sont de 5%, 6% et 9% des risques pondérés respectivement pour les fonds propres durs, les fonds propres de base et les fonds propres effectifs.

Au-delà de ces fonds propres dits minimums, les nouvelles exigences imposent la constitution en permanence d'un coussin de conservation (2,5% des risques pondérés) entièrement composé d'éléments des fonds propres durs en plus des fonds propres minimums. Ce coussin vise à faire en sorte que les banques constituent, en dehors des périodes de tension, des marges de fonds propres qu'elles pourraient mobiliser lorsqu'elles enregistrent des chocs conjoncturels. Aussi, en période d'expansion, le régulateur peut exiger des banques la constitution d'un coussin contracyclique composé également d'éléments de fonds propres durs. L'objectif visé est la prise en compte de l'environnement macro-financier par les exigences de fonds propres des banques. Il est activé par le régulateur lorsqu'il estime qu'une croissance excessive du crédit est associée à une accumulation de risques à l'échelle du système bancaire de l'Union. Pour les banques d'importance systémique régionale, notamment les grands groupes qui dominent le marché bancaire de la zone, il est prévu un coussin systémique composé de fonds propres durs. Par ailleurs, en plus du risque de crédit, le ratio de solvabilité actuel prend en compte le risque opérationnel et le risque de marché. Un ratio supplémentaire à respecter suivant le nouveau dispositif est le ratio de levier qui a pour objectif de maîtriser la croissance du bilan d'une banque, au regard de ses fonds propres et de limiter l'accumulation de l'effet de levier dans le secteur bancaire. Ce ratio, dont le seuil est fixé à 3%, contribue ainsi à prévenir les processus d'inversion du levier et à compléter les exigences fondées sur le risque par une mesure simple, servant de filet de sécurité. L'application des seuils réglementaires cités ci-dessus se fera graduellement afin de permettre aux banques d'adopter une démarche progressive d'absorption des nouvelles exigences minimales de fonds propres, intégrant le coussin de conservation et le ratio de levier d'ici 2022 (BCEAO, 2017).

II.2 Pourquoi encadrer les fonds propres ?

L'activité principale des banques, l'intermédiation financière, consiste à collecter des dépôts généralement à court terme afin de financer les prêts à court et long terme aux entreprises et aux ménages. Comme toute entreprise, les banques doivent satisfaire la rentabilité des capitaux propres exigée par leurs actionnaires, mais elles doivent en plus respecter les normes prudentielles qui les obligent à une stricte couverture en fonds propres de leurs risques. Une banque devient insolvable lorsque les pertes sur les crédits accordés absorbent ses fonds propres. La survie d'une banque jusqu'à une période donnée est donc liée en partie à la dynamique de son niveau de capitalisation. Une crise systémique surviendra lorsqu'une partie importante du système bancaire subit des pertes substantielles qui érodent les fonds propres. Ainsi, la théorie prédit que les chocs qui affectent négativement les performances des emprunteurs bancaires devraient être positivement corrélés avec les crises bancaires systémiques. De plus, pour tout choc donné, les systèmes bancaires moins capitalisés devraient être plus vulnérables (Demirgüç-Kunt et Detragiache, 1998).

Les exigences de fonds propres constituent dans ce contexte une des pierres angulaires de la régulation de l'activité bancaire. Elles sont justifiées dans la littérature par plusieurs raisons. La première est liée à la protection des déposants et les consommateurs contre la menace d'une perte complète de leurs avoirs en cas de faillite de la banque (Freixas et Rochet, 2008). En effet, les faillites bancaires peuvent être très coûteuses, en particulier pour les créanciers de la banque défaillante (les déposants, les actionnaires et les autres banques) et, dans une moindre mesure, aux emprunteurs qui avaient précédemment développé une relation étroite avec la banque

défaillante. De plus, une défaillance bancaire peut se propager à d'autres banques, mettre en danger la solvabilité des entreprises non financières saines et nuire temporairement au système de paiement. Les déposants n'ayant pas toutes les informations voulues sur la manière dont les banques sont gérées, ils ne sont pas en mesure de surveiller efficacement ces dernières. Étant asymétriquement informés sur la qualité des actifs bancaires, ils ont besoin de se faire représenter par le régulateur (Delaite, 2012).

La deuxième justification des exigences de fonds propres est liée à la réduction des problèmes d'aléa moral associés à certaines formes d'assurance publique des dépôts. En présence d'un filet de sécurité de type garantie des dépôts, les incitations des banquiers à une prise de risque accrue peuvent augmenter. La nécessaire discipline de marché ne fonctionne plus. Par ailleurs, l'encadrement des fonds propres des banques vise également la réduction des problèmes d'aléa moral associés au principe dit du '*Too big to fail*'. En effet, la garantie publique accordée par les gouvernements aux grandes institutions peut entraîner des prises de risque excessives, mais aussi une distorsion de concurrence par rapport à celles de plus petite taille. Le renforcement des contraintes réglementaires en capital serait alors une solution au moins partielle au problème d'aléa moral (Mishkin, 2007). Les normes de fonds propres contribuent également à limiter le problème de sélection adverse. En effet, dans la mesure où les déposants sont protégés par un filet de sécurité public, ils ont moins de raisons de contrôler leur banque. Aussi, l'industrie bancaire devient attrayante pour les entrepreneurs qui ont le goût du risque surtout en l'absence de l'intervention des régulateurs. En appliquant une norme de fonds propres, les instances de régulation ont la possibilité d'atténuer le risque de sélection adverse. Lorsque des banques opportunistes existent sur le marché, l'introduction d'une norme rigide et imposante permettra, par un effet de pression réglementaire, d'éviter une prise de risque excessive et obligera les banques à adopter un comportement prudent ou de quitter le marché (Mishkin, 2007; Morrison et White, 2005).

Les normes de fonds propres sont également destinées à prévenir les faillites et le risque de crise systémique qui en découle avec des coûts exorbitants. En effet, les faillites bancaires peuvent se transmettre, parfois rapidement, d'une banque à l'autre en raison des craintes contagieuses de la clientèle ou du fait de l'importance des interdépendances bancaires. Ainsi, les décideurs de politique économique réagissent aux crises bancaires par diverses interventions, allant du relâchement de la politique monétaire au sauvetage des institutions financières insolvables avec des fonds publics. En outre, les opérations de sauvetage des banques présentent plusieurs inconvénients : elles peuvent permettre à des banques inefficaces de rester en activité et elles sont susceptibles de créer l'attente de futurs sauvetages, réduisant ainsi les incitations à une gestion adéquate des risques par les banques. Elles obligent les banques saines à supporter les pertes d'établissements en difficulté (Demirgüç-Kunt et Detragiache, 1998). Les régulateurs doivent donc veiller à circonscrire les faillites au niveau local, afin qu'elles ne se propagent pas à l'ensemble du secteur. Pour les éviter, elles doivent obliger les établissements à conserver un coussin de protection susceptible d'absorber des pertes et donc de préserver leur solvabilité (Plihon et *al.*, 2006).

En dépit des avantages du mécanisme prudentiel des fonds propres réglementaires, la littérature théorique s'interroge sur son efficacité en soulignant qu'il peut provoquer des effets inattendus sur le comportement d'une banque (Saadaoui, 2010). En effet, lorsque la norme de fonds propres est définie indépendamment du risque, c'est-à-dire via la fixation d'un seuil minimal de capitalisation proportionnel au volume des prêts, cela peut amener une banque, qui vise à optimiser la

combinaison rendement - risque de son portefeuille, à accroître le niveau relatif des crédits risqués. Ainsi, les exigences de fonds propres sont susceptibles de placer le portefeuille crédits d'une banque sous la frontière d'efficacité sur laquelle se trouve la composition optimale du portefeuille. Ce qui ne lui permettra pas d'atteindre la combinaison rendement - risque qui maximise sa valeur. Ceci explique pourquoi une banque peut faire migrer son portefeuille vers une composition dominée par des crédits risqués (Koehn et Santomero, 1980; Kim et Santomero, 1988).

Les fonds propres étant très coûteux, les banques sont tentées de prendre plus de risque lorsque le niveau de capital est élevé pour compenser le coût de la possession du capital supplémentaire. Ce qui accroîtrait la probabilité de défaillance de la banque. Dans ce contexte, les travaux de Blum (1999) montrent l'existence d'un effet inter-temporel de la régulation du capital. Lorsque les exigences en capital deviennent contraignantes, une unité supplémentaire de capital a plus de valeur à la période suivante. Ainsi, lorsqu'il est très coûteux d'émettre du capital, la seule possibilité d'augmenter le capital à la période suivante est de prendre plus de risque à la première période. Par ailleurs, une banque a tendance à arbitrer entre les pertes de rendement qu'engendre sa conformité aux exigences réglementaires et les coûts liés aux sanctions légales si elle enfreint les règles. Par conséquent, dans le cas où le contrat qui lie le régulateur et la banque prend en considération une contrainte d'incitation, le mécanisme des fonds propres réglementaires sera alors un mécanisme susceptible d'inciter les banques à la prudence. Mais, dans certaines circonstances, les éléments qui poussent une banque à choisir l'excès de risque peuvent dominer ceux qui l'incitent à la prudence (Saadaoui, 2010). Nonobstant les limites citées ci-dessus, les fonds propres font l'objet d'une surveillance particulière de la part du Comité de Bâle et des régulateurs nationaux. Ainsi, occupent-ils une place de choix dans le nouveau dispositif prudentiel Bâle II et III en vigueur dans l'UEMOA depuis le 1^{er} janvier 2018 avec une panoplie de ratios de capitalisation à respecter par les banques.

II.3 Les enseignements des travaux empiriques

Plusieurs travaux ont analysé dans une perspective empirique la relation entre les exigences de fonds propres et la défaillance bancaire. Les résultats ne convergent pas sur le fait que la capitalisation bancaire réduit le risque de faillite. Les premières études remontent à Boyd et Graham (1986) qui montrent sur un échantillon des banques américaines qu'une augmentation du capital non pondéré du risque réduit le risque de défaillance des banques. S'intéressant aux difficultés des banques en Europe, Goyeau et Tarazi (1992) soulignent également le rôle crucial de l'insuffisance de la couverture des risques comme facteur de défaillance. Jeitschko et Jeung (2004), en utilisant le ratio de capital non pondéré du risque, aboutissent au même résultat pour les banques bien capitalisées. Cependant, ils ne trouvent aucune relation significative entre le capital et le risque de défaillance pour les banques sous-capitalisées. Bichsel et Blum (2004) ont étudié, d'une part, la relation entre le capital et le risque de faillite de banques européennes et d'autre part, la corrélation entre le capital et la probabilité de défaillance pour un ensemble de banques suisses. Les résultats de leurs estimations sont nuancés. Le signe des coefficients des modèles estimés dépend à la fois des *proxies* utilisés, de la méthode d'estimation et de l'échantillonnage.

A l'inverse Sheldon (1995) trouve que les banques ayant un niveau de capital non pondéré élevé présentent une plus grande probabilité de faillite suivant la logique que l'augmentation du capital s'accompagne d'une prise de risque élevée. Des résultats similaires ont été mis en évidence par Camara (2010) sur un échantillon de 3.411 banques de 17 pays européens sur la période 1992-2006. En usant du z-score comme mesure de risque de défaillance, il remarque qu'une

augmentation du ratio de capital n'entraîne pas une diminution du risque de défaillance, mais contribue plutôt à l'augmenter. Les divergences notées dans les résultats des travaux empiriques seraient liées à la diversité de l'approche méthodologique utilisée dans l'analyse des faillites bancaires ainsi que les *proxies* utilisés pour capter la probabilité de défaillance bancaire.

D'autres travaux se concentrent sur la relation entre les exigences de fonds propres et la prise de risque des banques. Shrives et Dahl (1992), en utilisant des données provenant de 1 800 banques américaines sur la période 1983-1987, ils trouvent une relation positive entre les variations du risque et les variations de capital. Ce résultat est valable à la fois pour les banques sous-capitalisées et les banques ayant un niveau de capital au-dessus du minimum exigé, parce qu'elles essaient de combiner une augmentation de capital avec une plus grande prise de risque, et *vice-versa*. En utilisant le z-score comme mesure de risque, Delis et Staikouras (2011) trouvent que les exigences de capital, même lorsqu'elles sont renforcées avec des activités de surveillance, ne sont pas efficaces pour la réduction des risques de la banque.

Pour la zone UEMOA, Dannon et Lobe (2014) analysent empiriquement l'impact de la régulation bancaire sur le risque de défaillance de 48 banques de l'UEMOA de 2000 à 2010 à partir d'un modèle en panel à effets fixes. L'indicateur de risque de défaut utilisé est le z-score. Les résultats de leurs estimations suggèrent que les banques qui ont des ratios de solvabilité élevés, celles qui se concentrent sur l'activité de crédit et les grandes banques ont un risque de défaillance plus faible. Ndiaye (2014) trouve des résultats similaires à ceux de Dannon et Lobe (2014) à partir d'un échantillon de 98 banques observées sur la période 2001 à 2011. Les principaux résultats obtenus en utilisant la méthode des moments généralisés (MMG) en panel dynamique montrent que les fonds propres pris au sens de Bâle diminuent le risque de faillite des banques de la zone aussi bien dans l'échantillon total que dans le sous-échantillon des banques de grande taille. Par contre, l'apport en fonds propres diminue la probabilité de défaillance des banques dans l'échantillon total, mais augmente le risque de faillite lorsque le sous-échantillon des grandes banques est considéré.

Par ailleurs, un certain nombre d'études empiriques ont examiné les causes de la faillite d'une banque. Suivant cette littérature, ces causes peuvent être classées comme suit : (i) les facteurs endogènes captés par les variables bancaires ou microéconomiques (dans ce cas, la faillite d'une banque est le résultat d'une gestion inefficace) et (ii) les facteurs exogènes tels que les conditions macroéconomiques et la structure du marché bancaire. Ces travaux ont mobilisé plusieurs approches telles que l'analyse discriminante, les modèles Logit et Probit et l'analyse de survie. L'analyse de survie est une méthode statistique utilisée dans les domaines de la médecine, de la biologie et de l'ingénierie (Hosmer et Lemeshow, 2008). Son application dans le domaine de l'économie a été mise au point par Lane et al. (1986) qui identifient les facteurs liés à la faillite des banques aux États-Unis au cours de la période 1979-1984. Ils constatent que les caractéristiques spécifiques des banques, telles qu'elles apparaissent dans les états financiers, ont un pouvoir explicatif important pour identifier les signaux d'alerte précoce des detresses bancaires. Gonzalez-Hermosillo et al. (1997) fournissent la première étude de cas pour le Mexique après la crise monétaire de 1994. En utilisant les variables bancaires, ils constatent que des valeurs plus élevées des créances douteuses et des prêts non titrisés sont associées à une probabilité de défaillance plus élevée. Dabos et Escudero (2004) examinent le système bancaire argentin à l'aide d'une analyse de survie et de données bancaires. Ils parviennent à la conclusion qu'une augmentation de la rentabilité et de la liquidité réduit le risque de défaut de la banque. Au titre des variables macroéconomiques, les travaux de Demirgüç-Kunt et Detragiache (1998) ont abouti à

la conclusion qu'aussi bien dans les pays en développement que dans les pays industrialisés, l'environnement macroéconomique défavorable (faible croissance du PIB, inflation élevée), en agissant négativement sur la qualité du portefeuille et la rentabilité des banques, accroît la probabilité des crises bancaires.

Powo (2000) utilise un modèle économétrique Logit pour analyser les déterminants des faillites bancaires des années 80 au sein de l'UEMOA. Il montre qu'un fort endettement des banques commerciales vis-à-vis de la Banque Centrale, un faible niveau de bancarisation, une sous-capitalisation, une baisse du ratio crédit/total actif et une dégradation de la rentabilité économique des banques sont associés à une forte probabilité de faillite. Angora (2006) utilise la même méthodologie pour analyser les déterminants des crises bancaires dans les pays de l'UMOA sur la période de 1975 à 1995. Ses résultats montrent que la crise survenue est liée à un contexte macroéconomique défavorable : un recul de la croissance économique et une baisse drastique de l'inflation. Cette situation a conduit les banques à adopter une politique restrictive de crédit.

III. APPROCHE METHODOLOGIQUE

L'objectif fixé par cette étude est d'analyser le rôle des fonds propres dans la survie des banques de l'UEMOA afin d'évaluer l'opportunité et la pertinence de la mise en œuvre des nouvelles exigences de fonds propres. En d'autres termes, le papier tente d'analyser dans quelles mesures les nouvelles exigences de fonds propres peuvent influencer dans un sens favorable ou défavorable les déterminants de la survie des banques. Le point de départ de notre approche méthodologique est donc l'identification des principaux déterminants de la survie des banques de l'UEMOA à partir des méthodes statistiques et économétriques. À cet effet, nous mobilisons les modèles de survie (ou de durée) qui sont dans ce contexte plus adaptés que les techniques traditionnelles de classification, telles que l'analyse discriminante et les modèles à choix binaires (Logit et Probit). En effet, contrairement aux autres méthodes, l'estimation des paramètres des déterminants de la survie des banques peut être réalisée à partir des modèles de survie semi-paramétrique qui ne nécessitent pas une formulation d'hypothèse précise sur la distribution de la durée de vie des banques. Deuxièmement, l'analyse de survie permet une analyse en temps continu de la probabilité de défaillance bancaire. Troisièmement, aussi bien les données complètes que les données censurées sur la durée de vie sont facilement prises en compte dans cette approche. De plus, contrairement aux autres techniques disponibles, les modèles de survie permettent l'estimation du temps nécessaire pour la défaillance bancaire, une information qui peut s'avérer utile pour la supervision bancaire.

Enfin, l'analyse de survie est une méthode plus souple pour analyser les déterminants de la défaillance bancaire qu'une analyse de régression par les moindres carrés ordinaires (MCO) car cette dernière nécessite un *proxy* de la défaillance bancaire ou du risque d'insolvabilité tel que le z-score. L'inconvénient majeur d'une régression sur le z-score est que ce dernier, étant un *proxy*, ne capte pas les informations sur l'événement de défaillance actuelle. Aussi, le calcul du z-score nécessite de disposer d'informations sur une période suffisante pour chaque banque, ce qui, dans le cadre de cette étude, éliminerait de l'échantillon plusieurs banques nouvellement installées.

III.1 L'analyse de survie

L'analyse de survie est une technique statistique qui permet de modéliser le temps nécessaire pour qu'un événement se produise (faillite, décès, trouver un emploi etc.), étant donné un ensemble de facteurs déterminants. Elle est basée sur les concepts de la fonction de survie

(*survival function*) et de la fonction de risque ou du taux de défaillance (*hazard function*). Supposons que les banques de l'UEMOA font faillite sur un intervalle de temps donné, soit $(0, T)$. Soient $T \geq 0$ la durée de vie, une variable aléatoire de fonction de densité $f(t)$ et t une valeur particulière de T . La fonction de répartition de la variable aléatoire T supposée continue est définie par :

$$F(t) = P(T \leq t) = \int_0^t f(u)du \quad (1)$$

La fonction de survie $S(t)$ correspond à la probabilité de survivre au-delà de la période t . Elle est formalisée par :

$$S(t) = 1 - F(t) = P(T > t) \quad (2)$$

La probabilité p de défaillance d'une banque dans l'intervalle de temps $(t, t + dt)$ étant donné qu'elle a survécu jusqu'à la période t est définie par :

$$p = P(t \leq T < t + dt | T \geq t) \quad (3)$$

L'analyse de la survie s'intéresse plus à la fonction de risque ou le taux de défaillance $h(t)$ qui représente la probabilité instantanée qu'une banque soit défaillante à un moment t étant donné qu'elle a survécu pendant toutes les périodes précédant t , soit :

$$h(t) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + dt | T \geq t)}{dt} = \frac{f(t)}{1 - F(t)} = \frac{f(t)}{S(t)} \quad (4)$$

Dans la littérature, trois types d'approches sont utilisés en analyse de survie : l'approche non-paramétrique, paramétrique et semi-paramétrique. L'approche non-paramétrique permet d'estimer et de représenter la fonction de survie lorsque aucune hypothèse ne veut être faite sur la distribution de T . L'estimateur de la fonction de survie le plus utilisé dans ce cadre est l'estimateur de Kaplan-Meier (1958) également connu sous le nom de l'estimateur produit-limite. Cet estimateur correspond à l'estimateur du maximum de vraisemblance non-paramétrique de $S(t)$. Il intègre l'information provenant de toutes les observations disponibles, tant censurées que non censurées, du fait que la survie jusqu'à tout point du temps est considérée comme une série d'étapes définies par les durées de survie et les durées censurées observées. Ainsi, à tout point précis du temps t , le nombre d'établissements bancaires en activité représente le nombre de banques à risque. Si nous représentons respectivement par N_i et D_i le nombre de banques à risque et le nombre de banques ayant fait faillite, l'estimation strictement empirique de la fonction de survie est donnée par :

$$\hat{S}(t) = \prod_{t_i < t} \left[\frac{N_i - D_i}{N_i} \right] \quad (5)$$

Les modèles de survie paramétriques nécessitent des hypothèses précises sur la distribution de la durée T . En supposant que le taux de défaillance ne varie pas au cours du temps, $h(t)$ est une constante h , ce qui est la caractéristique d'un processus sans mémoire. Dans ce cas, la probabilité de défaillance à la période suivante ne dépend pas de la durée de survie de la banque. À partir des définitions ci-dessus, on obtient une équation différentielle simple.

$$h(t) = \frac{f(t)}{S(t)} = -\frac{d \ln S(t)}{dt} = h \quad (6)$$

En utilisant la condition $S(0) = 1$ ou $F(0) = 0$, la solution à l'équation différentielle (6) est donnée par :

$$S(t) = \exp(-ht) \Rightarrow F(t) = 1 - \exp(-ht) \quad (7)$$

Cette solution correspond à une distribution exponentielle de la variable T . En d'autres termes, si la variable T suit une loi exponentielle alors le taux de défaillance est constant au cours du temps. Une distribution dont le taux de risque a une pente croissante (décroissante) est caractérisée par une dépendance de la durée positive (négative). Le choix d'une distribution exponentielle peut se révéler fallacieux si le taux de défaillance dépend du temps. Face à ce problème, la littérature propose une pléthore de distributions : Normale, Log-normale, Weibull, Weibull généralisé, Gamma, Logistique, Log-logistique, Gompertz etc. Une limite des spécifications précédentes vient de ce que les facteurs externes ne jouent pas de rôle dans la distribution de survie. L'ajout de régresseurs aux modèles de durée est simple. En considérant un vecteur X de k régresseurs qui affectent la survie des banques, le taux de défaillance s'interprète comme la probabilité instantanée qu'une banque soit défaillante à un moment t étant donné qu'elle a survécu pendant toutes les périodes précédant t conditionnellement aux k régresseurs. De manière formelle, le taux de défaillance peut se réécrire comme suit :

$$h(t|X) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + dt | T \geq t, X)}{dt} = \frac{f(t|X)}{1 - F(t|X)} \quad (8)$$

La troisième catégorie de modèle de durée utilise le modèle semi-paramétrique à risque proportionnel de Cox (1972). L'avantage principal de l'approche semi-paramétrique tient au fait que l'on n'émet aucune hypothèse quant à la loi de distribution de la variable T , ce qui rend les estimations robustes. Le taux de défaillance ou la fonction de risque du modèle à risque proportionnel de Cox (1972) est spécifié comme suit :

$$h(t|X) = h_0(t) \exp \left[\sum_{i=1}^k \beta_i X_i \right] \quad (9)$$

où β_i sont des paramètres inconnus qui représentent les sensibilités aux variables d'intérêt, $h_0(t)$ est la fonction de risque de base commune à toutes les banques qui n'est pas supposée suivre une distribution quelconque. Les variables X_i agissent multiplicativement sur le taux de défaillance. Une valeur estimée $\beta_k > 0$ indique qu'une augmentation de la variable X_k entraîne une augmentation du risque de défaillance et une diminution de la durée de survie de la banque. Plus précisément, une augmentation d'une unité de la variable explicative X_k entraîne une augmentation en pourcentage du taux de défaillance de l'ordre de $100 \times [\exp(\beta_k) - 1]$ de sorte que les coefficients β_k représentent des semi-élasticités du taux de défaillance à une variation du facteur X_k .

Dans le cadre de cette étude, nous mobilisons premièrement l'approche non-paramétrique pour estimer et décrire la fonction de survie inconditionnelle des banques de l'UEMOA par l'estimateur de Kaplan-Meier (1958). Afin d'éviter toute erreur de spécification de la distribution de la variable T , le modèle à risque proportionnel de Cox (1972) sera utilisé pour estimer les effets des

variables explicatives sur le risque de faillite bancaire. Les modèles paramétriques seront déployés pour contrôler la robustesse des estimations de l'approche semi-paramétrique.

III.2 Les variables

En analyse de survie, la variable dépendante est le délai de défaillance, c'est-à-dire la durée de temps où une banque a été ou est en activité. Pour les banques en activité, il s'agit de la différence entre l'année en cours et l'année d'établissement. Pour les banques qui ont fait faillite, c'est la différence entre la dernière année où les états financiers sont disponibles et l'année d'établissement. La faillite bancaire est captée par une variable indicatrice qui est égale à 1 au cours de l'année où la défaillance s'est produite et 0 sinon, elle est égale à 0 pour les banques survivantes pour toutes les années d'échantillonnage. Une banque est considérée défaillante lorsqu'elle dépose son bilan ou que son agrément a été retiré par le superviseur bancaire. Les cas de dissolution, liquidation, fusion et acquisition/absorption sont également considérés comme des faillites (Heffernan, 2005). Aussi, les banques sous administration provisoire à la date d'échantillonnage sont également supposées défaillantes. En effet, elles sont considérées comme des banques qui auraient fait faillite sans l'intervention du superviseur bancaire ou de l'État.

De la littérature émerge le consensus selon lequel les variables explicatives de la défaillance bancaire sont la combinaison des variables externes prenant en compte l'environnement économique dans lequel les banques évoluent et les variables internes ou microbancaires. Ainsi, les variables retenues dans cette étude peuvent être scindées en trois catégories : (i) les variables microbancaires reflétées dans les états financiers et celles liées à la structure du marché bancaire, (ii) les variables indicatrices liées à la structure de propriété de la banque et (iii) les variables macroéconomiques.

Au titre des variables bancaires, le choix est inspiré du système de notation prudentielle CAMELS (Capital, Qualité des actifs, Gestion, Gains, Liquidité et Sensibilité au risque de marché). La variable d'intérêt de l'étude, le ratio des fonds propres, est mesurée par trois indicateurs en pourcentage : les fonds propres effectifs sur le total actif (*FPE*), les fonds propres de base sur le total actif (*T1*) et les fonds propres durs sur le total actif (*CET1*). Le premier ratio est utilisé dans les estimations de base alors que les deux derniers sont utilisés en robustesse. Ces ratios ont pour objectif d'imposer aux actionnaires des banques de maintenir un minimum de fonds propres pour faire face aux risques encourus en cas de faillite (suivant l'ancienne et la nouvelle norme). Dans le cadre de cette étude, les fonds propres effectifs sont composés des fonds propres de base et des fonds propres complémentaires. Les fonds propres de base sont composés des fonds propres durs et des fonds propres additionnels. Les fonds propres durs sont la composante de meilleure qualité des fonds propres permettant la continuité d'exploitation de l'établissement. Le total actif est non pondéré du risque en absence d'informations détaillées sur les différents actifs en portefeuille. Le signe attendu des coefficients de ces variables est négatif suivant l'idée que le risque de défaillance diminue lorsque les ratios des fonds propres s'améliorent.

Nous considérons le ratio des crédits nets sur le total actif (*CTA*). L'octroi des crédits constitue l'activité principale des banques de l'UEMOA. C'est une activité risquée bien que les banques disposent d'une certaine expertise dans la surveillance du risque lié à l'activité de crédit. Sous l'hypothèse d'une sélection rigoureuse des dossiers de crédit, une augmentation de ce ratio devrait avoir un impact positif sur la survie des banques. Dans le cas contraire, une hausse de ce ratio accroît le risque de dégradation du portefeuille de la banque. Ce ratio capte en outre le degré de diversification des sources de revenu de la banque, un ratio élevé étant le signe d'un faible

degré de diversification. Le signe attendu du coefficient de cette variable est ambigu en théorie. Nous tentons de capter l'effet du risque crédit en introduisant dans le modèle le taux de dégradation du portefeuille des banques (*TDP*). Il correspond au rapport entre les créances en souffrance brutes et le total des crédits bruts. À défaut des données individuelles des banques, nous apprécions le risque de crédit des banques à partir des données agrégées par pays². Le signe attendu du coefficient de cette variable est positif suivant l'idée que la hausse des créances en souffrance réduit l'espérance de vie des banques (Gonzalez-Hermosillo et al., 1997 et Caprio et Klingebiel, 2003).

Nous tenons compte aussi de la part des frais généraux dans le total des charges (*FRG*). Un niveau faible de la part des frais généraux peut signifier une bonne maîtrise des charges ce qui contribue à augmenter la profitabilité de la banque et à assurer ainsi la pérennité de ses activités. D'autre part, les banques ayant des frais généraux élevés peuvent être tentées de choisir des actifs plus risqués en estimant être en mesure de mieux les surveiller ce qui contribue à un risque de défaillance plus élevé. Cependant, une part élevée des frais généraux dans les charges peut avoir un effet positif sur la survie des banques dans la mesure où ces frais peuvent booster la productivité des banques et par conséquent leur rentabilité (Ben Naceur, 2003). Par ailleurs, dans le souci de la maximisation du profit, les banques tendent à engager des dépenses d'exploitation additionnelles, justifiant ainsi la variation dans le même sens entre les frais bancaires généraux et la rentabilité des actifs (Bashir, 2000). L'effet de cette variable sur le risque de défaillance est donc indéterminé en théorie.

Suivant la littérature, nous incluons également dans les estimations les indicateurs de rentabilité (Powow, 2000 et Dabos et Escudero, 2004). Suivant la théorie microéconomique, une entreprise non-rentable ne peut durablement rester sur le marché. La variable *ROE* représente la rentabilité des fonds propres. La part de marché de la banque (*PDM*) est aussi prise en compte (Bikker et Haaf (2000); Cihak and Hesse (2010)) dans les estimations suivant l'idée que la durée de vie d'une banque se réduit à mesure que sa part de marché se rétrécit. Un signe négatif est attendu pour les coefficients de ces variables. La structure du marché est prise en compte à travers le ratio *CR5* (la part de marché des cinq premières banques) ou l'indice de concentration de Herfindhal-Hirschman (*IHH*). Pour la zone UEMOA, Ouédraogo (2012) a montré que la concentration bancaire évolue de pair avec la rentabilité des banques. Un signe positif est attendu pour le coefficient de cette variable.

Au titre des variables indicatrices, nous introduisons quatre variables (*GRP*, *PUB*, *ETRA*, *GRB*) permettant de contrôler la structure de propriété des banques. La variable *GRP* est une variable *dummy* qui prend la valeur de 1 si la banque appartient à un groupe bancaire et 0 sinon. La variable *PUB* est une variable *dummy* qui prend la valeur de 1 si l'État détient plus de 50% du capital de la banque et 0 s'il s'agit d'une banque privée. La variable *ETRA* est une variable *dummy* qui prend la valeur de 1 si plus de 50% du capital de la banque est détenu par les étrangers et 0 sinon. En se référant aux études empiriques antérieures, nous nous attendons à ce que les actionnariats étranger et privé soient des facteurs de réduction du risque de faillite et l'actionnariat public un facteur de risque de faillite (Iannotta et al. (2007); Nicolo et Loukoianova (2007); Laeven et Levine (2009) ; Tanimoune (2009)). La variable *GRB* est une variable indicatrice qui prend la valeur de 1 si la banque est une grande banque (total bilan supérieur à 100 milliards) et 0 sinon. Comme l'indiquent Beck et al. (2013) ainsi que Heid et al. (2004), la taille des actifs bancaires

² Les données individuelles sur les créances en souffrance des banques ne sont pas identifiables à partir des états comptables du fait que les données sont nettes des provisions.

pourrait influencer les décisions de capitalisation et le risque de défaillance. Les grandes banques peuvent bénéficier d'une assurance implicite du fait qu'elles sont perçues comme *Too big to fail* et donc augmenter le risque de leur actif. Les grandes banques pourraient aussi bénéficier d'économies d'échelle qui favorisent leurs rentabilités. Le signe du coefficient de la variable *GRB* est ambigu en théorie.

Demirgüç-Kunt et Detragiache (1998) ont montré que les ralentissements économiques (faible croissance du PIB et forte inflation) affectent négativement la stabilité des banques. Finalement, nous introduisons dans le modèle deux variables macroéconomiques afin de prendre en considération l'état de la conjoncture économique : le taux d'inflation (*INF*) et le produit intérieur brut pris en logarithme (*PIB*). En effet, la stabilité des prix est en général l'un des objectifs recherchés par beaucoup de banques centrales y compris celle de l'UEMOA. Bien que connaissant les effets néfastes d'un niveau élevé d'inflation, les effets d'un niveau modéré d'inflation sont mitigés (Cordeiro, 2002; Athanasoglou et al., 2008; Kamgna et al., 2009). Ainsi, l'impact du taux d'inflation sur le risque de défaillance bancaire est fonction du niveau d'inflation. Une évolution à la hausse du PIB devrait contribuer à améliorer la survie des banques, car l'accroissement de la production augmente les opportunités d'affaires, les revenus et la capacité des agents économiques à honorer leurs engagements. Cependant, en période de croissance, les banques peuvent choisir des actifs plus risqués et être ainsi exposées à un risque de défaillance plus élevé. Néanmoins, nous nous attendons à ce que la hausse du PIB soit un facteur favorable à la survie des banques de l'UEMOA.

III.3 Stratégie d'estimation et données

L'analyse de survie est confrontée à un problème inévitable : la censure des données. Elle prend de nombreuses formes et survient pour de multiples raisons. La distinction la plus fondamentale est celle entre la censure à gauche et la censure à droite. Une observation sur la durée de vie est censurée à droite si l'on sait uniquement qu'elle est supérieure à une durée donnée. Cependant, il peut arriver que l'événement se soit produit avant la date d'analyse sans qu'il soit possible d'en connaître la date exacte. Dans ce cas, l'observation est dite censurée à gauche. C'est-à-dire que la véritable durée de vie de l'entité est inférieure à la durée d'observation. Considérons le cas de l'analyse de survie des banques. Au moment où sont collectées les données des états financiers, certaines banques sont toujours en activité. Pour ces banques, la durée de vie est censurée à droite, puisque l'observation se termine avant que la faillite bancaire ne survienne. Puisque la durée de vie est définie dans le cadre de cette étude comme le nombre réel d'années d'activité d'une banque, la censure à gauche est naturellement évitée. Cependant, la censure à droite est réelle et a été explicitement prise en charge par la méthode de maximum de vraisemblance partielle mobilisée pour l'estimation du modèle à risque proportionnel de Cox (1972).

Les données annuelles micro-bancaires sont issues des états financiers des banques de l'UEMOA publiés sur la page web de la BCEAO. Elles couvrent toutes les 141 banques commerciales des huit pays de l'UEMOA observées sur la période de 2003 à 2015. Les données présentent ainsi la structure de panel non cylindré. Les données macroéconomiques proviennent de deux bases : les données de PIB réel sont issues de la base *World Development Indicators (WDI, 2016)* de la Banque Mondiale et les données de l'indice de prix à la consommation (IPC) proviennent de la base des données statistiques de la BCEAO.

IV. RESULTATS

Avant de présenter les résultats des estimations économétriques, nous faisons une analyse descriptive des principales variables explicatives pour ensuite décrire la fonction de survie inconditionnelle des banques de l'UEMOA.

IV.1 Statistiques descriptives

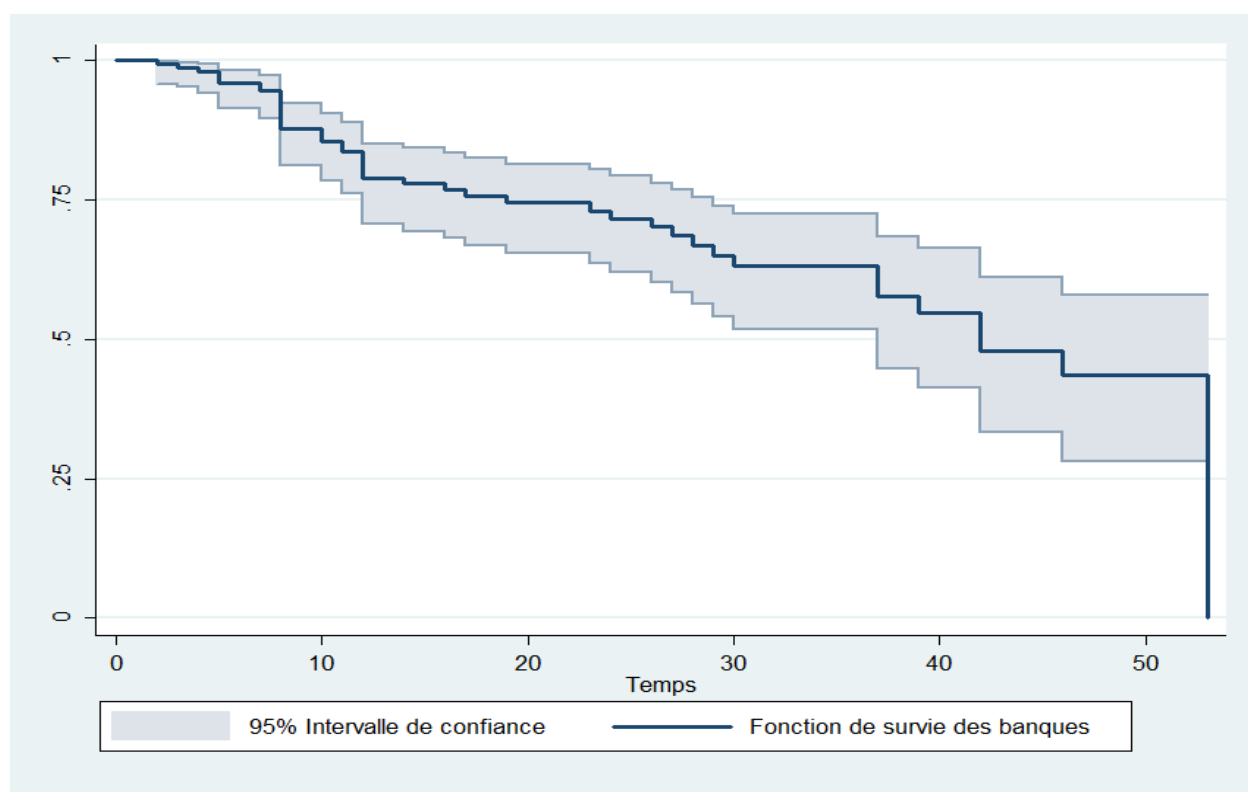
Nous calculons les moyennes de quelques ratios des banques survivantes et de celles défailtantes. Nous testons ensuite l'égalité des moyennes dans ces deux échantillons sous deux hypothèses : l'égalité ou l'inégalité des variances. En rapport avec les objectifs du papier, trois indicateurs ont été retenus pour apprécier la capitalisation bancaire : les fonds propres de base (T1) sur total actif, les fonds propres effectifs (FPE) sur total actif et les fonds propres durs (CET1) sur total actif. Les résultats de cette analyse statistique sont présentés dans le Tableau 2 ci-dessous. Ils suggèrent que les banques défailtantes peuvent se distinguer des survivantes à la lecture de leurs ratios caractéristiques. Les banques défailtantes ont des ratios de capitalisation négatifs, en moyenne -0,84% contre 10,64% pour les banques 'saines' lorsque les fonds propres durs sont considérés. Cette différence est statistiquement significative à 1% quelle que soit l'hypothèse sur les variances des deux échantillons. Cette conclusion demeure inchangée lorsque les fonds propres de base (-1,38% contre 10,68%) et les fonds propres effectifs (-1,39% contre 10,94%) sont considérés. Ce résultat apporte une première illustration de l'importance du rôle des fonds propres dans la survie des banques de l'UEMOA.

Les banques défailtantes se distinguent des banques survivantes par leurs rentabilités négatives. En effet, les statistiques du Tableau 2 montrent que le rendement des actifs (ROA) et la rentabilité des capitaux propres (ROE) sont négatifs en moyenne pour les banques défailtantes (-0,0650 et -0,3070 respectivement). Les différences de rentabilité sont significatives à un risque d'erreur de 1%. L'indicateur z-score qui mesure le risque de défaillance est plus élevé pour les banques survivantes ce qui traduit en moyenne une faible probabilité de défaut des banques survivantes.

Tableau 2 : statistiques descriptives et tests d'égalité de moyennes des variables bancaires (hypothèses de variances égales et inégales)

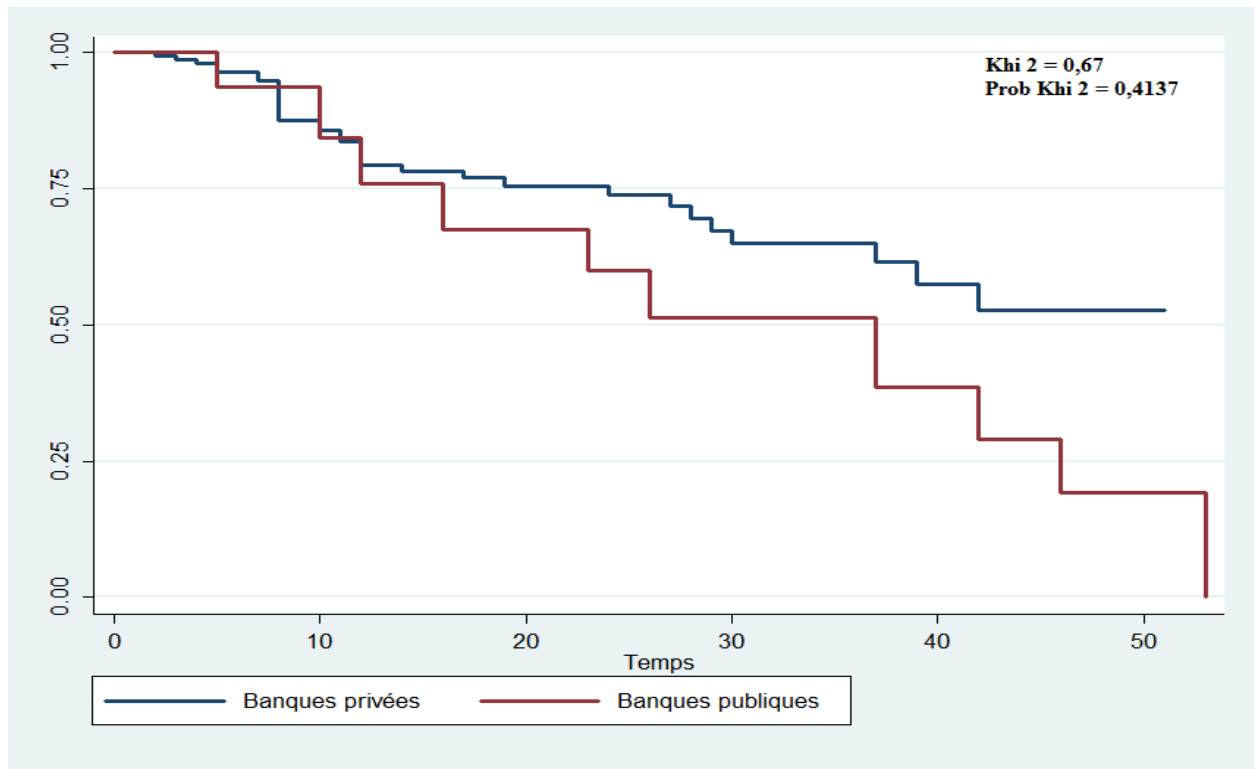
Variables	Définition	Moyenne		Différence	P-values	
		Banques Saines	Banques Défaillantes		Variances égales	Variances inégales
<i>FPE</i>	Fonds propres effectifs sur le total actif (en %)	10,9486	-1,3978	12,3464***	0,0000	0,0000
<i>T1</i>	Fonds propres de base sur le total actif (en %)	10,6828	-1,3856	12,0685***	0,0000	0,0000
<i>CET1</i>	Fonds propres durs sur le total actif (en %)	10,6446	-0,8409	11,4856***	0,0000	0,0000
<i>ROA</i>	Résultat net sur total actif	0,00138	-0,0650	0,06549***	0,0000	0,0000
<i>ROE</i>	Résultat net sur capitaux propres	0,25695	-0,3070	0,56397***	0,0000	0,0000
<i>PDM</i>	Part de marché de la banque à partir du total actif	9,63107	3,8371	5,79395***	0,0000	0,0000
<i>FRG</i>	Part des frais généraux dans des charges (en %)	41,0003	44,8572	-3,8568***	0,0030	0,0005
<i>CTA</i>	Crédits clientèle sur total actif	55,1738	52,8055	2,36830**	0,1178	0,0471
<i>z-score</i>	Indicateur de défaillance z-score	8,42565	3,22255	5,20310***	0,0000	0,0000

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

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

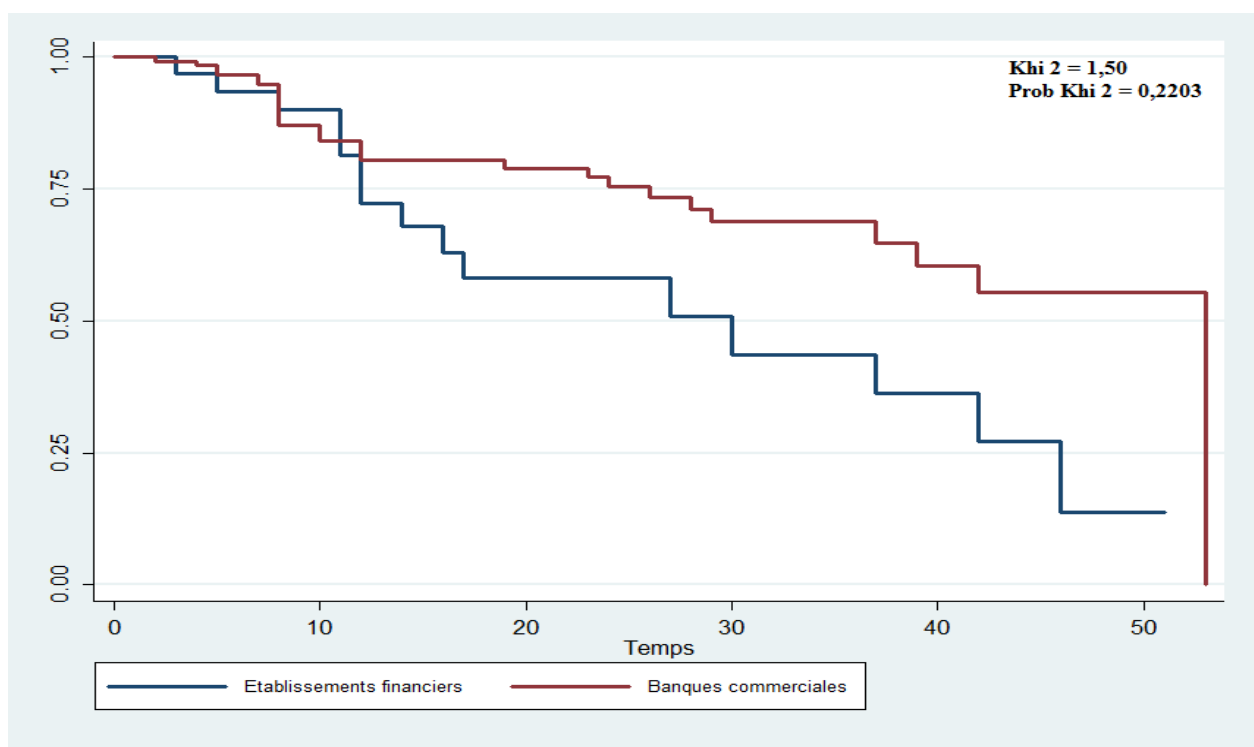
Source : calculs et représentation de l'auteur à partir des données de la BCEAO

Graphique 2 : Comparaison des fonctions de survie, banques privées et banques publiques



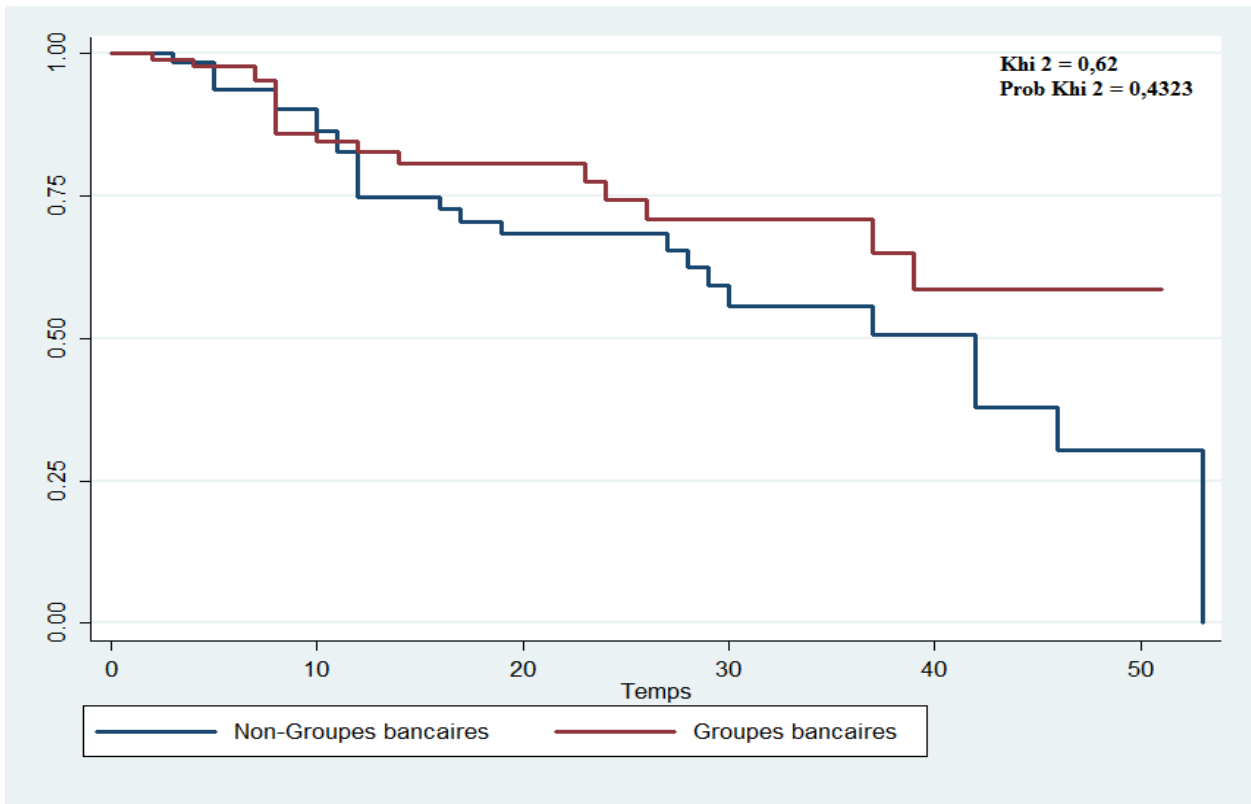
Source : calculs et représentation de l'auteur à partir des données de la BCEAO

Graphique 3 : Comparaison des fonctions de survie, banques commerciales et établissements financiers



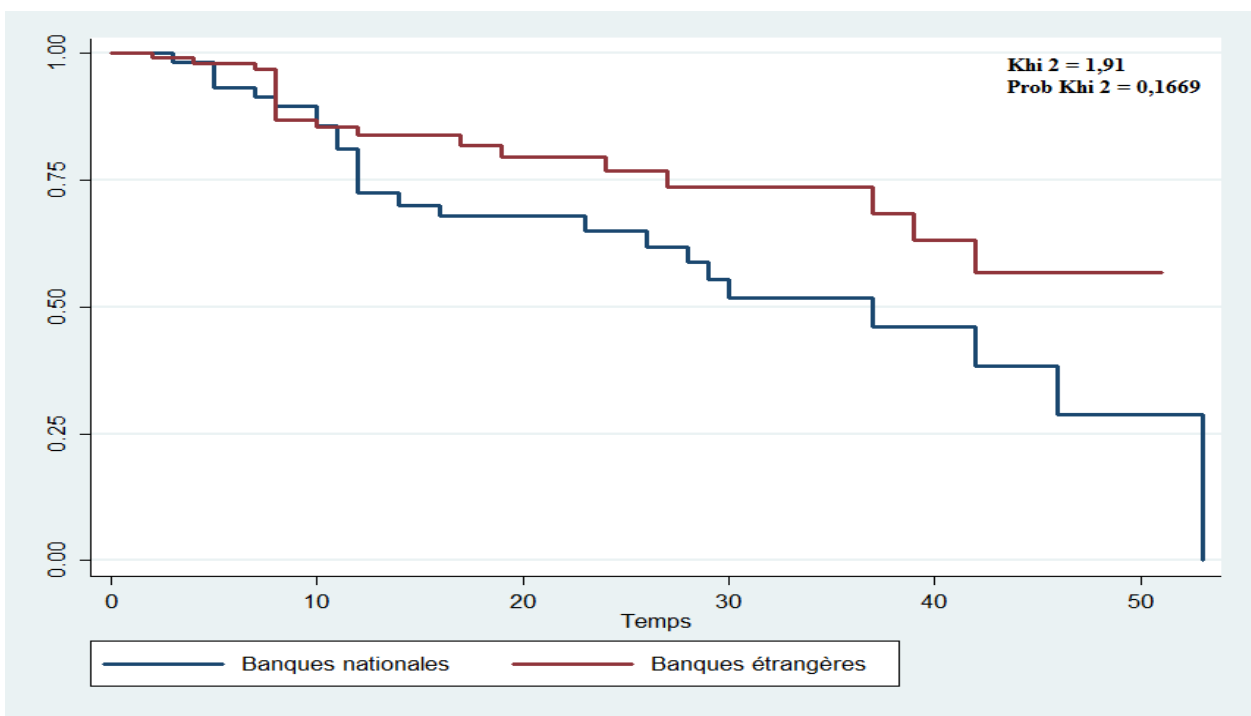
Source : calculs et représentation de l'auteur à partir des données de la BCEAO

Graphique 4 : Comparaison des fonctions de survie, groupes bancaires et les banques n'appartenant pas à un groupe bancaire



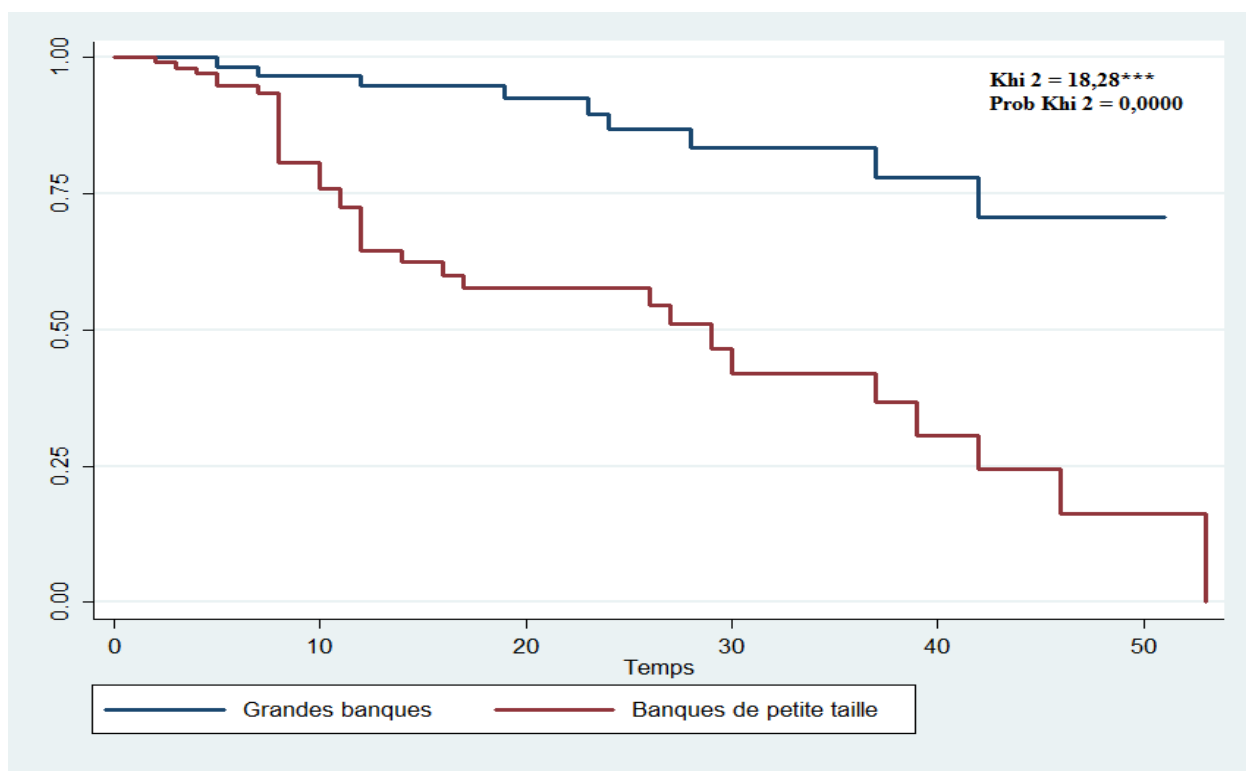
Source : calculs et représentation de l'auteur à partir des données de la BCEAO

Graphique 5 : Comparaison des fonctions de survie, banques nationales et banques étrangères



Source : calculs et représentation de l'auteur à partir des données de la BCEAO

Graphique 6 : Comparaison des fonctions de survie, grandes banques et les banques de petite taille



Source : calculs et représentation de l'auteur à partir des données de la BCEAO

Par ailleurs, le Tableau 2 montre que les banques défaillantes sont moins performantes dans la gestion des frais généraux que les banques survivantes. De plus, elles disposent en moyenne trois fois moins de part de marché que les banques survivantes. La structure des emplois montre que la part des crédits accordés à la clientèle dans le total actif est de 55,17% dans les banques survivantes contre 52,80% dans les banques défaillantes. Cette différence est significative à 5% sous l'hypothèse de variances inégales et significative à 11,78% sous l'hypothèse de variances égales.

Nous décrivons ensuite la fonction de survie inconditionnelle des banques de l'UEMOA en usant de l'estimateur de Kaplan-Meier (1958). Nous effectuons une comparaison graphique des fonctions de survie par catégorie de banque. Les probabilités des tests économétriques d'égalité des fonctions de survie (test de Wilcoxon) sont reportées sur les graphiques. Les résultats sont représentés sur les Graphiques 1 à 6. Le Graphique 1 présente la fonction de survie des banques de l'UEMOA entourée de son intervalle de confiance à 95%. Il montre que le taux de survie des banques après cinq, dix et vingt ans est respectivement de 98%, 86% et 75%. Le Graphique 2 montre que la survie des banques privées est meilleure que celle des banques publiques à partir de quinze ans. Cependant, cette différence n'est pas significative ($p = 0,4323$) lorsqu'on considère toute la durée de vie. La fonction de survie des banques commerciales domine celle des établissements financiers à partir de la douzième année (Graphique 3). Toutefois, l'hypothèse d'égalité des fonctions de survie est rejetée avec une probabilité critique de 0,2203. L'appartenance à un groupe bancaire, ne semble pas faire la différence en matière de survie des banques (Graphique 4). À un risque d'erreur de 16,7%, les banques étrangères ont une probabilité de survie plus élevée que celle des banques nationales (Graphique 5). Sur le

Graphique 6, l'allure de la courbe de survie des grandes banques se distingue fondamentalement de celle des banques de petite taille. Cette différence significative à un risque de 1% traduit le risque porté par les banques de petite taille qui ont moins de chance de survie que les grandes banques. Ce résultat est en ligne avec celui du test d'égalité des parts de marché des banques suivantes et celles défailtantes (Tableau 2).

IV.2 Résultats des estimations

Les résultats des estimations économétriques de l'équation (9) à partir de la méthode de maximum de vraisemblance partielle sont présentés dans le Tableau 3 ci-dessous³. Les variables sont introduites progressivement dans le modèle afin d'évaluer la contribution des différents types de variables (colonnes [1] à [7]). La colonne [1] présente les estimations lorsque les variables micro-bancaires sont retenues. À partir de cette estimation de base, nous ajoutons les variables indicatrices (colonnes [2] à [5]). Les conditions macroéconomiques sont ensuite introduites dans les estimations (colonnes [6] et [7]). La colonne [8] présente les coefficients des estimations du modèle complet avec toutes les variables. Les statistiques du test de Wald montrent que la qualité globale de l'ajustement est plus élevée lorsque les conditions macroéconomiques sont prises en compte (colonnes [7] et [8]). Les coefficients des différentes variables de l'étude présentent des signes attendus. Cependant, seuls quelques-uns sont statistiquement significatifs aux seuils conventionnels.

Le Tableau 3 montre globalement que la variable d'intérêt de l'étude, le ratio de capitalisation (*FPE*), est significative à un risque d'erreur de 1% dans toutes les régressions. Le signe négatif des coefficients associés à cette variable indique que le ratio des fonds propres influence positivement la survie des banques de l'UEMOA. En d'autres termes, plus une banque est capitalisée plus le risque de défaillance est contenu. En effet, l'érosion des fonds propres remet en cause la liquidité et la solvabilité de la banque. Cette dernière aura du mal à se refinancer sur le marché interbancaire et à honorer ses échéances. Sans intervention du régulateur, les tensions de trésorerie répétitives entraîneront une panique bancaire du fait de la crainte des déposants de l'insolvabilité de la banque, ce qui au final précipitera sa faillite.

Le modèle complet (colonne [8]) suggère qu'une augmentation d'une unité du ratio des fonds propres entraîne une réduction de 2,40% ($100 \times [\exp(-0,0243) - 1]$) de la probabilité de défaillance. Ce résultat corrobore les conclusions des tests de comparaison des moyennes des ratios de fonds propres des banques survivantes avec ceux des banques défailtantes (Tableau 2). Ils sont en ligne avec les résultats empiriques obtenus par Powo (2007) et Dannon et Lobez (2014) qui trouvent pour la zone UEMOA que les ratios de capital réglementaire contribuent à réduire le risque de défaillance des banques respectivement sur la période 1980-1995 et 2000-2010.

La part de marché et la concentration bancaire favorisent la survie des banques. Les banques commerciales qui s'accaparent des parts substantielles de marché ont une probabilité de survie plus élevée. Une augmentation d'un point de la part de marché augmente la probabilité de survie de 16,03%. Sur les places bancaires les plus concentrées de la zone les banques ont plus de chances de survie. Une diminution d'un point du ratio de concentration réduit la probabilité de survie de 7,9%. La qualité du portefeuille est un déterminant significatif de la survie des banques. Le coefficient de cette variable est significativement positif dans toutes les régressions à des

³ Les estimations économétriques ne couvrent que les banques commerciales. Les établissements financiers ne sont pas pris en compte.

seuils conventionnels. Ce résultat suggère que l'espérance de vie d'une banque dépend de sa capacité à sélectionner les dossiers de crédit par des outils adéquats. En effet, en absence de garanties réelles, les déclassements en créance en souffrance induisent la constitution de provisions qui érodent le capital des banques. Le coefficient de cette variable (0,0181) implique qu'une augmentation d'un point de cette variable accroît en moyenne la probabilité de faillite de l'ordre de 1,79%. Le ratio des crédits nets sur le total actif (*CTA*) est significatif à 10% avec un signe négatif. Ce résultat, conforme aux attentes, est en ligne avec ceux de Powo (2000) et Dannon et Lobe (2014). Plus ce ratio augmente, plus le risque de défaillance est contenu.

S'agissant des effets des variables macroéconomiques, nous observons que l'accroissement du PIB pris en logarithme est associé à un risque de défaillance plus faible. Le coefficient de cette variable est significativement négatif à 10%. Ce résultat, conforme à nos anticipations et aux études empiriques antérieures [Demirgüç-Kunt et Detragiache (1998) ; Powo (2007) ; Dannon et Lobe (2014)], indique non seulement que les banques choisissent les actifs les moins risqués durant les périodes de croissance économique, mais aussi que l'amélioration des revenus augmente la capacité des agents économiques à honorer leurs engagements (Jokipii et Milne (2008); Houston et al. (2010)). L'inflation s'est révélée néfaste à l'activité bancaire dans l'UEMOA. Son coefficient est positif et significatif à un risque d'erreur de 10%. Une baisse d'un point du niveau d'inflation augmente la probabilité moyenne de survie des banques de l'ordre de 12%.

Nous ré-estimons l'équation (9) en retardant les variables micro-bancaires d'une, deux et trois périodes afin d'identifier les variables capables de prédire à un horizon de trois ans maximum la probabilité de défaillance ou de survie d'une banque. Les résultats sont présentés dans le Tableau 4 ci-dessous (colonnes [3] à [8]). Ils montrent avec des significativités statistiques allant de 5% à 1% que les niveaux des fonds propres expliquent la probabilité de survie ou de défaillance sur un horizon maximum de trois années d'avance. Nous testons la robustesse de nos résultats avant de présenter leurs implications.

IV.3 Tests de robustesse

Nous soumettons nos résultats à trois types de tests de robustesse. Premièrement, nous utilisons des variables microbancaires alternatives. En ce qui concerne, la variable d'intérêt, nous proposons l'utilisation des fonds propres de base (T1) et les fonds propres durs (CET1) en lieu et place des fonds propres effectifs (FPE). Ensuite, nous utilisons l'indice de Herfindahl-Hirschman (IHH) en lieu et place de l'indice CR5 pour capter la structure du marché bancaire. Nous introduisons également dans les estimations la variable z-score qui est une mesure de la fragilité bancaire reconnue dans la littérature (Roy (1952), Blair et Heggstad (1978), Boyd et Graham (1986), Goyeau et Tarazi (1992), Cihak et Hesse, (2010) ; Maechler et al. (2007)). Les résultats des estimations sont présentés dans le Tableau 4 (colonnes [1] et [2]). Ils montrent que l'utilisation de mesures alternatives n'altère pas les principales conclusions. Les ratios des fonds propres, la part de marché de la banque ainsi que l'inflation sont significatifs à un risque d'erreur d'au moins 5%.

Le deuxième test de robustesse se concentre sur la variable d'intérêt : le ratio des fonds propres. Il s'appuie sur l'analyse des bornes extrêmes (*Extreme Bounds Analysis* (EBA)). L'idée principale de l'analyse des bornes extrêmes est simple. Il s'agit d'estimer l'équation (9) en retenant dans le vecteur des variables explicatives la variable d'intérêt avec toutes les combinaisons possibles des autres variables de contrôle et en les incluant progressivement jusqu'à obtenir le modèle complet. Lorsque la variable d'intérêt apparaît statistiquement significative dans une proportion assez importante des modèles estimés, elle est déclarée robuste, sinon elle est qualifiée de fragile. Si

les bornes extrêmes supérieure et inférieure ont le même signe, la variable est dite robuste au sens de Leamer (1985). La règle de décision retenue dans l'approche de Sala-i-Martin (1997) est définie comme suit : la variable est déclarée robuste si la fonction de densité cumulée évaluée à zéro est supérieure à 95% ($CDF(0) > 0,95$). Dans le cas contraire, elle est fragile. La méthode d'analyse des bornes extrêmes (EBA) est présentée de manière détaillée en annexe A. Au total 159 combinaisons possibles ont servi de base des estimations. Les résultats de ces différentes approches sont présentés dans le Tableau 5 ci-dessous. Les résultats de cette analyse montrent qu'au sens de Leamer (1985), le ratio des fonds propres est un déterminant robuste de la survie des banques commerciales de l'UEMOA dans la mesure où les deux bornes extrêmes sont de même signe négatif. Les deux approches de Sala-i-Martin (1997) confirment ce résultat.

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

Variables	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
Variables bancaires								
Ratio FPE	-0,0216*** (0,004)	-0,0230*** (0,004)	-0,0221*** (0,005)	-0,0217*** (0,004)	-0,0240*** (0,005)	-0,0247*** (0,004)	-0,0245*** (0,004)	-0,0243*** (0,004)
Qualité du portefeuille	0,0243*** (0,007)	0,0267*** (0,007)	0,0251*** (0,007)	0,0256*** (0,007)	0,0288*** (0,007)	0,0201* (0,011)	0,0303*** (0,008)	0,0181* (0,011)
CR5	0,0001 (0,023)	-0,0022 (0,022)	0,0011 (0,023)	-0,0138 (0,027)	-0,0016 (0,021)	-0,0808* (0,047)	-0,0154 (0,025)	-0,0823* (0,046)
Part de marché	-0,2161*** (0,074)	-0,2171*** (0,078)	-0,2139*** (0,074)	-0,1456* (0,079)	-0,2187*** (0,078)	-0,1692** (0,081)	-0,1380* (0,077)	-0,1747** (0,075)
Ratio Crédit/Actif	-0,0201 (0,013)	-0,0190 (0,013)	-0,0170 (0,012)	-0,0209 (0,013)	-0,0194 (0,012)	-0,0201 (0,013)	-0,0233* (0,013)	-0,0227* (0,013)
ROE	-0,1449 (0,150)	-0,1042 (0,149)	-0,1237 (0,149)	-0,1133 (0,148)	-0,0839 (0,150)	0,0284 (0,150)	-0,0090 (0,146)	0,0513 (0,154)
Frais généraux	0,0077 (0,014)	0,0126 (0,014)	0,0098 (0,014)	0,0064 (0,014)	0,0158 (0,015)	0,0160 (0,015)	0,0118 (0,014)	0,0109 (0,014)
Variables indicatrices								
Appartenance à un groupe		-0,5314 (0,389)				-0,1307 (0,508)	-0,1806 (0,466)	-0,1616 (0,513)
Banque publique			0,5341 (0,457)			0,0884 (0,498)	-0,0771 (0,506)	0,2283 (0,496)
Grande banque				-1,1784 (0,855)		-1,2319 (0,978)	-1,3419 (0,966)	-1,2306 (0,979)
Banque étrangère					-0,8634** (0,421)	-0,7992 (0,692)	-0,8361 (0,650)	-0,6623 (0,707)
Variables économiques								
Logarithme du PIB réel						-1,1554* (0,657)		-1,2376* (0,695)
Inflation							0,1017* (0,059)	0,1134* (0,062)
Statistique de Wald	110,72	117,39	115,94	112,06	113,02	110,02	147,19	134,87
Prob. Wald	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Observations	1 190	1 190	1 190	1 190	1 190	1 190	1 190	1 190

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

Tableau 4 : Résultat des estimations du modèle de survie semi-paramétrique de Cox

Variabiles	[1] Utilisation de variables bancaires alternatives	[2] Utilisation de variables bancaires alternatives	[3] Variables bancaires retardées d'une période	[4] Variables bancaires retardées d'une période	[5] Variables bancaires retardées de deux périodes	[6] Variables bancaires retardées de deux périodes	[7] Variables bancaires retardées de trois périodes	[8] Variables bancaires retardées de trois périodes
Variabiles bancaires								
Ratio FPE			-0,0249*** (0,005)	-0,0273*** (0,005)	-0,0238*** (0,006)	-0,0258*** (0,005)	-0,0248*** (0,009)	-0,0232** (0,010)
Ratio T1	-0,0236*** (0,004)							
Ratio CET1		-0,0235*** (0,004)						
Qualité du portefeuille	0,0156 (0,012)	0,0159 (0,012)	0,0084 (0,009)	-0,0022 (0,011)	0,0056 (0,010)	-0,0041 (0,013)	0,0134 (0,011)	0,0047 (0,013)
IHH	-0,1671 (0,153)	-0,1643 (0,151)						
CR5			0,0075 (0,026)	-0,0620 (0,055)	0,0091 (0,025)	-0,0511 (0,050)	-0,0046 (0,029)	-0,0495 (0,047)
Part de marché	-0,1950** (0,085)	-0,1944** (0,086)	-0,1338* (0,081)	-0,1748* (0,092)	-0,1207 (0,100)	-0,1576 (0,101)	-0,0943 (0,094)	-0,1150 (0,101)
Ratio Crédit/Actif	-0,0214 (0,014)	-0,0214 (0,014)	-0,0463*** (0,013)	-0,0431*** (0,014)	-0,0308** (0,014)	-0,0267* (0,015)	-0,0190 (0,014)	-0,0150 (0,014)
z-score	0,0141 (0,014)	0,0138 (0,014)						
ROE			-0,0976 (0,136)	-0,0893 (0,151)	-0,2269 (0,200)	-0,2148 (0,174)	-0,2834* (0,161)	-0,2988** (0,146)
Frais Généraux	0,0052 (0,015)	0,0044 (0,015)	-0,0082 (0,013)	-0,0061 (0,012)	0,0026 (0,014)	0,0025 (0,014)	0,0143 (0,014)	0,0143 (0,014)
Variabiles indicatrices								
Appartenance à un groupe	-0,1289 (0,491)	-0,1368 (0,488)	-0,4767 (0,394)	-0,4768 (0,457)	-0,4594 (0,533)	-0,4948 (0,583)	-0,2140 (0,473)	-0,1979 (0,488)
Banque publique	0,2420 (0,561)	0,2683 (0,561)	0,0874 (0,466)	0,1988 (0,451)	-0,1655 (0,518)	-0,0096 (0,470)	-0,5414 (0,652)	-0,3767 (0,676)
Grande banque	-0,8915 (0,873)	-0,8914 (0,871)	-2,2021* (1,269)	-2,0146 (1,399)	-1,9993* (1,142)	-1,7391 (1,191)	-1,9858** (0,885)	-1,7716** (0,876)
Banque étrangère	-0,6068 (0,638)	-0,5607 (0,631)	-1,3295** (0,603)	-1,2362* (0,646)	-1,0754* (0,653)	-0,9273 (0,693)	-0,8676 (0,571)	-0,7529 (0,597)
Variabiles économiques								
Logarithme du PIB réel	-1,0342 (0,708)	-1,0165 (0,705)		-1,1996* (0,703)		-1,0098 (0,682)		-0,7812 (0,659)
Inflation	0,1307** (0,065)	0,1313** (0,063)		-0,0044 (0,084)		0,0388 (0,072)		0,0192 (0,069)
Statistique de Wald	165,05	162,69	65,77	58,77	51,22	52,47	28,53	40,49
Prob. Wald	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0027	0,0001
Observations	1 180	1 180	1 049	1 049	924	924	799	799

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

Tableau 5 : Analyse des bornes extrêmes (EBA) du coefficient du ratio des fonds propres

Approche	B. Inf	B. Sup	CDF(0)	Conclusion
Leamer (1985)	-0,0245	-0,0196	-	Robuste
Sala-i-Martin (1997) (1)	-0,0245	-0,0196	0,9999	Robuste
Sala-i-Martin (1997) (2)	-0,0245	-0,0196	0,9999	Robuste

Source : calculs de l'auteur sous le logiciel Stata. B. Inf = borne inférieure, B. Sup= borne supérieure. (1) représente l'approche de Sala-i-Martin (1997) avec l'hypothèse que les coefficients suivent une distribution normale. (2) représente l'approche de Sala-i-Martin (1997) avec l'hypothèse que les coefficients ne suivent aucune distribution particulière.

Troisièmement, nous testons la robustesse de nos résultats à l'approche d'analyse de survie. En effet, les estimations effectuées jusqu'ici sont basées sur le modèle de risque proportionnel de Cox (1972) suivant une approche semi-paramétrique. Les conclusions de notre analyse économétrique sont-elles valables lorsque l'approche paramétrique est retenue ? Pour répondre à cette question, nous reprenons les estimations en postulant que la durée de vie des banques suit une distribution spécifique. Trois distributions sont testées dans ce papier : la distribution exponentielle, Weibull et Gompertz. La fonction de défaillance et la fonction de survie associées à ces distributions sont présentées dans le Tableau 6 ci-dessous.

Tableau 6 : Distributions de survie retenues dans les tests de robustesse

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

Source : l'auteur

Les résultats des estimations suivant l'approche paramétrique sont présentés en annexe B Tableaux 7, 8 et 9. Ils sont en ligne avec ceux obtenus avec le modèle de Cox (1972) : le ratio des fonds propres, la part de marché et le PIB influencent positivement la survie des banques alors que la dégradation du portefeuille de crédit accroît le risque de défaillance des banques. Le coefficient associé à la variable CR5 est significativement négatif (Tableaux 7, 8 et 9 ; colonne [8]) suggérant que plus l'activité bancaire est concentrée entre un nombre réduit de banques, plus le risque de défaillance est réduit. Les différents tests de sensibilité montrent globalement que nos principaux résultats sont immunisés contre l'utilisation de variables alternatives et le choix de l'approche d'analyse. L'analyse des bornes extrêmes (ABE) valide le caractère robuste de la variable d'intérêt de l'étude.

IV.4 Implications des résultats

Quelles sont les principales implications des résultats de cette recherche ? Les nouvelles normes de fonds propres sont-elles pertinentes ? Les résultats de nos différentes estimations montrent la pertinence des nouvelles normes sur plusieurs points. Premièrement, nos résultats ont montré le rôle crucial joué par les fonds propres dans la survie des banques de l'UEMOA et la nécessité de leurs encadrements par les régulateurs. Dans la mesure où les ratios de fonds propres prédisent

la probabilité de survie des banques sur un horizon allant de un à trois ans, ils constituent des indicateurs de premier plan dans la surveillance des banques, dans la mise en place de systèmes d'alerte précoce et dans l'implémentation des stress tests. Dans ce sens, une des innovations importantes des nouvelles normes de fonds propres réside dans la mise en place d'une batterie de ratios en fonction de la qualité des composantes de fonds propres (CET1, T1 et FPE) et des différents coussins (de conservation, contra-cyclique, systémique et ratio de levier). L'extension des risques couverts aux risques opérationnels et de marché est de nature à préserver la survie des banques en cas de survenance de ces risques. L'évolution graduelle des seuils fixés pour les différents ratios des fonds propres à l'horizon de 2022 constitue un levier supplémentaire de la solidité du système bancaire. La mise en application de ces nouvelles normes de fonds propres couplée avec le relèvement du capital minimum des banques de la zone devrait avoir à terme un effet positif sur la survie des banques de la zone.

Deuxièmement, les estimations ont établi que le taux de dégradation du portefeuille joue également un rôle majeur dans la survie des banques. Ce résultat implique qu'une attention particulière doit être accordée à la qualité du portefeuille dans le cadre de la surveillance des établissements bancaires. À cet effet, le nouveau dispositif prudentiel, contrairement à l'ancien se révèle pertinent au regard de sa flexibilité vis-à-vis du traitement différencié réservé aux institutions bancaires en fonction de la qualité de leurs portefeuilles. En effet, dans le cadre de la pondération des risques, la BCEAO se réserve l'application des pondérations plus élevées aux risques lorsque le taux de dégradation du portefeuille de la banque dépasse sur deux trimestres consécutifs un certain seuil à fixer (BCEAO, 2017). Cette instruction vise à encourager les banques à surveiller rigoureusement la qualité de leurs portefeuilles afin de minimiser les risques de défaillance⁴. La significativité de la part de marché suggère également que les régulateurs de l'UEMOA devront aussi accorder plus d'attention aux banques de petite taille ou nouvellement installées qui disposent de parts restreintes de marché.

Troisièmement, la relation robuste entre l'activité économique (PIB) et la survie des banques suggère une surveillance renforcée des banques durant les phases du cycle économique dans la mesure où en période de récession le repli des revenus et les difficultés de remboursement peuvent ébranler les banques. De même, en période de surchauffe de l'activité, les banques peuvent prendre des risques excessifs. Les nouvelles normes se révèlent une fois de plus pertinentes dans la mesure où les coussins de conservation sont destinés à absorber ces chocs conjoncturels. Aussi, en période d'expansion, les coussins contra-cycliques peuvent être activés par les régulateurs pour limiter l'accumulation excessive de risques par les banques. Enfin, l'effet significatif et négatif de l'inflation sur la survie des banques dans les estimations de base implique que l'objectif de stabilité des prix poursuivi par la BCEAO est en phase avec ses objectifs de stabilité du système bancaire et de prévention de crises financières. Le niveau faible de l'inflation dans la zone UEMOA aurait significativement contribué à la survie des banques sur la période d'étude en créant un environnement macroéconomique favorable à la prise de décision des agents économiques.

⁴ En plus de cette instruction, sous l'égide de la BCEAO, les bureaux d'information de crédit (BIC) ont été mis en place dans la zone UEMOA afin de faciliter le partage et l'accès aux informations sur le profil des demandeurs de crédit. Cette mesure facilite la sélection des dossiers de crédit par les banques et devra réduire à terme leurs taux de dégradation du portefeuille. Les études récentes (Baah et al. (2016, 2017)) ont montré que la mise en place des bureaux d'information de crédit a contribué à réduire significativement les risques de crédit dans les quinze (15) pays africains étudiés.

V. CONCLUSION

Les autorités monétaires de l'UEMOA ont initié la refonte des règles prudentielles applicables aux banques de la zone pour les faire converger vers les nouvelles règles de Bâle II et III qui entrent en vigueur à compter du 1^{er} janvier 2018. L'objectif visé est de promouvoir la résilience du secteur, inciter les banques à revenir à leurs fondamentaux, renforcer la bonne gouvernance des institutions bancaires et limiter le risque systémique porté par les banques fragiles et les groupes bancaires. Dans ce contexte, les nouvelles exigences minimales de fonds propres constituent une des pierres angulaires de l'architecture du nouveau dispositif. Même si les banques de l'UEMOA ont été plus ou moins épargnées par la crise financière de 2007, les études empiriques s'accordent sur le fait que la crise bancaire d'envergure subie par cette zone dans les années 1980 est intrinsèquement liée à la mauvaise gestion des banques et la dégradation du cadre macroéconomique. À l'aube de cette convergence vers les standards internationaux, ce papier s'est interrogé objectivement sur la pertinence de ces nouvelles normes de fonds propres à travers l'analyse empirique de la survie des banques de la zone. Les nouvelles exigences de fonds propres peuvent-elles promouvoir la résilience de l'industrie bancaire de la zone et la survie des banques qui la composent ? Quel rôle jouent les fonds propres réglementaires dans la survie des banques de l'UEMOA ? Ces questions s'avèrent importantes non seulement pour éviter la réplication des crises bancaires dans l'UEMOA, mais aussi compte tenu des coûts substantiels de ces crises dans un contexte où le système bancaire de la zone draine la majeure partie des financements des économies.

À partir des défaillances bancaires observées dans la zone de 2003 à 2015, le papier a tenté d'apporter des réponses à ces questions en analysant les principaux déterminants de la survie des banques de l'UEMOA afin d'isoler le rôle joué par les variables micro-bancaires plus précisément les fonds propres réglementaires. En usant des modèles de durée non-paramétriques, semi-paramétriques et paramétriques estimés par la méthode de maximum de vraisemblance partielle, l'étude a démontré que les variables bancaires et les conditions macroéconomiques sont les principaux déterminants de la survie des banques de l'UEMOA. Les fonds propres jouent un rôle incontournable dans la survie des banques en réduisant de manière significative leur probabilité de faillite. Les estimations ont révélé qu'ils disposent d'une capacité à prédire les difficultés bancaires sur un horizon temporel allant de un à trois ans. La structure du marché bancaire, la part du marché, le taux de dégradation du portefeuille, l'inflation et la conjoncture économique sont les autres variables révélées significatives dans l'explication de la survie des banques de l'UEMOA. La robustesse des résultats a été contrôlée à travers l'utilisation d'approches et indicateurs alternatifs et l'analyse des bornes extrêmes (ABE).

Les résultats mettent en lumière la nécessité d'un encadrement plus efficace des fonds propres des banques. Dans cette optique, les nouvelles normes des fonds propres sont pertinentes à plus d'un titre : (i) l'instauration d'une série de ratios de fonds propres en fonction de la qualité des composantes, (ii) la mise en place des différents coussins supplémentaires (conservation, contra-cyclique et systémique), (iii) la couverture des risques opérationnels et de marché en plus du risque de crédit et (iv) l'application possible des pondérations différenciées suivant le taux de dégradation du portefeuille de la banque. Les résultats plaident pour une meilleure gestion des institutions bancaires relativement au pilotage des fonds propres et à la prise de risque. Les estimations ont montré que plus le niveau d'inflation augmente plus les banques sont en détresse. Aussi, en phase de récession, la probabilité de défaillance des banques est plus élevée. Ces résultats suggèrent d'une part la poursuite de l'objectif de stabilité des prix par la BCEAO et

d'autre part la surveillance accrue des banques dans les différentes phases du cycle économique afin d'activer en temps opportun la constitution des différents coussins prévus par le nouveau dispositif prudentiel. En outre, les estimations ont montré que la faiblesse de la part de marché est un indicateur de vulnérabilité des banques. À cet égard, l'étude recommande la surveillance particulière des banques de petite taille et nouvellement installées qui disposent de parts restreintes de marché. Enfin, la structure du marché bancaire de l'UEMOA influence la survie des banques. L'étude recommande la prise en compte de ce paramètre dans l'octroi de nouveaux agréments afin d'éviter un secteur bancaire très concurrentiel qui ne favorise pas la stabilité et la survie des banques. L'étude ouvre la voie aux recherches futures qui peuvent explorer le rôle des institutions ou de la gouvernance dans la survie des banques de l'UEMOA.

BIBLIOGRAPHIE

Angora A. (2006), 'Les déterminants des crises bancaires dans les pays de l'Union Monétaire Ouest Africaine (UMOA) : une approche empirique', Laboratoire d'Analyse et de Prospective Économiques (LAPE), Université de Limoges (France).

Athanasoglou P., Brissimis S., Delis M. (2008), 'Bank-specific, industry specific and macroeconomic determinants of bank profitability', *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, vol. 18 (2), pp. 121-136.

Baah A. K, Agboyor E. K., Fiador V. O., Osei K. A. (2016), 'Does Information Sharing Promote or Detract from Bank Returns: Evidence from Ghana', *African Development Review*, vol. 28 (3), pp. 332-343.

Baah A. K, Agboyor E. K., Ansa-Adu K., Gyeke-Dako A. (2017), 'Bank credit risk and credit information sharing in Africa: Does credit information sharing institutions and context matter?', *Research in International Business and Finance*, vol. 42(C), pp. 1123-1136.

Bashir A. (2000), 'Assessing the Performance of Islamic Banks: Some Evidence from the Middle East 1993-1998', Papier présenté à la 8^{ième} Conférence de l'Economic Research Forum (ERF), Amman, Jordanie, novembre.

BCEAO (Banque centrale des États de l'Afrique de l'Ouest), divers rapports et instructions de la Commission bancaire, www.bceao.int/.

BCEAO (2000), 'Dispositif prudentiel applicable aux banques et aux établissements financiers de l'Union Monétaire Ouest Africaine (UMOA) à compter du 1^{er} janvier 2000'.

BCEAO (2017), 'Dispositif prudentiel applicable aux établissements de crédit et aux compagnies financières de l'Union Monétaire Ouest Africaine'.

Beck T., De Jonghe O., Schepens G. (2013), 'Bank Competition and Stability: Cross-Country Heterogeneity', *Journal of Financial Intermediation*, vol. 22 (2), pp. 218-244.

Ben Naceur S. (2003), 'The determinants of the Tunisian banking industry profitability: panel evidence', Conférence Annuelle ERF.

Bichsel, R., Blum J. (2004), 'The Relationship between Risk and Capital in Swiss Commercial Banks: a Panel Study', *Applied Financial Economics*, vol. 14, pp. 591-597.

Bikker J. A., Haaf K. (2002), 'Competition, Concentration and Their Relationship: An Empirical Analysis of the Banking Industry', *Journal of Banking and Finance*, vol. 26 (11), pp. 2191-2214.

Blair R., Heggstad A. (1978), 'Bank portfolio regulation and the probability of bank failure', *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 10 (1), pp. 88-93.

Blum J. M. (1999), 'Do capital adequacy requirements reduce risks in banking?' *Journal of Banking and Finance*, vol. 23 (5), pp. 755-771.

Boyd J. H., Graham S. L. (1986), 'Risk, Regulation and Holding Company Expansion', Federal Reserve Bank of Minneapolis, *Quarterly Review*, issue Spr, pp. 2-17.

Camara B. (2010), 'Réglementation prudentielle et risque bancaire : incidence de la structure et du niveau du capital réglementaire', thèse soutenue publiquement le 7 décembre 2010 pour obtenir le grade de docteur de l'université de Limoges en sciences économiques, 221 p.

Caprio G., Klingebiel D. (2003), 'Episodes of systemic borderline crises', In: Klingebiel, D., Ed., The World Bank, Washington DC.

Cihak M., Hesse H. (2010), 'Islamic Banks and Financial Stability: An Empirical Analysis', *Journal of Financial Services Research*, 38 2-3, pp. 95-113.

Cordeiro J. (2002), 'Different Monetary Systems: Costs and Benefits to Whom?' Universidad Central de Venezuela (UCV), Caracas (Venezuela).

Cox D. R. (1972), 'Regression Models and Life-Tables', *Journal of the Royal Statistical Society Series B- (Methodological)*, vol. 34 (2), pp. 187-220.

Dabos M., Sosa Escudero W. (2004), 'Explaining and Predicting Bank Failure Using Duration Models: The Case of Argentina after the Mexican Crisis', *Revista de Analisis Economico*, vol. 19 (1), pp. 31-49.

Dannon P., Lobez F. (2014), 'La régulation bancaire dans l'Union économique et monétaire ouest-africaine est-elle efficace ?', *Revue d'Economie Financière*, 2014/4(N°116).

Delaite, M-F. (2012), 'Les fonds propres bancaires au cœur de la crise financière', *Mondes en développement* (4), N°160, pp. 117-132.

Delis M. D., Staikouras P. K. (2011), 'Supervisory Effectiveness and Bank Risk', *Review of Finance*, vol. 15, pp. 511-543.

Demirgüç-Knut A., Detragiache E. (1998), 'The determinants of banking crises in developing and developed countries', *IMF Staff Papers*, 45(1), pp. 81-109.

Freixas, X. & Rochet, J.C. (2008), 'Microeconomics of banking', Second Edition, Cambridge, MA, MIT Press.

Gonzalez-Hermosillo B., Pazarbasioglu C., Billings R. (1997), 'Determinants of Banking System Fragility: A Case Study of Mexico', *IMF Fund Staff Papers*, 44 (3), pp. 295-314.

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

Heffernan, S. A. (2005), 'Modern banking', Chichester, West Sussex, England; Hoboken, NJ: John Wiley & Sons.

Heid F., Porath D., Stolz S. (2004), 'Does Capital Regulation Matter for Bank Behavior? Evidence for German Savings Banks' Discussion Paper Series 2: Banking and Financial Studies 2004, 03, Deutsche Bundesbank.

Hosmer D. W., Lemeshow S. (1999), 'Applied Survival Analysis: Regression Modelling of Time to Event Data', Canada: John Wiley & Sons, Ltd.

- Houston J. F., Lin C., Lin P., Ma Y. (2010), 'Creditor Rights, Information Sharing and Bank Risk Taking', *Journal of Financial Economics*, vol. 96, pp. 485-512.
- Iannotta G., Nocera G., Sironi A. (2007), 'Ownership Structure, Risk and Performance in the European Banking Industry', *Journal of Banking and Finance*, vol. 31, pp. 2127-2149.
- Jeitschko T. D., Jeung S. D. (2004), 'The Effect of Capitalization on Banks' Risk Under Regulation and Managerial Moral Hazard: A Theoretical and Empirical Investigation'. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=629414>.
- Jokipii T., Milne A. (2008), 'The Cyclical Behaviour of European Bank Capital Buffers', *Journal of Banking and Finance*, vol. 32, pp. 1440-1451.
- Kamgna S. Y., Tinang Nzesseu J., Tsombou Kinfa C. (2009), 'Macro prudential Indicators for CEMAC Banking System', *MPRA Working Paper*, N°16555.
- Kaplan E. L., Meier P. (1958), 'Nonparametric Estimation from Incomplete Observations', *Journal of the American Statistical Association*, 53 (282), pp. 457-481.
- Kim, D. & Santomero, A. M. (1988), 'Risk in banking and capital regulation', *Journal of Finance*, vol. 43, pp. 1219-1233.
- Koehn M., Santomero A. M. (1980), 'Regulation of bank capital and portfolio risk', *Journal of Finance*, vol. 35, pp. 1235-1244.
- Laeven L., Levine R. (2009), 'Bank Governance, Regulation and Risk Taking', *Journal of Financial Economics*, vol. 93, pp. 259-275.
- Lane W. R., Looney S. W., Wansley J. W. (1986), 'An Application of the Cox Proportional Hazards Model to Bank Failure', *Journal of Banking and Finance*, vol. 10(4), pp. 511-31.
- Lapetit L., Nys E., Rous P., Tarazi A. (2008), 'Bank Income Structure and Risk: an empirical Analysis of European Banks', *Journal of Banking and Finance*, vol. 32 (8) pp. 1452-1467.
- Leamer E. E. (1985), 'Sensitivity Analyses Would Help', *American Economic Review*, 57(3), pp. 308-13.
- Levine R., Renelt D. (1992), 'A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions', *American Economic Review*, 82(4), pp. 942-963.
- Levine R., Zervos S. J. (1993), 'What We Have Learned About Policy and Growth from Cross-Country Regressions?' *American Economic Review*, 83(2), pp. 426-430.
- Maechler A. M., Mitra S., Worrell D. (2007), 'Decomposing Financial Risks and Vulnerabilities in Eastern Europe', *IMF Working Paper*, N° WP/07/248.
- McKinnon R.I. (1973), 'Money and capital in economic development', the Brooking Institution, Washington.
- Mishkin F. (2007), 'Monnaie, banque et marchés financiers', nouveaux horizons, 8^{ième} édition.

Morrison A. D., White L. (2005), 'Crises and Capital Requirements in Banking', *American Economic Review*, vol. 95 (5), pp. 1548-1572.

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

Nicolo G. D., Loukoianova E. (2007), 'Bank Ownership, Market Structure and Risk', *IMF Working Paper*, N° WP/07/215.

Nouy D. (2006), 'Renforcement de la gouvernance d'entreprise dans les établissements bancaires', Banques des règlements internationaux, Presse et communication, 32 p.

Ouedraogo S. (2012), 'Concentration bancaire, profitabilité et développement financier bancaire dans l'UEMOA', *Revue Economique et Monétaire de la BCEAO*, N° 12, décembre 2012.

Plihon D., Couppey-Soubeyran J., Saidane D. (2006), 'Les banques acteurs de la globalisation financière', Paris, La documentation Française.

Powo F. (2000), 'Les déterminants des faillites bancaires dans les pays en voies de développement: le cas de l'Union Économique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA)', Université de Montréal.

Roy A.D. (1952), 'Safety First and the Holding of Assets', *Econometrica*, vol. 20 (3), pp. 431-449.

Saadaoui Z. (2010), 'Capitalisation et prise de risque des banques dans les pays émergents', *Brussels Economic Review*, vol. 53 (3/4).

Sala-I-Martin X. X. (1997), 'I just ran two million regressions', *The American Economic Review*, vol. 87 (2), pp. 178-183.

Shaw E.S. (1973), 'Financial deepening in economic development', New-York 1973, Oxford University Press.

Sheldon G. (1995), 'A limit-risk capital adequacy rule: An alternative approach to capital adequacy regulation for banks with an empirical application to Switzerland', *Swiss Journal of Economics and Statistics*, vol. 131 (IV), pp. 773-805.

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

Tanimoune N. A. (2009), 'Performances bancaires dans l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine : les effets « taille » et « structure actionnariale » sont-ils pertinents ?' *Revue Economique et Monétaire de la BCEAO*, N° 5, juin 2009.

ANNEXE A : l'Analyse des bornes extrêmes (EBA)

L'idée de base de l'analyse des bornes extrêmes est de tester la robustesse d'une variable en l'incluant dans les estimations avec toutes les combinaisons possibles des variables de contrôle. À l'issue des K estimations, les coefficients $\hat{\beta}_k$ de la variable d'intérêt ainsi que les écarts-types associés $\hat{\sigma}_k$ sont collectés. Les indicateurs de la qualité de l'ajustement tels que le R carré ajusté (\bar{R}_k^2) ou la vraisemblance (L_k) sont également collectés pour l'analyse de robustesse. Dans le cadre de cette étude, la statistique du test de Wald (W_k) a été utilisée pour apprécier la qualité de l'ajustement.

Il existe deux versions d'analyse des bornes extrêmes : une version dite contraignante proposée par Leamer (1985), qui se concentre sur les bornes supérieures et inférieures des coefficients estimés et une version plus flexible développée par Sala-i-Martin (1997). L'approche de Leamer est considérée comme contraignante en raison de ses critères très stricts dans le choix des variables. En effet, une variable est déclarée fragile même si elle apparaît robuste dans toutes les régressions sauf une. Pour toute variable explicative donnée, les bornes extrêmes inférieure et supérieure sont définies comme les valeurs minimales et maximales de $\hat{\beta}_k \pm \eta \hat{\sigma}_k$ dans les K modèles estimés, où η est la valeur critique pour un niveau de confiance donné. Pour le niveau de confiance conventionnel de 95%, η sera donc égal à environ 1,96. Si les bornes extrêmes supérieure et inférieure ont le même signe, la variable est dite robuste. Inversement, si les bornes sont de signes opposés, la variable est déclarée fragile.

La probabilité d'obtenir une variable robuste suivant l'approche de Leamer est faible, comme l'ont montré plusieurs études (Levine et Renelt, 1992 ; Levine et Zervos, 1993, Sala-i-Martin, 1997). L'approche de Sala-i-Martin (1997) répond valablement à la rigueur perçue de l'approche de Leamer. L'auteur propose une méthode alternative pour l'analyse des bornes extrêmes qui se concentre sur la distribution entière des coefficients estimés et pas seulement sur ses bornes extrêmes. Il assigne un certain niveau de confiance - la valeur de CDF (0) - à la robustesse de chaque variable qui correspond à la fraction de la distribution cumulative de la variable qui se trouve de chaque côté de zéro. Ensuite, une variable est considérée robuste si une plus grande proportion de ses coefficients estimés se situe du même côté de zéro. L'auteur propose deux variantes pour son analyse des bornes extrêmes : un modèle normal, dans lequel les coefficients de régression estimés sont supposés suivre une distribution normale et un modèle générique, qui ne suppose aucune distribution particulière des coefficients. Pour estimer le modèle normal, nous calculons premièrement la moyenne pondérée des coefficients $\hat{\beta}_k$ et les variances $\hat{\sigma}_k$.

$$\bar{\beta} = \sum_{k=1}^K \omega_k \hat{\beta}_k ; \bar{\sigma}^2 = \sum_{k=1}^K \omega_k \hat{\sigma}_k^2 ; \text{avec } \omega_k = \frac{W_k}{\sum_{k=1}^K W_k} \quad (10)$$

où ω_k représente les pondérations appliquées aux résultats de chaque modèle estimé. Dès que les coefficients moyens pondérés et les erreurs-types sont connus, nous calculons la fonction de densité cumulée évaluée à zéro notée CDF (0) sur la base de la distribution normale supposée des coefficients de régression telle que $\beta \sim \mathcal{N}(\bar{\beta}, \bar{\sigma}^2)$.

En ce qui concerne le modèle générique, Sala-i-Martin (1997) propose d'estimer séparément la fonction de densité cumulative de chaque modèle et les regrouper en une fonction de densité cumulée agrégée et évaluée à zéro, CDF (0) qui servira alors d'indication de la robustesse de la variable. Il propose d'utiliser la distribution d'échantillonnage des coefficients estimés pour obtenir

une CDF (0) individuelle notée $\theta_k(0|\hat{\beta}_k, \hat{\sigma}_k^2)$ pour chaque modèle estimé. Ensuite, il calcule le CDF (0) global pour le coefficient β comme la moyenne pondérée de tous les CDF (0) individuels:

$$\theta(0) = \sum_{k=1}^K \omega_k \theta_k(0|\hat{\beta}_k, \hat{\sigma}_k^2) \quad (11)$$

ANNEXE B

Tableau 7 : Résultat des estimations du modèle de survie paramétrique avec une distribution exponentielle

Variables	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
Variables bancaires								
Ratio FPE	-0,0188*** (0,002)	-0,0192*** (0,002)	-0,0190*** (0,002)	-0,0192*** (0,002)	-0,0187*** (0,003)	-0,0236*** (0,004)	-0,0195*** (0,002)	-0,0234*** (0,004)
Qualité du portefeuille	0,0171*** (0,005)	0,0192*** (0,005)	0,0166*** (0,005)	0,0194*** (0,005)	0,0211*** (0,006)	0,0340*** (0,007)	0,0230*** (0,006)	0,0338*** (0,007)
CR5	-0,0487*** (0,009)	-0,0520*** (0,010)	-0,0515*** (0,010)	-0,0540*** (0,010)	-0,0533*** (0,010)	-0,0225 (0,016)	-0,0606*** (0,011)	-0,0204 (0,017)
Part de marché	-0,1940*** (0,067)	-0,1915*** (0,069)	-0,1978*** (0,070)	-0,1143* (0,069)	-0,1959*** (0,070)	-0,1621** (0,080)	-0,1079 (0,071)	-0,1633** (0,081)
Ratio Crédit/Actif	-0,0276*** (0,008)	-0,0250*** (0,009)	-0,0245*** (0,008)	-0,0281*** (0,008)	-0,0258*** (0,008)	-0,0113 (0,009)	-0,0256*** (0,008)	-0,0123 (0,009)
ROE	-0,2404** (0,113)	-0,2251** (0,114)	-0,2113* (0,117)	-0,2224* (0,117)	-0,2327** (0,114)	-0,2082* (0,119)	-0,1722 (0,122)	-0,1932 (0,123)
Frais généraux	-0,0092 (0,008)	-0,0063 (0,009)	-0,0090 (0,009)	-0,0074 (0,009)	-0,0065 (0,009)	0,0142 (0,013)	-0,0052 (0,009)	0,0120 (0,013)
Variables indicatrices								
Appartenance à un groupe		-0,4745 (0,333)				-0,2680 (0,367)	-0,3154 (0,351)	-0,3309 (0,386)
Banque publique			0,7066* (0,373)			0,7187 (0,505)	0,4184 (0,433)	0,7861 (0,492)
Grande banque				-1,1662 (0,754)		-0,6635 (0,747)	-1,2668* (0,745)	-0,6544 (0,750)
Banque étrangère					-0,6554* (0,362)	-0,3805 (0,525)	-0,3783 (0,431)	-0,2872 (0,516)
Variables économiques								
Logarithme du PIB réel						-0,2451*** (0,082)		-0,2521*** (0,081)
Inflation							0,0693 (0,086)	0,0837 (0,073)
Statistique de Wald	451,26	448,52	475,19	478,11	434,34	539,09	498,16	559,23
Prob. Wald	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Observations	1 190	1 190	1 190	1 190	1 190	1 190	1 190	1 190

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

Tableau 8 : Résultat des estimations du modèle de survie paramétrique avec une distribution de Weibull

Variables	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
Variables bancaires								
Ratio FPE	-0,0196*** (0,003)	-0,0201*** (0,003)	-0,0201*** (0,003)	-0,0211*** (0,002)	-0,0210*** (0,003)	-0,0252*** (0,004)	-0,0210*** (0,003)	-0,0249*** (0,004)
Qualité du portefeuille	0,0144*** (0,006)	0,0162*** (0,005)	0,0159*** (0,006)	0,0189*** (0,006)	0,0214*** (0,007)	0,0321*** (0,008)	0,0210*** (0,007)	0,0315*** (0,008)
CR5	-0,0628*** (0,012)	-0,0661*** (0,013)	-0,0667*** (0,013)	-0,0770*** (0,014)	-0,0782*** (0,014)	-0,0371* (0,021)	-0,0779*** (0,014)	-0,0348* (0,021)
Part de marché	-0,2658*** (0,082)	-0,2634*** (0,084)	-0,2626*** (0,084)	-0,1448* (0,084)	-0,1432* (0,086)	-0,1945** (0,093)	-0,1438* (0,084)	-0,1985** (0,093)
Ratio Crédit/Actif	-0,0363*** (0,009)	-0,0336*** (0,009)	-0,0320*** (0,009)	-0,0323*** (0,009)	-0,0336*** (0,009)	-0,0154 (0,012)	-0,0356*** (0,010)	-0,0163 (0,013)
ROE	-0,2083* (0,117)	-0,2006* (0,117)	-0,1892 (0,121)	-0,1529 (0,118)	-0,1597 (0,122)	-0,1742 (0,120)	-0,1396 (0,128)	-0,1627 (0,124)
Frais généraux	-0,0107 (0,010)	-0,0076 (0,010)	-0,0080 (0,010)	-0,0056 (0,010)	-0,0040 (0,010)	0,0150 (0,014)	-0,0057 (0,010)	0,0117 (0,013)
Variables indicatrices								
Appartenance à un groupe		-0,4281 (0,356)	-0,3785 (0,365)	-0,4744 (0,365)	-0,3591 (0,365)	-0,2059 (0,422)	-0,3894 (0,372)	-0,2530 (0,428)
Banque publique			0,2449 (0,413)	0,1675 (0,411)	-0,1008 (0,519)	0,1311 (0,565)	-0,0446 (0,509)	0,1805 (0,559)
Grande banque				-1,6242** (0,785)	-1,6419** (0,804)	-1,0900 (0,785)	-1,6361** (0,800)	-1,0531 (0,778)
Banque étrangère					-0,4492 (0,488)	-0,5894 (0,584)	-0,3789 (0,480)	-0,4893 (0,577)
Variables économiques								
Logarithme du PIB réel						-0,2722*** (0,092)		-0,2777*** (0,091)
Inflation							0,0785 (0,087)	0,0873 (0,069)
Statistique de Wald	203,90	198,93	224,43	265,57	256,76	308,77	266,95	329,60
Prob. Wald	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Observations	1 190	1 190	1 190	1 190	1 190	1 190	1 190	1 190

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

Tableau 9 : Résultat des estimations du modèle de survie paramétrique avec une distribution de Gompertz

Variabes	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
Variabes bancaires								
Ratio FPE	-0,0206*** (0,003)	-0,0210*** (0,003)	-0,0211*** (0,003)	-0,0222*** (0,003)	-0,0220*** (0,003)	-0,0249*** (0,004)	-0,0220*** (0,003)	-0,0247*** (0,004)
Qualité du portefeuille	0,0168*** (0,006)	0,0185*** (0,006)	0,0181*** (0,006)	0,0212*** (0,006)	0,0240*** (0,007)	0,0321*** (0,007)	0,0237*** (0,007)	0,0318*** (0,007)
CR5	-0,0546*** (0,011)	-0,0575*** (0,012)	-0,0588*** (0,012)	-0,0678*** (0,013)	-0,0694*** (0,014)	-0,0342* (0,020)	-0,0691*** (0,014)	-0,0322 (0,021)
Part de marché	-0,2722*** (0,087)	-0,2703*** (0,089)	-0,2686*** (0,089)	-0,1531* (0,089)	-0,1542* (0,091)	-0,1820** (0,090)	-0,1551* (0,090)	-0,1844** (0,091)
Ratio Crédit/Actif	-0,0282*** (0,009)	-0,0258*** (0,010)	-0,0242** (0,010)	-0,0234** (0,010)	-0,0244** (0,010)	-0,0109 (0,011)	-0,0258*** (0,010)	-0,0115 (0,012)
ROE	-0,2284** (0,112)	-0,2176* (0,112)	-0,2032* (0,116)	-0,1810 (0,114)	-0,1892 (0,117)	-0,1999* (0,117)	-0,1745 (0,120)	-0,1894 (0,119)
Frais généraux	-0,0098 (0,009)	-0,0071 (0,009)	-0,0071 (0,009)	-0,0042 (0,009)	-0,0027 (0,009)	0,0128 (0,013)	-0,0044 (0,009)	0,0101 (0,013)
Variabes indicatrices								
Appartenance à un groupe		-0,3939 (0,351)	-0,3378 (0,358)	-0,4532 (0,357)	-0,3262 (0,347)	-0,2111 (0,395)	-0,3525 (0,354)	-0,2528 (0,403)
Banque publique			0,3235 (0,402)	0,2715 (0,391)	-0,0292 (0,503)	0,2490 (0,560)	0,0161 (0,495)	0,2966 (0,554)
Grande banque				-1,6191** (0,806)	-1,6277** (0,819)	-1,1080 (0,809)	-1,6079** (0,809)	-1,0695 (0,799)
Banque étrangère					-0,4964 (0,498)	-0,5189 (0,566)	-0,4311 (0,491)	-0,4297 (0,561)
Variabes économiques								
Logarithme du PIB réel						-0,2137** (0,092)		-0,2193** (0,092)
Inflation							0,0697 (0,080)	0,0780 (0,070)
Statistique de Wald	229,36	226,17	245,76	286,80	272,53	336,63	285,13	367,13
Prob. Wald	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Observations	1 190	1 190	1 190	1 190	1 190	1 190	1 190	1 190

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

HETEROGENEITE DES ECONOMIES DE LA CEDEAO : QUEL DEFI POUR UNE POLITIQUE MONETAIRE COMMUNE ?

Ruben DJOGBENOU* Désiré KANGA† Aboudou OUATTARA‡

Résumé

Les pays de la CEDEAO aspirent à une monnaie unique, ce qui implique une politique monétaire commune. Or l'expérience de la zone euro nous instruit que l'hétérogénéité des pays membres d'une union, notamment monétaire, a des implications importantes en termes de transmission des chocs et plus particulièrement ceux de la politique monétaire.

Cet article examine de façon prospective les conditions d'une plus grande efficacité de la politique monétaire dans la CEDEAO. Dans cette optique, il analyse la question fondamentale de l'identification des formes d'hétérogénéité qui existent dans la zone CEDEAO en décrivant la structure de trois secteurs (réel, bancaire, industriel) de l'économie.

Il en ressort que les pays de la zone CEDEAO présentent une forte hétérogénéité mais peuvent être regroupés en trois grandes catégories. D'un côté, le Maroc (potentiel adhérent), le Cap-Vert et le Nigeria qui disposent de structures économiques relativement avancées. Au niveau intermédiaire, la Côte d'Ivoire, le Ghana et le Sénégal dont les structures économiques se sont significativement améliorées sur la période récente, et les autres pays constituant le troisième groupe. D'un autre côté, à l'aide d'un modèle vectoriel autorégressif avec interactions sur données de Panel (IPVAR), cet article met en évidence l'influence des caractéristiques structurelles des économies sur la transmission de la politique monétaire commune. Nous montrons que la transmission d'un choc de politique monétaire sera affaiblie dans les pays ayant une faible qualité des institutions et un niveau d'endettement public élevé. À l'opposé, la profondeur du secteur bancaire est un facteur d'accélération de la transmission de la politique monétaire. Nos résultats appellent à une plus grande prise en compte des différences entre les économies dans l'élaboration de la stratégie de développement de la CEDEAO, au-delà des considérations d'ordre politique.

INFORMATIONS SUR L'ARTICLE

Historique de l'article : soumis le 31 juillet 2018.

Reçu en première version révisée : le 3 décembre 2018.

Reçu en deuxième version révisée : le 12 décembre 2018.

Accepté le 14 décembre 2018.

Classification JEL : E5, E6, F3, F45.

Mots clés : CEDEAO, hétérogénéité, politique monétaire, IPVAR.

*Cabinet de l'Economiste en Chef du Premier Ministre du Sénégal, Email : moondjo@gmail.com

†ENSEA (Abidjan) et SOAS (Londres), Email : kanga.desire@gmail.com.

‡Auteur correspondant. CESAG (Dakar), Email: aboudou.ouattara@cesag.edu.sn.

Abstract

ECOWAS countries aspire to a single currency, which implies a common monetary policy. However, the experience of the euro zone shows us that the heterogeneity of the member countries of a union, namely a monetary union, has important implications in terms of shocks' transmission and more particularly those of monetary policy.

This article investigates the conditions for greater effectiveness of monetary policy in ECOWAS. In this context, it analyzes the fundamental question of identifying the forms of heterogeneity that exist in the ECOWAS zone by describing the structure of three economic sectors (real, banking and industrial).

It appears that ECOWAS countries are highly heterogeneous and can be grouped into three broad categories. On the one side, Morocco (prospective member country), Cabo Verde and Nigeria which has relatively advanced economic structures. At the intermediate level, Côte d'Ivoire, Ghana and Senegal, whose economic structures have improved significantly over the recent period, and the remaining countries constituting the third group. On the other side, using an Interacted Panel VAR (IPVAR), this article highlights the influence of the structural features of economies on the common monetary policy transmission. We show that the monetary policy shock transmission will be weakened in countries with low institutional quality and a high level of public debt. In contrast, the banking sector's depth is a major factor in accelerating the transmission of monetary policy. Our results call for greater consideration of the differences between economies in the setting of ECOWAS development strategy beyond political considerations.

ARTICLE INFORMATIONS

Article history: *submitted July 31, 2018.*

Received in first revised: December 3, 2018.

Received in second revised: December 12, 2018.

Accepted: December 14, 2018.

JEL Classification: E5, E6, F3, F45.

Keywords: ECOWAS, heterogeneity, monetary policy, IPVAR.

I. INTRODUCTION

La Communauté Economique des Etats de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO) est une union économique composée de quinze membres dont huit sont regroupés en une union monétaire à savoir l'Union Monétaire Ouest Africaine (UMOA) et six en un espace monétaire, la Zone Monétaire Ouest Africaine (ZMAO)¹. Les pays membres de cette Union poursuivent pour la majorité des objectifs différents en matière de politique économique. D'un côté, les pays de l'UMOA partagent une monnaie commune, et de l'autre côté, les sept autres pays ont leur propre monnaie, leur propre politique monétaire et des priorités macroéconomiques différentes. Tous ces pays sont caractérisés par des tailles différentes, des structures économiques et sociales différentes, des cadres juridiques différents, des politiques budgétaires et une gestion des finances publiques différente. Ces différences pouvant être fortes sont connues sous le terme d'*hétérogénéité* des Etats membres qui composent la zone. De nombreuses études ont confirmé la forte hétérogénéité de cette zone avec des réponses spécifiques des différents pays à un choc commun (ex. Alagidede et al., 2012; Gammadigbé, 2015; Grekou, 2005; Houssa, 2008; Tapsoba, 2010).

Malgré cette forte hétérogénéité entre les économies, les autorités politiques ambitionnent de créer une monnaie unique à l'horizon 2020². Une telle initiative hérite des divergences entre les économies rendant la future zone monétaire, *a priori*, non optimale en raison de la réponse asymétrique des pays membres à un choc commun; du moins si l'on se limite à la théorie des zones monétaires optimales (Mundell, 1961). Cette sous-optimalité est renforcée en l'absence de mobilité des facteurs de production, de flexibilité des prix et des salaires, d'une forte intégration commerciale entre les pays de l'Union et de mécanismes d'ajustement conjoncturel autres que le taux de change (Cooper, 1976; Ingram, 1969; Johnson, 1970; Kenen, 1969; Kindleberger, 1986; McKinnon, 1963; Mundell, 1961). Une non-viabilité d'une union monétaire rend inopérante une politique monétaire commune (Mundell, 1961). La majorité des travaux s'accordent sur la non viabilité d'une union monétaire dans la CEDEAO (Grekou, 2005) en raison principalement de l'asymétrie dans la transmission des chocs au sein des pays membres de l'union (Alagidede et al., 2012; Houssa, 2008).

En marge de cette théorie traditionnelle des zones monétaires optimales (ZMO), une autre littérature s'est imposée dans les années 90 et met l'accent sur l'*endogénéité des critères d'une ZMO*. Selon ce courant de pensée, toute union créée *a posteriori* ses propres facteurs d'optimalité (Frankel et Rose, 1998; Rose, 2000). Dès lors, la forte hétérogénéité d'une zone ne constitue pas un frein en soi à la formation d'une union monétaire.

D'un point de vue théorique, la création d'une union monétaire au sein de la CEDEAO n'est donc pas impossible. Les Etats membres de la zone ont d'ailleurs adopté en 1999 des critères de convergence et instauré des mécanismes multilatéraux de surveillance en vue d'assurer une convergence des économies en prélude à la monnaie unique. Les principaux critères de convergence (critères de premier rang) sont les suivants : (i) le solde global ne devrait pas être en-deçà de -4% du PIB, (ii) l'inflation annuelle ne devrait pas excéder 5%, (iii) le financement du déficit

¹ L'UMOA est composée du Bénin, du Burkina Faso, de la Côte d'Ivoire, de la Guinée Bissau, du Mali, du Niger, du Sénégal et du Togo. La ZMAO, quant à elle, comprend la Gambie, le Ghana, la Guinée, le Nigeria, le Liberia et la Sierra Leone. L'autre pays de la CEDEAO est le Cap-Vert.

² Voir la déclaration du mini-sommet tenu à Accra (Ghana) des chefs d'Etats de la CEDEAO le 21/02/2018. L'idée d'une monnaie commune a été émise en 1983. Mais ce n'est qu'en Avril 2000 que les Etats membres ont affiché leur intention de créer cette union monétaire en 2004. La mise en place de la ZMAO participait à la mise en place de la monnaie commune.

par la Banque Centrale de chaque Etat membre devrait être plafonné à 10% des prévisions des recettes budgétaires de l'année précédente et (iv) les réserves de change doivent couvrir au moins six (6) mois d'importations.

Une analyse récente montre une absence de convergence des économies de la zone (Gammadigbé, 2015). De plus, peu de pays respectent les critères relatifs au déficit budgétaire et à l'inflation. Cette dernière semble être maîtrisée dans les pays de l'UMOA (inférieure à 3%) mais pas dans les autres pays de la CEDEAO (plus de 7%). De fortes disparités continuent donc d'exister entre les pays de la zone. Par ailleurs, la zone est susceptible de s'élargir à de nouveaux membres notamment le Maroc et la Tunisie, ce qui pourrait renforcer l'hétérogénéité existante. Dans ces conditions, l'efficacité d'une politique monétaire commune, conséquence de la monnaie commune, ferait face à de nombreux défis relatifs à l'effectivité de ses canaux de transmission. En effet, la littérature indique que la transmission de la politique monétaire commune est asymétrique dans une union monétaire hétérogène. Cette asymétrie provient des différences entre les structures des économies.

L'objectif de cet article est d'analyser la réaction des pays membres à un choc commun de politique monétaire à la lumière de l'hétérogénéité de leurs économies. Certes, il existe une littérature abondante portant sur la transmission de la politique monétaire dans certains pays ou unions de la CEDEAO. Mais à notre connaissance, aucune de ces études n'a effectué une analyse prospective de la réaction des pays membres à un choc de politique monétaire dans la CEDEAO.

Notre analyse se veut originale à plusieurs égards. Tout d'abord, elle réexamine les différentes formes d'hétérogénéité dans la CEDEAO à la lumière des développements récents, notamment l'entrée (probable) du Maroc. Pour y parvenir, nous nous inspirons de la caractérisation de l'hétérogénéité fournie par Jondeau et Sahuc (2008). Dans leurs travaux, ces auteurs définissent trois formes d'hétérogénéité à savoir l'hétérogénéité structurelle, l'hétérogénéité politique et l'hétérogénéité conjoncturelle ou stochastique. L'hétérogénéité structurelle traduit les différences dans les structures des différentes économies (spécialisation industrielle, structures financières, degré d'ouverture, composition du commerce extérieur, rigidité des prix et des salaires, ...) tandis que l'hétérogénéité politique fait référence aux choix de politiques monétaire, fiscale et de régulation des pays membres. L'hétérogénéité conjoncturelle (stochastique) se réfère à l'asymétrie des chocs entre les pays-membres de l'union. De façon précise, nous étudions les secteurs bancaire, financier et industriel des pays de la CEDEAO pour analyser l'hétérogénéité structurelle. De plus, les principaux agrégats macroéconomiques (PIB, consommation, exportation, importation, inflation, déficit budgétaire, dette publique, valeurs ajoutées des secteurs primaires, secondaires et tertiaires) rendent compte des différents choix opérés par les différents pays constituant ainsi une analyse indirecte de l'hétérogénéité politique. Par ailleurs, l'article examine l'hétérogénéité conjoncturelle en analysant d'une façon originale la transmission d'un choc commun de politique monétaire au sein des pays membres de l'union. Ensuite, nous mettons en évidence l'asymétrie dans la transmission d'un choc commun de politique monétaire tout en expliquant les facteurs à l'origine des différences dans la transmission entre les pays. Pour ce faire, nous nous appuyons sur deux outils d'analyse. Au regard de la grande variété des indicateurs permettant de cerner le niveau d'hétérogénéité dans une zone économique, nous recourons à la classification (K-means et ascendante hiérarchique) pour catégoriser les pays en des groupes homogènes. Par la suite, nous effectuons une Analyse Vectorielle Autorégressive avec Interactions en Panel (IPVAR) qui permet d'isoler l'influence des hétérogénéités structurelles et politiques dans la transmission d'une politique monétaire commune dans la zone CEDEAO.

Nous montrons que les pays de la zone CEDEAO présentent une forte hétérogénéité qui nous a conduits à les classer en trois grandes catégories. D'un côté, le Maroc et le Nigeria qui disposent de structures économiques relativement avancées. Au niveau intermédiaire, nous avons la Côte d'Ivoire, le Ghana et le Sénégal dont les structures économiques se sont significativement améliorées sur la période récente. Les autres pays font face à des défis plus importants. Cette hétérogénéité influencerait la transmission de la politique monétaire commune qui sera conduite. Plus particulièrement, nous montrons que la politique monétaire est plus efficace dans les pays dotés d'institutions de bonne qualité et ceux dans lesquels le niveau d'endettement public est moindre. En outre, la santé du secteur bancaire (profondeur du système financier et vulnérabilité du secteur bancaire) constitue un autre facteur de transmission de la politique monétaire. La concurrence bancaire aurait un impact sur la transmission d'un choc de politique monétaire au crédit à l'économie tandis que la capitalisation n'influencerait pas cette transmission.

La suite de l'article est organisée comme suit. Tout d'abord, nous présentons des travaux relatifs au rôle de l'hétérogénéité dans la transmission de la politique monétaire dans la section 2. Ensuite, nous dressons un bilan actuel de l'hétérogénéité dans la CEDEAO (dans la section 3) et examinons la transmission d'un choc commun de politique monétaire dans l'environnement hétérogène qu'est la CEDEAO (dans section 4). Enfin, nous concluons à la section 5.

II. QUEL ROLE DE L'HETEROGENEITE DANS LA TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONETAIRE ?

La CEDEAO est composée de l'UMOA, de la ZMAO et du Cap-Vert. La politique monétaire, conduite par la BCEAO (Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest), est commune aux huit pays constituant l'UMOA, tandis que les autres pays disposent de leur banque centrale respective.

L'objectif prioritaire de la politique monétaire dans tous les pays de la CEDEAO est d'assurer la stabilité des prix. A cet objectif, s'ajoutent la soutenabilité de la balance des paiements (position extérieure) dans le cas du Nigeria et la stabilité des changes en ce qui concerne la Gambie. La politique monétaire s'appuie essentiellement sur des mécanismes de marché et des instruments indirects de régulation de la liquidité (système des réserves obligatoires, taux d'intérêt et taux de change). Le dispositif des réserves obligatoires permet de réguler la capacité de distribution de crédit du système bancaire tandis que les taux d'intérêt sont pilotés via des opérations d'open-market et de refinancement. Le Nigeria, la Guinée et la Gambie interviennent également sur le marché des changes. A l'opposé des autres pays, la Sierra Leone se concentre sur le taux de croissance des agrégats monétaires pour la conduite de la politique monétaire.

II.1 Canaux et mécanismes de transmission de la politique monétaire

La politique monétaire est censée affecter, dans le court-terme, les prix et la production à travers quatre canaux à savoir le taux d'intérêt, le taux de change, le prix des actifs et le crédit (Mishkin, 1996). Le canal du taux d'intérêt stipule qu'une politique d'expansion monétaire fait baisser les taux d'intérêt réels ; ce qui réduit le coût du capital et entraîne une augmentation de l'investissement. Il s'ensuit un accroissement de la demande globale et de la production. Ce mécanisme suppose une rigidité des prix dans l'économie de sorte qu'une baisse du taux d'intérêt nominal induit une baisse du taux d'intérêt réel dans le court-terme.

Le canal du taux de change, quant à lui, enseigne que la baisse des taux d'intérêt réels nationaux due à une politique d'expansion monétaire réduit l'attrait des dépôts nationaux par rapport aux

dépôts libellés en monnaies étrangères, ce qui entraîne une dépréciation de la monnaie (chute de la valeur des dépôts en monnaie nationale par rapport aux dépôts en devises). La dépréciation de la monnaie nationale abaisse le prix des biens nationaux par rapport aux biens étrangers, ce qui se traduit par une augmentation des exportations nettes et donc de la production globale. Toutefois, l'efficacité de ce canal reste fortement dépendante de la croissance mondiale et de l'intégration des économies au reste du monde.

Le canal du prix des actifs renvoie à la théorie de l'investissement de Tobin (q de Tobin)³ et aux effets de richesse. Globalement, selon ce canal, une politique d'expansion monétaire augmente le cours des actifs (actions) entraînant un accroissement de la valeur boursière des entreprises ou de la richesse (valeur du patrimoine) des ménages. La hausse de la valeur boursière des entreprises entraîne une hausse du q ; ce qui incite les entreprises à investir (le renouvellement du capital devient moins coûteux). En ce qui concerne les consommateurs, leurs ressources globales augmentent, et par conséquent la consommation (demande globale). La question principale est comment la politique monétaire affecte le cours des actifs ? Pour les monétaristes, le surplus de liquidité induit par la politique d'expansion monétaire conduira les agents à réduire leurs encaisses en augmentant leurs dépenses. Le marché boursier leur offre un cadre pour dépenser ce surplus. C'est donc un effet de liquidité. Ce canal repose sur une substituabilité imparfaite entre la monnaie et les actifs de long terme (Andrés et al., 2004). Par contre, pour les Keynésiens, la baisse du taux nominal réduit l'attrait des obligations par rapport aux actions, ce qui fait augmenter le cours des actions. En outre, l'hypothèse des anticipations (structure par terme des taux d'intérêt) indique que la valeur fondamentale d'un actif est une fonction inverse du taux d'intérêt. Ainsi, une baisse des taux d'intérêt devrait entraîner une hausse du cours des actifs. Néanmoins, l'effet de la politique varie en fonction de la maturité de l'actif considéré.

Le canal du crédit présente la réaction des banques aux modifications du taux d'intérêt. Une politique d'expansion monétaire accroît la quantité de prêts bancaires disponibles par l'augmentation des réserves et des dépôts bancaires. Néanmoins, des travaux ont montré que l'efficacité de ce canal dépend de la situation nette des emprunteurs⁴; ce qui a donné naissance au *canal du bilan*. De façon précise, une diminution de la situation nette signifie que les prêteurs disposent d'une quantité moindre de ressources pour garantir leurs prêts. En conséquence, l'offre de crédit baisse en raison des problèmes de sélection adverse (ou même d'aléa moral). Une variation des taux d'intérêt peut entraîner un écart entre le coût de l'autofinancement et le coût du financement externe en raison des problèmes d'asymétries d'information et d'exécution des contrats. Ainsi, une hausse des taux aura des effets dépressifs sensiblement plus importants si les agents privés sont auparavant déjà très endettés et peu solvables. Ce canal est aussi connu sous le nom de canal large du crédit. Par ce canal, les dépenses d'investissement peuvent diminuer, entraînant une récession. La politique monétaire peut affecter la situation nette des emprunteurs par ses effets sur le cours des actifs, le revenu d'exploitation des emprunteurs et le niveau général des prix. Une politique d'expansion monétaire peut accroître le revenu d'exploitation de l'entreprise en baissant les taux d'intérêt. En outre, en augmentant le niveau général des prix, la politique monétaire diminue le passif des entreprises en termes réels (allège le poids de la dette) et accroît la situation nette réelle des emprunteurs.

³ Le q est le ratio entre la valeur boursière de l'entreprise et le coût de renouvellement du capital.

⁴ Les caractéristiques des prêteurs (taille, capital, exposition au risque, ...) sont aussi importantes (ex. Altunbas et al., 2010 ; Kashyap et Stein, 2000 ; Kishan et Opiela, 2000).

II.2 Une revue des déterminants de l'efficacité de la transmission de la politique monétaire

Le fonctionnement des différents canaux de transmission dans la CEDEAO dépend fortement de la structure du système financier des pays et des choix politiques. Si la zone opte pour un régime de change fixe, le canal du taux de change ne serait pas applicable. Dans le cas contraire, l'attractivité de la zone jouera un rôle important. Les canaux du taux d'intérêt et du prix des actifs dépendront des marchés interbancaire et des titres dans la zone. La mise en commun des marchés interbancaires de tous les pays permettrait d'avoir un marché interbancaire plus large, en termes de volume et un marché de la dette plus dynamique. Une participation plus accrue des banques au marché interbancaire est une garantie pour le fonctionnement du canal du taux d'intérêt. En ce qui concerne le marché des titres, s'il reste dominé par les titres publics (comme dans l'UMOA), certains canaux ne pourront pas fonctionner correctement. Par ailleurs, l'existence et le fonctionnement d'un marché secondaire est une condition *sine qua non* pour que la politique monétaire puisse affecter notamment le coût du financement dans la région.

A priori, le canal du crédit devrait fonctionner correctement. Néanmoins, la littérature indique que le fonctionnement de ce canal dépend de la structure des économies. La forte hétérogénéité entre les structures des économies dans une union monétaire est la source principale des divergences de réaction aux orientations de politique de taux (Angeloni et al., 2003; Barigozzi et al., 2014; Ehrmann et al., 2003b; Mojon, 2001). Ces divergences sont relatives aux délais d'ajustement des taux bancaires (Leroy et Lucotte, 2016; Mojon, 2001). Deux facteurs importants dans cette transmission sont l'architecture du secteur bancaire (approchée par la concurrence bancaire et la concentration bancaire) et celle du secteur financier (mesurée par la capitalisation boursière)⁵. Les taux bancaires s'ajustent plus rapidement dans les pays dans lesquels la concurrence bancaire est relativement forte où les banques ont un faible pouvoir de marché.

Notons de plus que la capitalisation et la liquidité du secteur bancaire sont deux facteurs d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire. Les taux bancaires s'ajustent moins rapidement dans les pays dans lesquels les banques sont confortablement capitalisées ou plus liquides (Sorensen et Werner, 2006). A contrario, lorsque le niveau d'exposition au risque des banques d'une économie est élevée, les taux bancaires sont beaucoup plus sensibles au taux directeur de la banque centrale (Valverde et Fernández, 2007). Ainsi, le niveau d'exposition au risque des banques d'une économie (approché généralement par les prêts non performants) renforce la transmission de la politique monétaire. La principale raison est qu'un faible niveau d'exposition au risque des banques augmente leur probabilité de refinancement sur le marché même en présence d'une politique monétaire restrictive (Altunbas et al., 2010).

Les caractéristiques conjoncturelles (croissance, inflation des prix du logement, croissance du crédit) ont également tendance à influencer l'ajustement des taux bancaires (Sorensen et Werner, 2006). De Bondt (2002) et Leroy et Lucotte (2016) trouvent une dégradation de la transmission de la politique de taux en période de mauvaise conjoncture.

Au-delà de la structure financière et des caractéristiques conjoncturelles des pays, le cadre réglementaire et la qualité des institutions affectent également la transmission de la politique monétaire (Cecchetti, 2001; Cottarelli et Kourelis, 1994; Ehrmann et al., 2003a; Mishra et Montiel, 2013; Mishra et al., 2012, 2014; Saborowski et Weber, 2013). Dans les pays dans lesquels la

⁵ Voir, entre autres, Berger (1995), Corvoisier et Gropp (2002), Leroy et Lucotte (2015), Mishra et Montiel (2013), Sander et Kleimeier (2004), Sorensen et Werner (2006) et Van Leuvensteijn et al. (2013).

qualité des institutions est faible, les banques sont moins incitées à ajuster le coût du crédit lorsque le taux directeur baisse (Mishra et Montiel, 2013) en raison des coûts additionnels induits par un environnement des affaires défavorable à l'intermédiation financière (Mishra et al., 2014). La faible qualité des institutions limiterait la transmission de la politique monétaire commune (Haselmann et Wachtel, 2010; Haselmann et al., 2010; Ndikumana, 2016; Sacerdoti, 2005). En outre, les fortes disparités dans la qualité des institutions des pays membres de la CEDEAO (cf. Tableau A.2) sont une source potentielle de l'asymétrie dans les réponses des pays membres à la suite d'un choc de politique monétaire commune.

A l'exception de quelques travaux (Sacerdoti, 2005 ; Haselmann et Wachtel, 2010 ; Haselmann et al., 2010 ; Mishra et al., 2012, 2014 ; Mishra et Montiel, 2013 ; Saborowski et Weber, 2013 ; Ndikumana, 2016) qui ont pris en compte les pays en développement, la plupart des travaux portent sur la zone euro. En outre, même les travaux portant sur les pays en voie de développement ne se concentrent pas spécifiquement sur la CEDEAO.

Nous contribuons à cette littérature de trois façons. Premièrement notre analyse porte sur l'ensemble des pays de la CEDEAO et prend en compte l'entrée probable du Maroc. Elle s'étend sur la période 1990-2016. A notre connaissance, seules les études de Condé (2012) et Gammadigbé (2015) ont couvert autant de pays. Houssa (2008) a, certes, analysé l'asymétrie dans la transmission des chocs dans la CEDEAO, mais son étude a porté sur neuf (9) pays (Bénin, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Gambie, Ghana, Niger, Nigeria, Sénégal, Togo) sur la période 1966-2000. L'étude de Condé (2012) a couvert la période 1980-2010 et celle de Gammadigbé (2015) la période 1964-2011. Aucune de ces études ne prend en compte les développements récents dans la zone.

Deuxièmement, nous caractérisons les différentes formes d'hétérogénéité dans la zone. Nous utilisons des outils d'analyse exploratoire des données pour examiner les dissemblances entre les pays de la zone. Cette analyse présente l'avantage de dresser un bilan récent de la structure des économies de la zone. Notre étude est proche de celle d'Alagidede et al. (2012) qui ont caractérisé les pays de la ZMAO et montré que ces derniers exhibent des dynamiques d'inflation et de croissance différentes. Notre étude va donc au-delà de la plupart des travaux qui portent uniquement sur l'hétérogénéité conjoncturelle (Addison et al., 2005; Fielding et Shields, 2001; Fielding et Shields, 2003; Hoffmaister et al., 1998; Houssa, 2008).

Troisièmement, nous analysons et expliquons l'hétérogénéité dans la transmission des effets d'une politique monétaire commune dans l'espace CEDEAO. Comme nous l'avons souligné, les facteurs conjoncturels et structurels peuvent expliquer l'asymétrie dans la transmission de la politique monétaire. En utilisant un modèle VAR avec Interactions sur données de panel (IPVAR), nous déterminons les facteurs qui expliqueraient l'hétérogénéité des effets entre les pays. Bien que les études de Condé (2012), Gammadigbé (2015) et Houssa (2008) aient couvert un grand nombre de pays de la CEDEAO, elles ne portent pas sur l'origine de l'asymétrie dans la transmission des chocs. L'idée de ces études est d'analyser la synchronisation des chocs dans l'espace CEDEAO mais pas la transmission de la politique monétaire. Elles examinent la désirabilité de l'union monétaire via la transmission d'un choc commun et en fonction des économies participantes (Condé, 2012). Notre étude utilise la méthodologie de Saborowski et Weber (2013) mais se concentre sur la CEDEAO à la différence de ces auteurs. Notons par ailleurs que les études sur la transmission de la politique monétaire portent soit sur la Zone Franc (UMOA y compris) ou certains pays dotés d'une autonomie monétaire (Beguy, 2012; Laurens, 2005; Lungu, 2007; Nubukpo, 2007).

III. ETAT DE L'HETEROGENEITE DANS L'ESPACE CEDEAO

Dans cette section, nous examinons les disparités entre les pays de la CEDEAO en mettant l'accent sur les hétérogénéités politique et structurelle. La dimension politique de l'hétérogénéité est analysée en se concentrant sur des grandeurs macroéconomiques traduisant les choix en termes de conduite de la politique économique (sous-section 3.1). L'hétérogénéité structurelle met l'accent sur les différences au niveau des secteurs bancaire, financier non bancaire et industriel (sous-section 3.2). Nous mettons également en évidence des différences dans les grandeurs macroéconomiques clés qui sont une conséquence des choix en matière de politique économique et également de la structure des économies. Nous décrivons l'évolution de grandeurs économiques et financières des pays au cours des dix dernières années afin de faire ressortir leur évolution. L'écart-type et le coefficient de variation sont les indicateurs utilisés pour apprécier la disparité entre les pays. Les données utilisées ainsi que leurs sources sont présentées à l'annexe A.3.

III.1 Hétérogénéité politique

L'analyse de l'hétérogénéité politique met l'accent sur les choix budgétaires des différents pays membres de la CEDEAO. Le Tableau 1 présente quelques indicateurs sur l'état de l'espace entre 2005 et 2016⁶. Globalement, il existe une forte hétérogénéité entre les pays de la CEDEAO même si elle semble avoir baissé entre les deux dates analysées au regard de l'évolution des coefficients de variation. Alors que les dépenses publiques représentent 23% du PIB au Burkina Faso, elles ne représentent que 8% en Sierra Leone et au Nigeria. De ce fait, il existe une très forte hétérogénéité au niveau des déficits budgétaires. En 2016, aucun des pays de la région n'avait un solde global (déficit) au-dessus de la norme communément utilisée de -3% du PIB malgré les efforts du Sénégal⁷. Par contre, à l'exception du Cap-Vert (100,3%), la dette publique semble être mieux maîtrisée dans la plupart des pays (moins de 60% du PNB) en 2016, en comparaison à 2006. La dynamique de la dette est, en partie, attribuable à l'atteinte de l'initiative PPTE⁸ (pays pauvres très endettés) par la quasi-totalité des pays de la zone aux alentours de 2012. Malgré cette maîtrise de la gestion de la dette, le coefficient de variation de la dette rapportée au PNB atteint 50% en 2016 et les variations de l'indice CPIA (*Country Policy and Institutional Assessment*) atteignent 20,7% en moyenne au sein de la zone. Le taux de pression fiscale est également hétérogène au sein de la zone avec un coefficient de variation de l'ordre de 40%. Les statistiques montrent que le taux de pression fiscale a été de l'ordre de 2% au Nigeria contre 21% au Niger en 2016. Il y a des difficultés à recouvrer les taxes au Nigeria de même qu'en Guinée-Bissau en comparaison aux autres pays de la zone. Enfin, le niveau d'investissement en Côte d'Ivoire et au Niger est supérieur à 30% du PIB là où il est inférieur à 15% en Guinée-Bissau et en Sierra Leone en 2016.

⁶ Le choix de deux dates pour chaque indicateur permet de retracer l'évolution au cours des dix dernières années. Néanmoins, ces choix ont varié en fonction des informations disponibles.

⁷ Le déficit du Sénégal a baissé à -3,23% du PIB en 2016. Il était de -5,7% du PIB en 2006.

⁸ A l'exception du Nigeria et du Cap-Vert, tous les pays de la CEDEAO ont dépassé le point d'achèvement de l'initiative PPTE en 2014.

Tableau 1 : Quelques indicateurs sur les choix politiques des pays-membres de la CEDEAO

	CPIA		Dette		G		Taxe		Déficit		FBCF	
	2009	2016	2006	2016	2007	2014	2005	2011	2006	2016	2007	2014
Benin	3.5	4.0	12.7	27.1	14.3	15.3	13.2	14.5	-2.50	-6.70	22.3	28.6
Burkina Faso	4.0	4.0	19.4	23.9	23.9	22.6	11.7	13.7	-11.22	-6.48	21.6	24.9
Cap-Vert	4.5	3.0	49.3	100.3	17.5	18.5	21.1	ND	ND	ND	44.2	34.5
Côte d'Ivoire	2.5	3.5	79.8	32.3	13.3	12.3	13.9	12.3	-1.52	-5.24	11.6	18.9
Gambie	3.0	2.5	116.3	54.0	7.8	10.5	ND	ND	ND	ND	19.1	20.9
Ghana	4.0	3.5	18.2	51.8	11.6	18.0	ND	ND	ND	ND	20.1	26.2
Guinée	2.0	3.0	132.6	23.8	ND	ND	ND	ND	ND	ND	ND	ND
Guinée-Bissau	1.5	2.5	178.7	26.3	15.1	16.7	5.9	7.8	-8.80	-8.68	7.7	6.0
Liberia	2.5	3.5	927.3	52.3	13.6	16.7	13.2	17.3	ND	ND	19.5	19.5
Mali	4.5	4.0	24.1	27.9	13.9	16.3	15.4	11.9	-7.56	-5.53	20.5	16.9
Niger	4.0	4.0	21.0	43.5	15.6	15.4	10.2	21.1	-6.78	-12.19	22.8	37.0
Nigeria	4.5	4.5	6.8	7.9	10.2	6.5	2.9	1.8	ND	ND	9.2	15.1
Sénégal	4.0	4.5	20.9	46.6	14.2	16.6	18.5	14.6	-5.70	-3.23	26.1	25.6
Sierra Leone	3.5	3.5	82.7	44.8	8.6	7.1	8.2	9.3	ND	ND	9.5	13.1
Togo	2.5	2.0	83.0	29.1	9.2	14.2	13.5	16.0	-3.93	-12.80	14.4	23.8
Maroc	ND	ND	26.3	46.4	17.5	19.9	21.0	23.3	ND	ND	32.2	29.9
$\sigma(SM)$	0.94	0.72	221.86	20.70	3.97	4.22	4.85	4.92	3.06	3.17	8.91	7.99
CV(SM)	0.28	0.21	1.88	0.53	0.29	0.29	0.39	0.39	-0.51	-0.42	0.46	0.36
$\sigma(AM)$	0.94	0.72	215.96	20.11	3.96	4.28	5.20	5.54	3.06	3.17	9.20	7.95
CV (AM)	0.28	0.21	1.92	0.51	0.29	0.28	0.40	0.41	-0.51	-0.42	0.46	0.35

Ce tableau présente l'évolution de quelques indicateurs relatifs aux politiques publiques des pays membres de la CEDEAO. CPIA est l'indice relatif à la gestion de la dette publique, le stock de la dette extérieure en pourcentage du PNB est noté dette. G est la dépense du gouvernement en pourcentage du PNB, Taxe est mis pour le taux de pression fiscale (recette fiscale en pourcentage du PIB). Déficit est le solde global (hors don) rapporté au PIB et FBCF est la formation brute du capital fixe (en pourcentage du PIB) qui est une approximation du niveau d'investissement dans l'économie. L'écart type est noté σ et CV est le coefficient de variation. "SM" et "AM" signifient "Sans le Maroc" et "Avec le Maroc" respectivement. "ND" signifie que les données ne sont pas disponibles. Les données proviennent de la BCEAO et de la Banque mondiale (WDI).

Cette analyse sommaire montre que les différents pays n'ont pas le même comportement en matière d'investissement et de gestion publique. Il convient aussi de noter que l'ajout du Maroc n'aggrave pas l'hétérogénéité déjà existante. Par ailleurs, les arrangements institutionnels au sein des pays membres dans la CEDEAO n'ont pas favorisé la convergence des économies. En effet, les critères de convergence au sein de l'UMOA sont différents de ceux de la ZMAO même s'ils portent sur des variables similaires. Par exemple, avant 2015, les pays de l'UMOA ciblaient un surplus ou un équilibre budgétaire alors que la limite du solde global était fixée à -4% pour les pays de la ZMAO. La convergence macroéconomique est de fait difficile à surveiller parce que les critères de convergence varient selon des sous-ensembles de la zone. Il faut néanmoins louer l'initiative de la ZMAO qui devrait permettre de préparer l'Union future.

III.2 Hétérogénéité structurelle : une conséquence des choix politiques ?

Il existe une très forte hétérogénéité au niveau macroéconomique (cf. Tableau 2). Par exemple, le coefficient de variation de l'inflation dans la zone a varié de 130% en 2006 à 135% en 2016. Nous pouvons conclure que l'hétérogénéité entre les pays s'est accrue entre 2006 et 2016. Tandis que

l'inflation semble être maîtrisée au sein des pays de l'UMOA (moins de 3%), les niveaux d'inflation ont atteint plus de 10% au Nigeria (16%), au Ghana (17%), en Sierra Leone (11%), au Liberia (9%) et en Guinée (8%) en 2016. De très fortes disparités entre les niveaux d'inflation peuvent être une source de conflit lors de la conduite de la politique monétaire dans une union monétaire. Tandis que la banque centrale souhaiterait augmenter le taux d'intérêt pour faire face à une montée de l'inflation dans certains pays, cette politique peut être contraignante pour les économies ayant une inflation faible ou ceux ayant une croissance faible. Cette situation pourrait être dommageable pour l'ensemble des pays de la zone dans la mesure où la corrélation entre le taux d'inflation et la croissance est de -0,52 (en 2016) ; ce qui signifie qu'à des épisodes de fortes inflations sont associés une faible croissance et vice-versa.

Tout comme le taux d'inflation, le taux de croissance est fortement hétérogène dans la zone. Le coefficient de variation est de l'ordre de 63% sans le Maroc et atteint 66% après la prise en compte du Maroc. Le taux de croissance du Maroc a été le plus faible en 2016 en comparaison aux autres pays. L'une des sources importantes de la croissance dans la zone est la consommation des ménages. La part de la consommation des ménages dans le PIB varie entre 56,9% (en Côte d'Ivoire en 2014) et 92,8% (au Togo en 2007). Ce comportement hétérogène traduit des différences dans les préférences des ménages, une composante de l'hétérogénéité structurelle. En outre, la plupart des pays sont passés d'une économie à dominance agricole à une économie dominée par le secteur des services à l'exception de la Guinée-Bissau, du Mali, du Niger et de la Sierra Leone. Dans ces derniers pays, la valeur ajoutée du secteur agricole est plus élevée que celle du secteur industriel ou des services. En 2016, la contribution du secteur des services au PIB a atteint 71% au Cap-Vert alors qu'elle n'était que de 33% en Sierra Leone. De même, on peut constater que la contribution du secteur industriel à la croissance est fortement hétérogène entre les pays de la zone.

Dans la suite de cette section, nous examinons différentes composantes de l'hétérogénéité structurelle à savoir la structure des secteurs bancaire et financier et la compétitivité industrielle.

Tableau 2 : Quelques indicateurs sur l'hétérogénéité de la CEDEAO

	C		Agriculture		Industrie		Services		Inflation		Croissance	
	2007	2014	2007	2016	2007	2016	2007	2016	2006	2016	2006	2016
Benin	74,3	68,5	27,6	25,6	27,6	23,4	44,8	51,1	3,78	-0,93	3,95	3,98
Burkina Faso	68,2	60,6	32,7	30,8	19,0	26,1	48,4	43,0	2,33	-0,25	6,25	5,92
Cap-Vert	62,9	64,9	10,6	10,0	18,8	19,4	70,6	70,6	5,37	-1,41	7,98	3,92
Côte d'Ivoire	69,0	56,9	ND	23,4	ND	30,8	ND	45,7	2,47	0,73	1,52	8,34
Gambie	86,3	87,9	22,1	17,8	14,8	13,4	63,1	68,8	2,06	7,22	1,12	2,22
Ghana	84,6	64,3	29,7	19,6	21,2	28,2	49,0	52,2	10,92	17,47	6,40	3,58
Guinée	ND	ND	18,1	20,2	33,0	31,2	48,9	48,6	34,70	8,13	2,50	6,63
Guinée-Bissau	90,7	85,3	44,3	49,1	13,3	13,5	42,3	37,3	1,95	1,69	2,31	5,76
Liberia	ND	ND	65,6	34,2	7,9	13,0	26,5	52,8	7,34	8,83	8,04	-1,60
Mali	70,5	81,6	34,4	42,1	26,1	18,1	39,5	39,7	1,54	-1,80	4,66	5,80
Niger	73,9	65,4	41,0	41,5	13,2	18,1	45,9	40,4	0,04	0,17	5,80	5,04
Nigeria	77,6	71,7	32,7	21,2	40,7	18,4	26,6	60,4	8,24	15,70	8,21	-1,62
Sénégal	79,0	78,2	13,8	17,5	24,1	23,3	62,1	59,3	2,11	0,83	2,46	6,74
Sierra Leone	91,0	ND	54,8	59,4	10,1	6,9	35,1	33,7	9,54	10,88	5,53	6,30
Togo	92,8	81,1	35,8	41,3	18,7	16,9	45,5	41,8	2,23	0,85	4,05	5,04
Maroc	57,9	60,1	12,2	13,6	27,7	29,5	60,1	56,8	3,28	1,64	7,57	1,22
$\sigma(SM)$	9,40	9,85	14,61	13,43	8,74	6,80	12,28	10,79	8,22	6,15	2,32	2,76
$CV\ SM$	0,120	0,136	0,442	0,444	0,424	0,339	0,265	0,217	1,303	1,355	0,492	0,628
$\sigma(AM)$	10,49	10,01	15,05	13,61	8,63	6,97	12,35	10,59	7,99	6,00	2,35	2,78
$CV(AM)$	0,136	0,140	0,475	0,466	0,409	0,338	0,262	0,211	1,306	1,376	0,481	0,662

Ce tableau présente l'évolution de quelques indicateurs relatifs aux indicateurs macro-économiques des pays membres de la CEDEAO. C'est la consommation des ménages en pourcentage du PIB. Agriculture, Industrie et Services sont les valeurs ajoutées en pourcentage du PIB des secteurs agricole, industriel et des services respectivement. L'inflation est le taux de croissance de l'indice des prix à la consommation et la croissance est le taux de croissance du PIB réel de chaque économie. L'écart type est noté σ et CV est le coefficient de variation. "SM" et "AM" signifient "Sans le Maroc" et "Avec le Maroc" respectivement. "ND" signifie que les données ne sont pas disponibles. Les données proviennent de la Banque mondiale (WDI).

III.2.1 Hétérogénéité du système financier

Dans cette section, nous donnons un aperçu global de l'environnement financier de la CEDEAO. Nous nous concentrons sur l'activité du secteur bancaire et celle des marchés boursiers. Nous analysons les disparités en termes d'accès, de profondeur, d'efficacité et de stabilité du système financier.

Le secteur financier dans la zone se caractérise par l'existence d'un grand nombre d'acteurs. En effet, il est possible de dénombrer plus d'une centaine de banques et cinq marchés boursiers, notamment la Bourse des Valeurs du Cap-Vert, la Bourse du Ghana, la Bourse du Nigeria, la Bourse de la Sierra Leone et la Bourse Régionale des Valeurs Mobilières (BRVM) qui sert les huit États membres de l'UMOA.

Le Tableau 3 présente des informations générales sur le secteur financier dans l'espace CEDEAO. Il est aisé de constater que le Nigeria (économie dominante de la zone) et le Maroc (potentiel adhérent à la zone) possèdent les secteurs financiers dominants dans la zone avec une masse monétaire respectivement de 160,5 et 158,4 milliards USD et des niveaux respectifs de capitalisation boursière de 90,68 et 52,8 milliards USD. Les banques nigérianes et marocaines, pour la plupart, entièrement détenues par des nationaux, sont de grandes tailles (total des actifs plus élevé). Comparés à ces deux économies, les autres pays de la CEDEAO présentent de fortes disparités. Alors que la masse monétaire du Nigeria fait plus de 270 fois celle de la Guinée Bissau, l'écart est de moindre ampleur avec la Côte d'Ivoire dont la masse monétaire est inférieure à un peu moins de 10 fois celle du Nigeria. Pour sept autres des économies⁹ de la zone, la masse monétaire est faible et ne dépasse pas 5 milliards USD, malgré de fortes progressions de certains pays sur la décennie 2005-2015.

⁹ Le Cap-Vert, la Gambie, la Guinée, le Mali, le Niger, la Sierra Leone et le Togo.

Tableau 3 : Synthèse des caractéristiques du système financier en CEDEAO

Pays	NbBanqCom	NbEMF	Actifs	M2	CreditBanque	Capitalisation
Bénin	15	56	5,62	5,67	21,36	11,7 (2014)*
Burkina Faso	13	5	6,31	6,14	25,65	11,7 (2014)*
Cap-Vert	12	ND	2,11	2,51	62,79	0,09 (2013)
Côte d'Ivoire	26	1	8,82	8,74	19,05	11,7 (2014)*
Gambie	12	122	0,55	0,70	12,65	ND
Ghana	29	ND	13,56	16,74	18,84	30,46 (2012)
Guinée	15	9	ND	2,92	9,12	ND
Guinée-Bissau	5	ND	0,33	0,59	10,86	11,7 (2014)*
Liberia	9	19	0,90	20,21	18,32	ND
Mali	14	126	6,45	4,79	20,48	11,7 (2014)*
Maroc	17	13	116,00	158,40	68,22	52,8 (2012)
Niger	12	53	2,14	2,32	12,84	11,7 (2014)*
Nigeria	20	825	146,51	160,54	14,49	90,68 (2014)
Sénégal	24	216	9,11	9,02	33,18	11,7 (2014)*
Sierra Leone	13	10	1,25	1,39	4,84	0 (2012)
Togo	13	204	3,25	3,24	34,07	11,7 (2014)*

Les statistiques proviennent de *African Financial Sector Database* (2016) et sont présentées en fonction de la disponibilité des données. La capitalisation boursière pour les pays de l'UMOA est celle de la BRVM. Le marché est supposé commun, de sorte que la valeur de la capitalisation boursière est affectée aux pays n'ayant pas d'entreprises cotées en bourse. *NbBanqCom* représente le nombre de banques commerciales, *NbEMF* le nombre d'établissement de micro-finance, *Actifs* le total des actifs des banques en milliards USD, *M2* représente la monnaie et quasi monnaie en milliards USD, *CréditBanque* représente le crédit des banques au secteur privé en pourcentage du PIB, *Capitalisation* la capitalisation boursière en milliards USD. "ND" signifie que les données ne sont pas disponibles. Les données sont celles de l'année 2015. "*" précise l'année lorsqu'elle est différente de 2015.

La profondeur et la pénétration des institutions bancaires

La capacité des agents économiques à prendre des décisions d'épargne et d'investissement sur le long terme, et ainsi à prendre des risques, dépend fortement de la profondeur du système financier en place. Nous analysons la profondeur du système bancaire dans la zone à travers trois indicateurs clés que sont le crédit intérieur au secteur privé en pourcentage du PIB, le passif liquide en pourcentage du PIB et le dépôt des banques en pourcentage du PIB. L'accès aux services bancaires est appréhendé à travers le taux de bancarisation et le nombre de comptes bancaires pour 1000 adultes (cf. Tableau 4).

Le crédit au secteur privé renseigne sur le rôle joué par le système bancaire dans la conversion de l'épargne en investissement. Globalement, excepté au Nigeria, le crédit domestique au secteur privé a significativement évolué dans la zone entre 2004 et 2014. En 2014, seules quatre économies dans la zone dépassaient la barre des 30% du PIB. Il s'agit du Maroc (68,43%), le Cap-Vert (62,51%), le Togo (34,49%) et le Sénégal (33,36%). La Sierra Leone enregistre le plus faible ratio de 4,71%. Globalement, si l'on se limite à ce critère, les systèmes bancaires des pays de l'UMOA présentent des profondeurs similaires. Excepté le Togo et le Sénégal, le crédit intérieur au secteur privé des autres pays de l'UMOA oscille entre 10 et 26% du PIB. Les pays hors-UMOA ont une structure de

crédit intérieur plus proche les uns des autres. Leur crédit intérieur au secteur privé oscille entre 12% et 19% du PIB.

Le ratio du passif liquide au PIB et les dépôts des banques en pourcentage du PIB permettent également d'évaluer le rôle joué par les principaux acteurs du système financier, notamment les banques et intermédiaires financiers et les banques centrales. Excepté le Maroc et le Cap-Vert, les autres économies de la zone CEDEAO présentent des structures similaires. Pour les deux indicateurs, la prise en compte du Maroc aggrave l'hétérogénéité de la zone.

Tableau 4 : Indicateurs d'accès et de profondeur du système bancaire dans la CEDEAO

	CI		PL		DB		Compte		Compte-1000	
	2007	2014	2007	2013	2007	2013	2011	2017	2007	2015
Bénin	16,67	21,79	27,66	35,52	18,73	25,27	10,46	38,49	50,91	167,82
Burkina Faso	12,97	26,09	21,13	29,36	15,7	25,56	13,35	43,16	61,48	137,88
Cap-Vert	45,55	62,51	73,81	84,27	67,2	79,13	ND	ND	1145,19	1864,16
Côte d'Ivoire	14,59	19,9	26,62	33,7	16,65	22,46	34,32	41,33	73,63	199,75
Gambie	12,09	12,79	41,03	52,28	31,72	42,79	ND	ND	ND	ND
Ghana	14,49	19,91	21,52	27,5	16,31	21,39	29,43	57,72	220,22	599,33
Guinée	4,96	12,21	21,12	29,01	13,6	18,78	3,69	23,49	29,89	70,46
Guinée-Bissau	3,31	10,93	18,58	33,94	6,05	16,98	ND	ND	31,40	89,46
Liberia	9,94	18,48	22,71	33,91	15,88	28,49	18,80	35,71	ND	ND
Mali	13,74	21,25	27,59	32,54	17,86	23,08	8,21	35,42	70,26	141,91
Maroc	55,55	68,43	92,56	107,34	74,65	85,1	ND	28,64	ND	ND
Niger	8,77	12,97	15,48	22,31	8,98	12,36	1,52	15,52	18,59	48,87
Nigeria	25,25	14,54	22,85	20,2	19,32	17,95	29,67	39,67	294,01	661,89
Sénégal	20,19	33,36	34,51	40,52	25,43	32,28	5,82	42,34	91,32	163,51
Sierra Leone	4,33	4,71	15,38	16,78	10,38	12,99	15,34	19,81	65,20	ND
Togo	23,74	34,48	34,16	45,75	24,72	37,18	10,19	45,29	73,72	253,52
$\sigma(SM)$	10,60	13,89	14,50	16,27	14,46	16,53	10,86	11,81	303,08	511,12
CV SM	0,69	0,64	0,51	0,45	0,70	0,59	0,72	0,32	1,77	1,39
$\sigma(AM)$	14,34	17,79	21,32	23,81	19,44	21,46	10,86	11,51	303,08	511,12
CV (AM)	0,80	0,72	0,66	0,59	0,81	0,68	0,72	0,32	1,77	1,39

Ce tableau présente l'évolution de cinq indicateurs clés d'accès et de profondeur du système bancaire de la CEDEAO. CI représente le crédit domestique au secteur privé en pourcentage du PIB. PL représente le passif liquide des banques en pourcentage du PIB. DB représente les dépôts des banques en pourcentage du PIB. Compte représente la proportion des personnes âgées de 15 ans et plus possédant un compte bancaire et Compte-1000 représente le nombre de comptes bancaires pour 1000 adultes. L'écart type est noté σ et CV est le coefficient de variation. "SM" et "AM" signifient "Sans le Maroc" et "Avec le Maroc" respectivement. "ND" signifie que les données ne sont pas disponibles. Les données proviennent de la Banque mondiale (Global Financial Development Database et Global Findex Database).

La pénétration du secteur bancaire a significativement évolué dans l'ensemble des pays de la CEDEAO entre 2011 et 2017. Le Niger, malgré un accroissement de plus de 900% de son taux de bancarisation sur la période analysée, enregistre le plus faible taux de bancarisation de la CEDEAO (15%). L'inclusion financière semble progressivement devenir une réalité et les disparités entre les économies de la zone se sont réduites sur la période (baisse du coefficient de variation). Il est important de noter que l'entrée du Maroc n'aggrave pas l'hétérogénéité en termes de taux de bancarisation. En 2017, le Ghana était l'économie la plus bancarisée de la zone avec un taux de bancarisation de près de 60%.

Une autre mesure clé de l'accès aux services bancaires est le nombre de comptes bancaires pour 1000 adultes dans la population. Cet indicateur affiche un coefficient de variation particulièrement élevé traduisant une forte hétérogénéité de l'accès aux services bancaires dans la CEDEAO. Les deux Guinée et le Niger affichent des taux faibles de moins de 100 pour mille. Le Cap-Vert, le Nigeria et le Ghana sont les économies dominantes suivant ce critère. L'inclusion financière apparaît plus avancée dans les économies de la ZMAO que dans celle de l'UMOA.

Les efforts d'inclusion financière

L'accès des populations aux services bancaires et financiers de base constitue l'un des enjeux du développement socio-économique dans les Etats de la CEDEAO. Face à un déficit dans le déploiement des banques sur le territoire national et particulièrement en milieu rural, les opérateurs de téléphonie mobile proposent des services de paiement mobile qui constitue l'une des innovations permettant d'améliorer l'accès des populations aux services de paiement et de transfert. En effet, le mobile money est l'une des innovations qui a particulièrement permis à aux couches les plus défavorisées de la population d'avoir accès aux services bancaires à moindres coûts. Dans cette section, nous présentons le niveau de l'accès au service bancaire et aux services de paiement mobile. Le Tableau 5 présente quelques indicateurs de l'absorption du numérique dans le secteur bancaire au sein de la CEDEAO.

Tableau 5 : Indicateurs d'adoption des technologies dans le système bancaire de la CEDEAO

	ATM		MM		PE	
	2010	2014	2014	2017	2014	2017
Bénin	2,42	4,33	2,02	18,09	4,82	24,99
Burkina Faso	1,35	3,21	3,08	33,02	6,10	33,58
Cap-Vert	42,28	47,52	ND	ND	ND	ND
Côte d'Ivoire	3,76	6,75	24,26	34,05	27,56	35,39
Gambie	ND	ND	ND	ND	ND	ND
Ghana	3,93	8,18	13,01	38,95	19,97	43,41
Guinée	0,67	1,62	1,47	13,78	3,74	15,89
Guinée-Bissau	1,36	ND	ND	ND	ND	ND
Liberia	1,47	1,78	ND	20,84	ND	24,13
Mali	2,68	4,23	11,64	24,40	9,44	27,35
Maroc	19,68	25,29	ND	0,64	0,00	8,72
Niger	0,59	1,28	3,85	8,72	4,16	10,41
Nigeria	11,14	16,05	2,29	5,61	29,17	23,72
Sénégal	3,92	4,96	6,19	31,80	9,60	34,67
Sierra Leone	0,43	ND	4,45	11,02	9,04	13,15
Togo	2,85	ND	1,41	21,46	2,94	27,02
$\sigma(SM)$	10,89	13,42	7,04	10,89	9,58	9,75
CV SM	1,93	1,48	1,05	0,50	0,83	0,37
$\sigma(AM)$	11,10	13,62	7,04	11,97	9,72	10,51
CV (AM)	1,69	1,31	1,05	0,59	0,92	0,42

Ce tableau présente l'évolution de trois indicateurs clés d'adoption des innovations technologiques dans la zone CEDEAO. ATM représente le nombre de Guichets automatiques pour 1000 adultes. MM représente la proportion d'adultes utilisant le mobile money. PE représente la proportion d'adultes utilisant des moyens de paiement électroniques. L'écart type est noté σ et CV est le coefficient de variation. "SM" et "AM" signifient "Sans le Maroc" et "Avec le Maroc" respectivement. "ND" signifie que les données ne sont pas disponibles. Les données proviennent de la Banque mondiale (Global Financial Development Database et Global Findex Database).

Excepté au Cap-Vert, au Maroc et au Nigeria, le nombre de guichets automatiques disponibles pour 1000 adultes reste très faible dans les autres pays de la zone. La dispersion de cet indicateur est très élevée, témoignant d'une hétérogénéité des économies de la région dans les efforts d'amélioration de l'accès des populations aux services bancaires. La prise en compte du Maroc dans l'échantillon réduit la dispersion. La Guinée possède le plus faible nombre de guichets automatiques pour 1000 adultes dans la région.

Cependant, nous constatons que le mobile money connaît un grand succès dans les économies de l'UMOA. Cet indicateur a connu une progression fulgurante entre 2014 et 2016 à la faveur des innovations émanant de la téléphonie mobile. Dans toutes les économies de la zone, les banques s'associent aux réseaux de téléphonie mobile pour offrir des services bancaires adaptés. Ce changement de paradigme dans le service bancaire a fortement contribué à accroître l'inclusion financière dans ces pays. Dans la ZMAO pourtant, seul le Ghana semble avoir adopté la technologie du mobile money. Moins de 1% de la population des adultes au Maroc utilise le mobile money. Pour cet indicateur, la prise en compte du Maroc aggrave l'hétérogénéité dans la zone.

La concurrence dans le secteur bancaire

Le secteur bancaire dans la CEDEAO a été grandement stimulé par la présence et la forte participation de banques étrangères. Plusieurs champions africains du secteur bancaire tels que Attijariwafa Bank, Ecobank, Bank of Africa, UBA, etc. ont étendu leurs limites au-delà de leur pays d'origine. On note également la présence de plusieurs banques non africaines telles que la Société Générale.

Le Tableau 6 présente quelques indicateurs mesurant la concurrence bancaire et la structure globale de participation des banques dans les pays de la CEDEAO. L'indice de Lerner est une mesure du pouvoir de marché des banques (Turk Ariss, 2010). Il compare les prix de l'output et les coûts marginaux. Une augmentation de l'indice de Lerner est associée à une baisse de la concurrence entre les intermédiaires financiers. L'examen de l'indice de Lerner des économies de la CEDEAO renseigne sur l'hétérogénéité de celles-ci quant à la concurrence bancaire. Alors que la concurrence bancaire s'est accrue en Côte d'Ivoire, au Mali, au Maroc et au Nigeria entre 2007 et 2013, elle s'est affaiblie dans toutes les autres économies de la région. L'environnement concurrentiel s'est le plus affaibli en Sierra Leone que partout ailleurs dans la région entre 2007 et 2013. Selon l'indice de Lerner, en 2013, le Ghana était le marché bancaire le moins concurrentiel. La prise en compte du Maroc dans la CEDEAO réduit la dispersion en matière de concurrence bancaire.

Tableau 6 : Indicateurs de compétitivité du système bancaire dans la CEDEAO

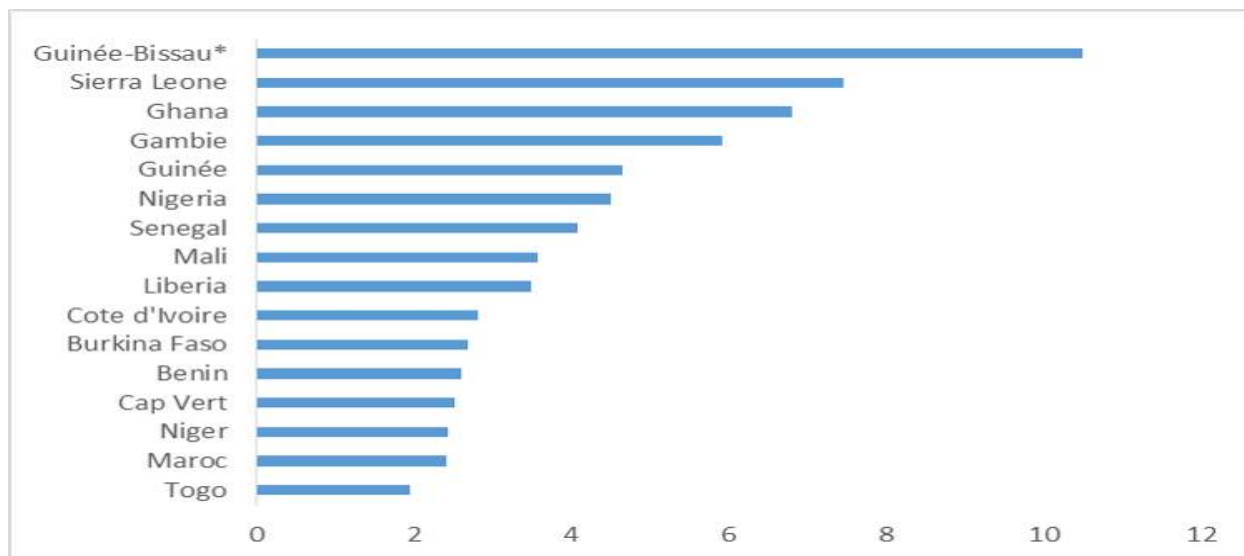
	Lerner		Etranger (%)		CR5 (%)Top 5	
	2007	2013	2005	2009	2007	2015
Bénin	0,29	0,28	90,00	98,00	98,68	ND
Burkina Faso	0,29	0,36	79,00	100,00	86,44	99,98
Côte d'Ivoire	0,28	0,16	90,00	ND	83,92	92,62
Gambie	0,18	0,19	ND	ND	100,00	ND
Ghana	0,32	0,46	57,00	68,00	78,98	50,61
Mali	0,34	0,21	28,00	48,00	93,09	100,00
Maroc	0,34	0,31	ND	16,00	81,70	87,89
Niger	0,22	0,29	72,00	ND	100,00	ND
Nigeria	0,28	0,24	ND	5,00	85,23	64,02
Sénégal	0,3	0,29	62,00	86,00	89,73	86,83
Sierra Leone	0,01	0,28	ND	ND	94,15	ND
Togo	0,2	0,18	50,00	ND	ND	ND
(SM)	0,09	0,09	21,23	36,37	7,35	20,45
CV(SM)	0,38	0,33	0,32	0,54	0,08	0,25
(AM)	0,09	0,08	21,23	38,49	7,51	18,79
CV(AM)	0,36	0,31	0,32	0,64	0,08	0,23

Ce tableau présente l'évolution de trois indicateurs clés de concurrence dans le système bancaire de la CEDEAO. Lerner représente l'indice de concurrence de Lerner. Etranger est la part des banques étrangères dans les actifs totaux du système bancaire. CR5 représente la part des actifs des cinq (5) plus grosses banques du pays considéré. L'écart type est noté σ et CV est le coefficient de variation. "SM" et "AM" signifient "Sans le Maroc" et "Avec le Maroc" respectivement. Les données ne sont pas disponibles pour le Cap-Vert, la Guinée, la Guinée-Bissau et le Liberia. "ND" signifie que les données ne sont pas disponibles. Les données proviennent de la Banque mondiale (Global Financial Development Database et Global Findex Database).

Sur la participation des banques étrangères dans les actifs du système bancaire dans la région, nous notons une forte divergence entre le Maroc et le Nigeria d'un côté et le reste des économies de la région d'un autre côté. Les banques étrangères possèdent très peu d'actifs dans les systèmes bancaires du Nigeria et du Maroc (5% et 16% respectivement en 2009). La participation des banques étrangères aux actifs s'est cependant accrue et est passée à 19% dans chacune des deux économies en 2013. Dans les autres pays de la région, les banques étrangères possèdent plus de 50% des actifs avec un cas extrême au Burkina où elles détiennent tous les actifs du système bancaire. Les disparités sont importantes et la prise en compte du Maroc dans l'échantillon accroît l'hétérogénéité entre les pays de la CEDEAO suivant ce critère. Dans toutes les économies de la zone, les cinq plus grosses banques détiennent une part importante du total des actifs. Entre 2007 et 2015, l'hétérogénéité s'est fortement accrue¹⁰. Au Nigeria et au Ghana, les cinq (5) plus grosses banques ont perdu des parts d'actifs entre 2007 et 2013. Cette situation s'explique par l'entrée sur le marché d'autres acteurs susceptibles de capter des parts de marché. Dans les autres pays, excepté le Sénégal (où l'indicateur a légèrement régressé), la part des cinq (5) plus grosses banques dans les actifs du système bancaire a progressé ; preuve d'une plus grande concentration du système bancaire.

¹⁰ Il est important de préciser que la différence dans les dispersions d'une année à l'autre est fortement influencée par la disponibilité des données.

Graphique 1 : Ratio des frais généraux des banques au total des actifs

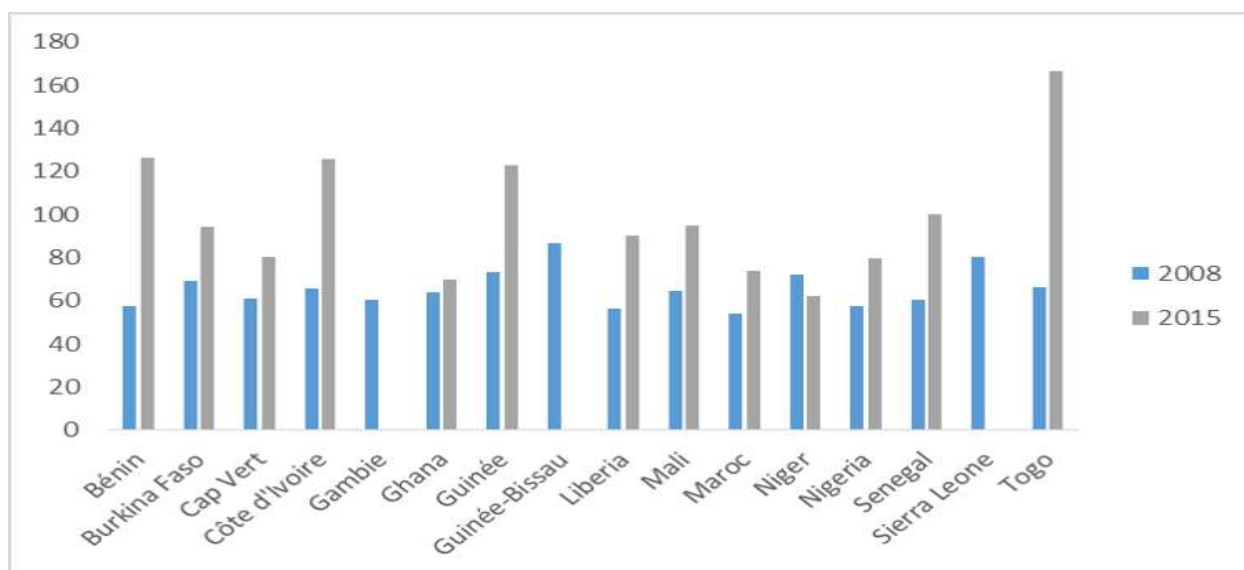


Source : Global Financial Development Database (GFDD).

Efficacité du secteur bancaire

Dans un environnement bancaire concurrentiel comme celui de la CEDEAO, un contrôle strict des coûts et une utilisation efficace des ressources disponibles sont requis par les banques. Pour comparer l'efficacité des banques dans la zone, nous analysons les frais généraux des banques en pourcentage du total des actifs. Le Graphique 1 présente cet indicateur dans la zone en 2015. En moyenne, les frais généraux représentent en moyenne 4,4% du total des actifs des banques dans la CEDEAO si l'on ne prend pas en compte le Maroc. L'ajout du Maroc réduit cette moyenne à 4,3%, preuve que les banques du Maroc sont plus efficaces dans leur gestion. Le Togo affiche le plus faible taux tandis que la part des frais généraux des banques bissau-guinéennes est la plus élevée dans la zone (10,48%).

Graphique 2 : Evolution du ratio coûts-revenus des banques



Source : Global Financial Development Database (GFDD).

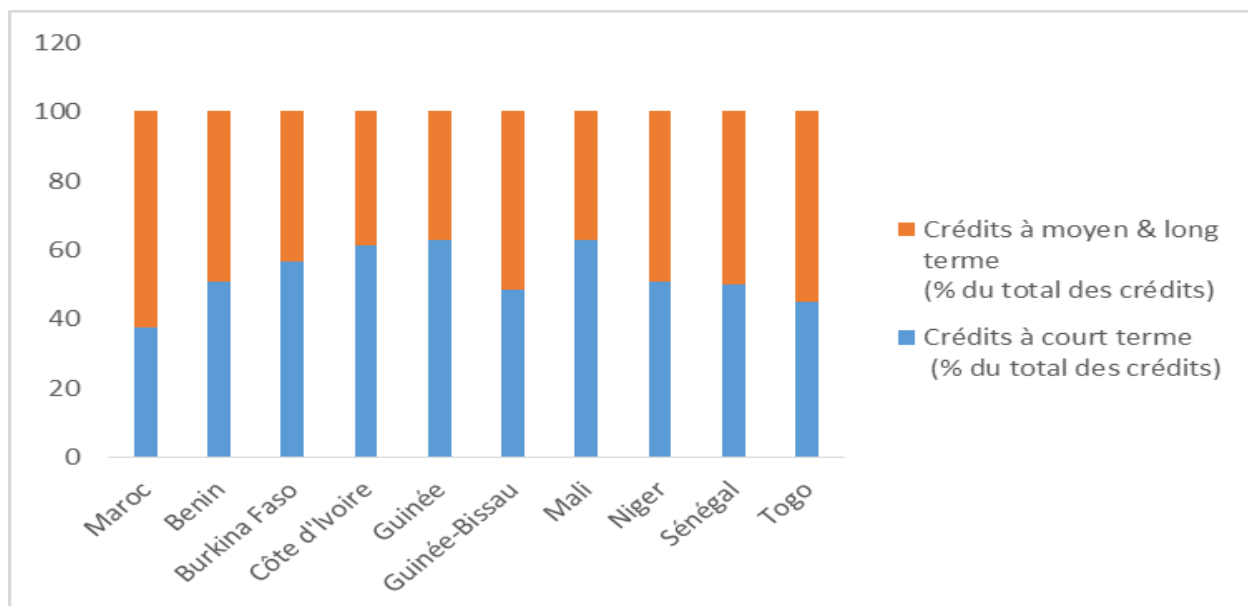
Un second ratio clé d'efficacité des banques est le ratio coûts-revenus. Une faible valeur de cet indicateur est généralement synonyme d'un modèle économique performant. Le Graphique 2 présente l'évolution de cet indicateur dans la zone entre 2008 et 2015. Globalement, toutes les banques de la zone ont perdu en efficacité suivant ce critère entre 2008 et 2015. En 2015, elles ont dépensé nettement plus pour générer une unité supplémentaire de revenu. Les pays de l'UMOA affichent pour la majorité des ratios plus importants que ceux des pays de la ZMAO. Les banques du Niger et du Ghana sont les plus efficaces suivant ce critère.

Structure des prêts bancaires

Dans cette section, nous analysons la structure du crédit bancaire dans la CEDEAO. Le Graphique 3 présente cette structure par maturité (court *versus* moyen terme et long terme) dans neuf pays de la CEDEAO et le Maroc.

Les banques marocaines sont les seules qui semblent accorder une importance aux priorités de long terme par rapport à celles de court terme. Près de 60% des crédits alloués par les banques du Maroc sont des crédits à moyen et long terme. Au Burkina Faso, en Côte d'Ivoire, en Guinée et au Mali, nous observons le rapport inverse. Plus de 60% des crédits alloués par le secteur bancaire sont des crédits de court terme. Cet indicateur traduit les préférences des banques de la zone en termes de maturité des crédits octroyés à leur client. Le Togo, quant à lui, semble également accorder progressivement plus d'importance aux priorités de moyen et long terme. Au Niger et au Sénégal, nous constatons un équilibre entre les échéances des crédits octroyés aux clients des banques. Cet indicateur montre qu'il existe une forte hétérogénéité dans le comportement d'allocation du crédit bancaire dans la CEDEAO.

Graphique 3 : Structure par maturité du crédit bancaire en 2015



Source: African Development Bank Group.

III.2.2 Analyse de l'hétérogénéité du niveau de compétitivité industrielle

Cette sous-section permet d'analyser l'hétérogénéité au niveau de la compétitivité industrielle. Pour ce faire, nous nous appuyons sur les indicateurs de compétitivité de l'Organisation des

Nations Unies pour le Développement Industriel (ONUDI). L'approche de l'ONUDI consiste à évaluer les pays selon deux dimensions que sont le niveau de développement de leur secteur industriel et le niveau d'exportation des produits manufacturés. Cette évaluation se fait à partir de quatre indicateurs dans chacune des dimensions qui sont agrégés par la suite pour obtenir un indice pour chacune des dimensions. Les deux indicateurs obtenus sont à nouveau agrégés pour obtenir un indice global qui sert à classer les pays en fonction de leur niveau de compétitivité industrielle¹¹.

Le Tableau 7 présente le niveau de compétitivité industrielle des pays de la CEDEAO. Notons que ces indicateurs ne sont disponibles que pour huit sur les seize pays que compte la future union monétaire. L'analyse du coefficient de variation des différentes variables montre que les plus fortes disparités entre les pays de la zone CEDEAO concernent leur part dans la valeur ajoutée manufacturière mondiale (VAm), leur part dans les exportations de produits manufacturés (XMm) et la part des biens de Moyenne et Haute Technologie (MHT) dans leurs exportations de produits manufacturés (MHTXM).

La forte hétérogénéité de la distribution des parts des pays de la CEDEAO dans la valeur ajoutée manufacturière mondiale et les exportations mondiales de produits manufacturés sont largement imputables à la spécificité du Nigeria et du Maroc. Ces deux pays disposent d'un secteur industriel qui a un poids relativement important, en termes de création de valeur, dans l'industrie mondiale. Leur situation contraste fortement avec celle des autres pays. En ce qui concerne la part des biens de Moyenne et Haute Technologies dans les exportations manufacturières, la Côte d'Ivoire, le Nigeria et le Maroc ont des situations similaires, créant ainsi une hétérogénéité entre les pays membres de la CEDEAO. Si nous nous référons toujours au coefficient de variation des variables, nous pouvons observer que les autres composantes de la compétitivité industrielle exhibent des niveaux d'hétérogénéité moins forts mais utiles à relever. Ainsi, la valeur ajoutée manufacturière par habitant et les exportations de produits manufacturiers par habitant font ressortir les performances industrielles exceptionnelles du Nigeria (et du Maroc) dans l'ensemble de la zone.

Tableau 7 : Compétitivité industrielle des pays de la zone CEDEAO

	Classement	VApC (USD)	VAsH (en %)	MHTVA (en %)	VAm (x10 ⁴)	ExpMpc (USD)	MXsh (en %)	MHTXM (en %)	XMm (x10 ⁴)
Côte d'Ivoire	104	153	10,22	14,99	2,88	93	20,28	0,05	1,76
Niger	131	24	6,30	22,70	0,40	35	87,36	0,00	0,57
Sénégal	111	121	11,56	21,65	1,52	105	60,55	0,01	1,32
Cap-Vert	134	195	5,57	27,10	0,08	71	55,20	0,00	0,03
Gambie	147	26	4,85	3,90	0,04	0,42	5,05	0,00	0,00
Ghana	121	91	5,34	0,80	2,07	79	16,35	0,01	1,57
Nigeria	82	254	10,00	33,44	38,58	91	15,71	0,05	12,06
Maroc	64	474	14,40	27,75	13,58	512	79,84	0,11	14,65
(SM)	20,0	79,0	2,6	11,1	13,1	34,5	28,3	0,0	4,0
CV(SM)	0,2	0,6	0,3	0,6	2,0	0,5	0,8	1,1	1,6
(AM)	26,0	137,6	3,3	10,9	12,5	150,4	30,0	0,0	5,5
CV(AM)	0,2	0,8	0,4	0,6	1,7	1,2	0,7	1,2	1,4

Le Benin, le Burkina Faso, la Guinée, la Guinée Bissau, le Liberia, le Mali, La Sierra Leone et le Togo ne sont pas couverts par les statistiques de l'ONUDI *Classement* : Rang dans le classement des pays

¹¹ Le lecteur pourrait se référer à United Nations Industrial Development Organization (2017) pour avoir une présentation détaillée de la méthodologie.

selon le niveau de compétitivité industrielle mesurée par l'indice de l'ONU, V_{Apc} : Valeur Ajoutée Manufacturière par habitant ; V_{Ash} : Part de la Valeur Ajoutée Manufacturière dans le Produit Intérieur Brut (PIB) ; $MHTVA$: Part des biens de Moyenne et Haute Technologie dans la Valeur Ajoutée Manufacturière (VAM) ; V_{Am} : Part de la valeur ajoutée manufacturière du pays dans la valeur ajoutée manufacturière mondiale ; $ExpMpc$: Exportation de produits manufacturés par habitant ; $MXsh$: Part des produits manufacturés dans les exportations totales du pays ; $MHTXM$: Part des biens de Moyenne et Haute Technologie dans les Exportations de produits manufacturés ; XMm : Part des exportations de produits manufacturés dans les exportations mondiales de produits manufacturés L'écart type est noté σ et CV est le coefficient de variation. "SM" et "AM" signifient "Sans le Maroc" et "Avec le Maroc" respectivement. Les données proviennent de l'ONU (Base de données INDSTAT).

Au total, comme pour les autres dimensions, la distribution des pays de la CEDEAO selon le niveau de compétitivité industrielle fait ressortir une forte hétérogénéité dans le classement et dans l'incidence sur la création de valeur manufacturière et leurs exportations.

III.3 Que retenir de l'hétérogénéité dans la CEDEAO ?

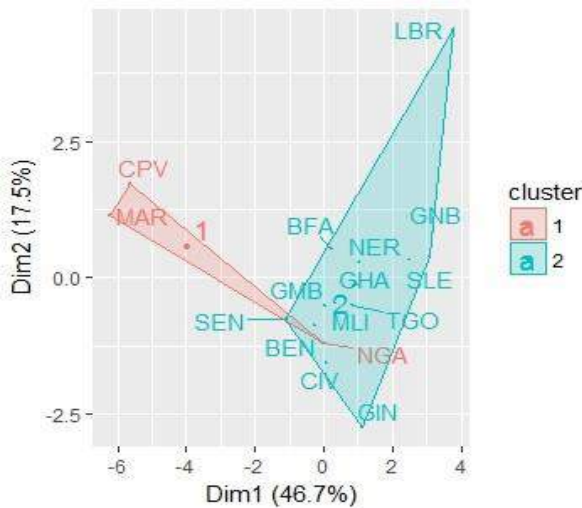
Nous complétons les analyses effectuées sur les hétérogénéités politiques et structurelles par une classification des pays de la CEDEAO (en incluant le Maroc) suivant l'ensemble des variables décrites précédemment. Le principal intérêt est de regrouper les pays en classes homogènes afin de faciliter l'analyse économique. Nous utilisons la méthode des K-means (voir annexe A.2) puis une classification ascendante hiérarchique. Nous analysons les dynamiques des pays de la région sur la dernière décennie. Pour cela, nous divisons la période 2005-2016 en deux sous-périodes et nous réalisons une classification pour les périodes 2005-2010 et 2011-2016 afin de mettre en évidence d'éventuelles dynamiques. Le choix de cette période 2005-2016 est également motivé par la disponibilité des indicateurs utilisés pour tous les pays de la zone.

La méthode des K-means suggère une partition optimale en deux (2) classes sur la période 2005-2010 et une partition optimale en trois (3) classes sur la période 2011-2016. Le Graphique 4 présente les plans factoriels sur les deux sous-périodes¹². Le Tableau A.3 présente les caractéristiques des groupes formés pour les deux sous-périodes.

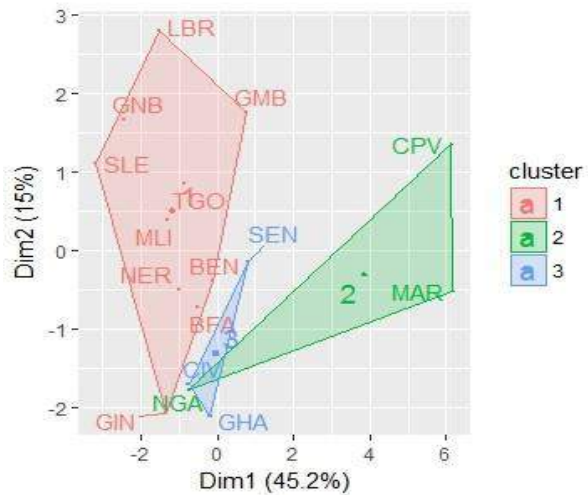
¹² Voir le Graphique A.1 pour les dendrogrammes. Par ailleurs, la classification hiérarchique confirme les regroupements effectués par les K-means à la seule différence que sur la période 2011-2016, la méthode des K-means classe le Sénégal avec la Côte d'Ivoire et le Ghana tandis que la classification hiérarchique le classe dans le troisième groupe contenant le Maroc. Cette différence n'infirme cependant pas les résultats des K-means.

Graphique 4 : Représentations graphiques des classes

(a) Plan classification 2005-2010



(b) Plan classification 2011-2016



Sur la période 2005-2010, l'échantillon se regroupe de façon optimale en deux classes. Le premier groupe est constitué du Nigeria, de Maroc et du Cap-Vert. Le second groupe est constitué de tous les autres pays de la CEDEAO. Sur cette période, le premier groupe se distinguait par un faible niveau du stock de la dette, des niveaux d'investissement plus importants, des économies plus industrialisées et tournées vers les services, une croissance économique plus vigoureuse, une croissance moins tirée par la consommation des ménages, des systèmes financiers plus actifs notamment dans la conversion de l'épargne en investissement et une richesse par habitant plus élevée. Ce regroupement en deux classes fait ressortir un groupe de pays les plus avancés (premier groupe) et un second groupe, plus nombreux, de pays les moins avancés.

Sur la période 2011-2016, la démarche suggère une partition optimale en trois classes. La troisième classe est composée de la Côte d'Ivoire, du Sénégal et du Ghana. Cette classe se caractérise par un secteur des services plus dynamique, des secteurs financiers plus profonds, des économies à plus fortes valeurs ajoutées, une plus grande richesse par tête, des niveaux d'investissements plus importants. En outre, la performance des pays de cette classe est remarquable sur cette période. En effet, après de multiples crises, le PIB par habitant de la Côte d'Ivoire a connu un taux de croissance annuel de 5% avec une forte attraction des investissements directs étrangers dans les secteurs agricoles, des TICs, de l'énergie et le secteur financier. Ainsi, le taux moyen de croissance de ce pays était supérieur à 8% sur cette période. Par ailleurs, le Sénégal a retrouvé un dynamisme économique avec une consolidation macroéconomique et un début de diversification de l'économie, ceci à la faveur de la mise en œuvre de la première phase du Plan Sénégal Émergent (PSE 1 sur la période 2014-2017).

La deuxième classe comprend le Maroc, le Nigeria et le Cap-Vert. C'est la classe des économies dominantes de la région. Enfin, la première classe est composée des autres pays de la CEDEAO, moins avancés.

Assurément que l'hétérogénéité dans la zone a une influence sur l'efficacité d'une politique monétaire dans la stabilisation des chocs macroéconomiques.

IV HETEROGENEITE ET TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONETAIRE DANS LA ZONE CEDEAO

Cette section permet d'examiner comment l'hétérogénéité des économies de la CEDEAO affectera l'efficacité de la transmission de la politique monétaire. Nous simulons un choc de politique monétaire et testons l'efficacité de la transmission conditionnellement à certaines caractéristiques structurelles des économies. Cette analyse est un examen de l'hétérogénéité conjoncturelle. Dans la sous-section 4.1, nous décrivons le modèle économétrique et les données. L'examen de l'efficacité de la transmission du choc de politique monétaire s'effectue dans la sous-section 4.2.

IV.1 Méthodologie

Fondamentalement, l'hétérogénéité des économies des pays de la CEDEAO pose la question de la transmission de la politique monétaire à l'économie réelle. Dans l'optique de prendre en compte cette hétérogénéité dans la transmission de la politique monétaire, certains travaux utilisent les modèles VAR hétérogènes (Mishra et al., 2014) ou des modèles factoriels (ex. Barigozzi et al., 2014). En marge de ces travaux, d'autres chercheurs font usage des approches en panel avec des termes d'interactions estimées par la méthode des moments généralisés (ex. Ehrmann et al., 2003b). Cette idée a été récemment étendue aux modèles VAR. Les modèles les plus courants sont le modèle VAR avec interactions sur données de panel ou IPVAR (Towbin et Weber, 2013) et le modèle VAR conditionnel homogène sur données de panel ou PCHVAR (Georgiadis, 2014). Dans cet article, nous utilisons l'approche IPVAR. Cette approche a été utilisée pour examiner la transmission de la politique monétaire dans les pays en développement (Saborowski et Weber, 2013). Dans cette sous-section, nous décrivons le modèle économétrique et les variables utilisées ainsi que leurs sources.

IV.1.1 Modèle économétrique

L'idée principale de cet article est d'évaluer l'apport de l'hétérogénéité dans la transmission de la politique monétaire dans la CEDEAO. La littérature enseigne que les différences structurelles au sein d'une union monétaire peuvent être source d'une asymétrie dans les réponses à une politique monétaire commune. Dans cette perspective, nous évaluons la transmission de la politique monétaire conditionnellement à certaines particularités des économies étudiées. A cette fin, nous nous appuyons sur un modèle Vectoriel Autorégressif avec Interactions en Panel (IPVAR), suivant la méthodologie proposée par Towbin et Weber (2013). La forme récursive de ce modèle s'écrit de la manière suivante

$$J_{it}Y_{it} = \tilde{C}_i + \sum_{k=1}^L \tilde{A}_k Y_{i,t-k} + \tilde{C}^1 X_{it} + \sum_{k=1}^L \tilde{B}_k^1 X_{it} Y_{i,t-k} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

où t ($t = 1, \dots, T$) est le temps et i ($i = 1, \dots, N$) le pays. Y_{it} est un vecteur de dimension $q \times 1$ contenant les variables d'intérêt, \tilde{C}_i est un vecteur de dimension $q \times 1$ contenant les effets fixes pays, \tilde{A}_k est une matrice de dimension $q \times q$ des coefficients des différents retards d'ordre k ($k = 1, \dots, L$). $\varepsilon_{it} \sim N(0, \tilde{\Sigma})$ est le vecteur de dimension $q \times 1$ des résidus. Les résidus sont supposés être non-corrélés entre les pays et distribués suivant une loi normale de matrice de variance $\tilde{\Sigma}$ de dimension $q \times q$, invariante dans le temps. J_{it} est une matrice triangulaire inférieure avec un (1) sur la diagonale principale. X_{it} représente un terme d'interaction qui influence la relation dynamique entre les variables endogènes (\tilde{B}_k^1) et qui affecte éventuellement le niveau des variables (via \tilde{C}^1).

L'originalité de cette approche réside dans la prise en compte d'un terme d'interaction entre les variables endogènes et les caractéristiques des pays (variables de contrôles), X_{it} . Cette approche nous permet de mesurer la contribution de ces caractéristiques à la transmission de la politique monétaire à partir du \tilde{B}_k^1 . En inversant le VAR, on peut montrer que les réponses impulsionnelles varient en fonction du niveau des variables de contrôle (caractéristiques des pays). On peut ainsi examiner plus finement si la transmission de la politique monétaire est sensible à la caractéristique considérée des pays. Afin d'apprécier la significativité des réponses, une procédure *Bootstrap* est utilisée pour construire les intervalles de confiance.

IV.1.2 Indicateur de mesure de la politique monétaire

L'objectif ultime de la politique monétaire dans les pays de la CEDEAO est la stabilité des prix. Divers instruments sont utilisés pour la conduite de la politique monétaire ; parmi lesquels les taux d'intérêt et la masse monétaire. Dans le cas de cette analyse, l'instrument de la politique monétaire est dérivé de l'agrégat monétaire M2¹³. Quel que soit l'instrument utilisé, toute politique expansionniste devrait s'accompagner d'une hausse de la masse monétaire.

Compte tenu de la disponibilité des données, nous utilisons les agrégats monétaires de l'UMOA, du Nigeria, de la Gambie, du Cap-Vert et du Ghana sur la période 1990-2015. Sur cette période, les pays sélectionnés représentent entre 91,1% et 97,9% du PIB de la CEDEAO. Nous effectuons une Analyse en Composantes Principales (ACP) sur ces données et retenons le premier axe factoriel¹⁴. Cet axe restitue 97,5% de l'information disponible. La proportion de la variance expliquée est de 97,6% après la prise en compte du Maroc. En outre, la corrélation entre les deux indicateurs de mesure de la politique monétaire est très forte (0,98). Nous utilisons l'indicateur obtenu sans le Maroc dans la suite de l'analyse.

IV.1.3 Variables d'intérêt et de contrôle

La première variable d'intérêt est l'instrument de politique monétaire. Les autres variables d'intérêt sont celles sur lesquelles nous mesurons l'effet de la politique monétaire (output). En plus, le modèle nécessite la prise en compte de caractéristiques des pays (variables de contrôle). Le Tableau 8 présente les variables utilisées et leurs sources. Les deux premières variables de contrôle (liquidité et passif (liquide)) sont des proxys de la profondeur du système financier tandis que la troisième (Actifs (liquide)) est une mesure de la vulnérabilité du secteur bancaire. La concentration bancaire et la capitalisation boursière sont utilisées pour caractériser la structure financière des économies. Enfin, la dette et la qualité de la réglementation servent à analyser l'influence de l'environnement macro-économique dans la transmission de la politique monétaire.

¹³ Cet agrégat est composé des éléments suivants : numéraire en circulation, avoirs à vue, compte de transactions, dépôts à termes de moins de deux (2) ans et dépôt avec préavis de moins de trois mois.

¹⁴ Nous rappelons à l'annexe A.1 l'objectif et les modalités de la conduite d'une ACP.

Tableau 8 : Définition et sources des variables d'intérêt et de contrôle

Indicateur	Description	Sources
Variables output		
Crédit	Taux de croissance du crédit à l'économie (composante cyclique)	GFDD
Taux de change	Taux de change effectif réel (différence première)	Darvas (2012a,b)
Croissance	Taux de croissance de l'économie (composante cyclique)	WDI
Inflation	Taux de croissance de l'indice de prix à la consommation	WDI
Variables de contrôle		
Liquidité (dépôt)	Total des dépôts des ménages sur PIB	GFDD
Passif (liquide)	Passif liquide des banques (% du PIB)	GFDD
Actifs (liquides)	Actifs liquides des banques sur leurs dépôts et financement à court terme (en %)	GFDD
Concentration	Part dans l'actif des cinq plus grandes banques	GFDD
Capitalisation boursière	Valeur des actions cotées (en % du PIB)	GFDD
Dette	Dette du gouvernement (% PIB)	WDI
Qualité de la réglementation	Capacité du gouvernement à formuler et à mettre en œuvre des politiques et des règlements solides qui permettent et favorisent le développement du secteur privé	WGI

Source : Compilation des auteurs.

Les composantes du vecteur Y sont respectivement (et dans l'ordre) l'instrument de politique monétaire, le taux d'inflation mesuré par le taux de croissance de l'indice de prix à la consommation, la différence première du taux de change effectif réel, la composante cyclique¹⁵ du taux de crédit à l'économie et la composante cyclique du taux de croissance de l'économie. Dès lors, nous postulons que les autorités monétaires contrôlent la masse monétaire. La sélection des variables nous permet d'explorer le canal du crédit et indirectement le canal du taux de change. Par ailleurs, nous évaluons les effets macroéconomiques du choc de politique monétaire. Les données relatives au taux d'intérêt débiteurs ne sont disponibles qu'à partir de 2005. L'usage de ces données peut poser des problèmes de précision des estimateurs surtout que les modèles VAR utilisent les retards des variables. En outre, l'analyse du canal du prix des actifs exige des données intra-journalières, plus fine, afin d'isoler l'effet de la politique monétaire. Dans toute la suite, nous analysons les effets d'un choc positif de politique monétaire (hausse de la masse monétaire) d'une unité. L'identification du choc de politique monétaire se fait par orthogonalisation (décomposition de Cholesky). Les données sont à fréquence annuelle sur la période 1990-2015 et couvrent douze¹⁶ pays de la CEDEAO auquel nous avons ajouté le Maroc.

IV.2 Transmission d'un choc de politique monétaire dans la CEDEAO

Selon la théorie, un choc positif de politique monétaire entraîne une hausse du crédit à l'économie, de l'inflation, de la production et une baisse du taux de change effectif réel. Notons que la baisse du taux de change effectif réel équivaut à une dépréciation de la monnaie. Elle se traduit par un gain de compétitivité des économies.

IV.2.1 Influence de l'environnement macroéconomique

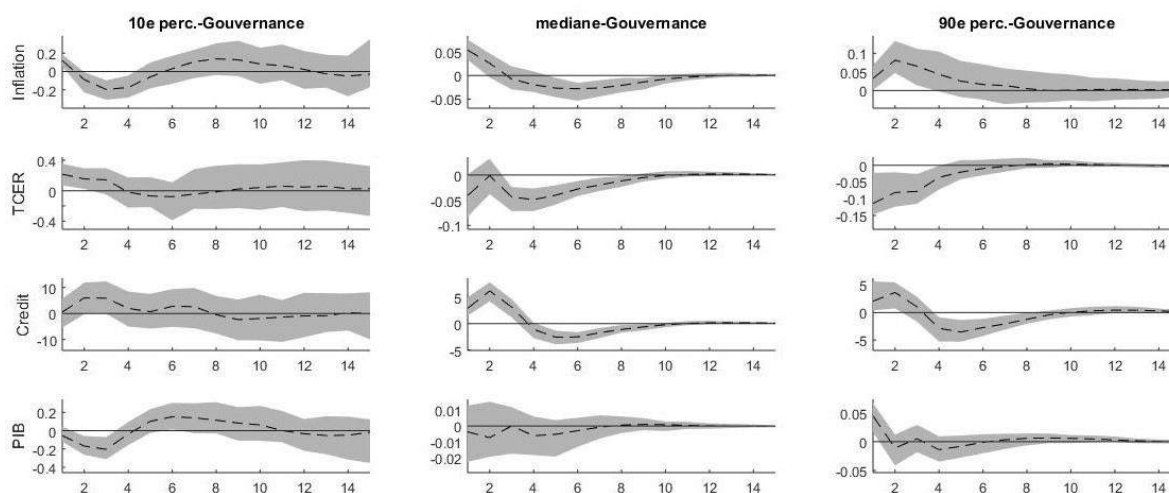
Dans un premier temps, nous examinons la sensibilité des effets de la politique monétaire à la qualité des institutions. À cet égard, le Graphique 5 présente les réponses des variables output suite à un choc de politique monétaire en fonction de la qualité de la réglementation. Nous avons

¹⁵ La composante cyclique est obtenue par le filtre HP.

¹⁶ La Guinée, la Sierra Leone et le Liberia ont été exclus pour des contraintes de données.

représenté l'intervalle de confiance à 90% pour chacune des réponses. La première colonne représente les réponses des variables lorsque la qualité de la réglementation correspond au dixième percentile observé au cours de la période d'estimation. La seconde colonne délivre la même information, mais cette fois-ci lorsque la qualité de la réglementation correspond à la valeur médiane observée entre 1990 et 2015. On constate que, plus la qualité de la réglementation s'améliore, plus les réponses correspondent aux attentes théoriques et sont plus précises. Les réponses du taux d'inflation et du crédit à l'économie sont positives suite à un choc de politique monétaire. De même, le taux de change diminue à la suite du choc, traduisant une amélioration de la compétitivité des économies analysées. La réponse du taux de croissance de l'économie devient positive lorsque la qualité des institutions correspond au dernier décile observée (troisième colonne). Une amélioration de la qualité des institutions renforce l'efficacité de la transmission de la politique monétaire commune. Ces résultats sont dans la même logique que ceux de la littérature (ex., Haselmann et Wachtel, 2010 ; Haselmann et al., 2010) et suggèrent une faible transmission d'un choc de politique monétaire en Guinée-Bissau (faible niveau de l'indicateur de qualité de la réglementation) et une transmission plus forte au Ghana, et au Maroc (niveau relativement élevé de l'indicateur de qualité de la réglementation).

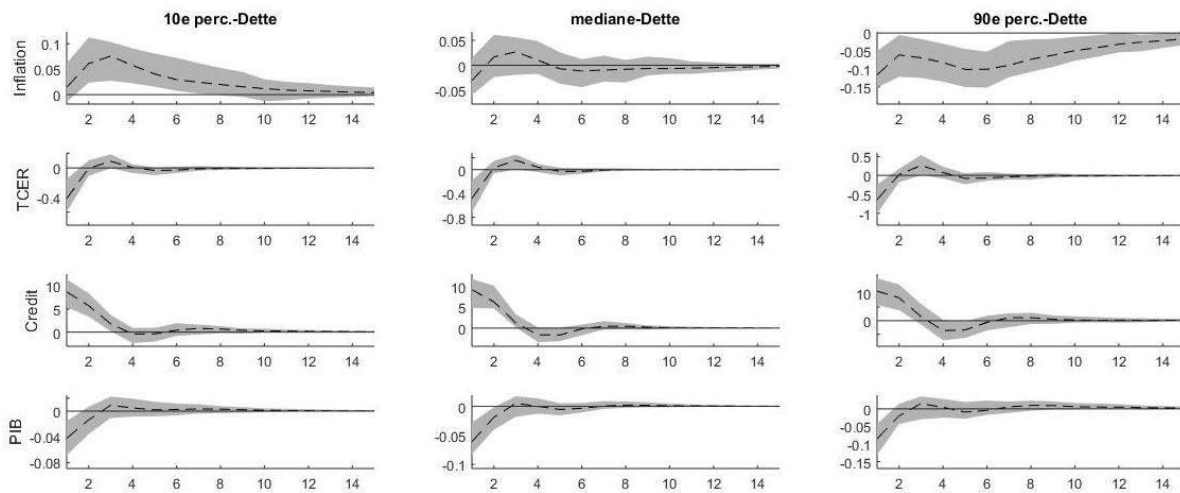
Graphique 5 : Réponses des variables suite à un choc de politique en fonction de la qualité de la réglementation



Note : Ces graphiques sont les réponses de l'inflation, du taux de change effectif réel (TCER), du crédit à l'économie (Credit) et de la croissance du PIB (PIB) suite à un choc d'une unité de politique monétaire conditionnellement à la qualité de la réglementation (gouvernance). Le modèle est estimé sur la période 1990-2015. Nous considérons le 10^e percentile, la médiane et le 90^e percentile de la qualité de la réglementation sur la période d'estimation. La surface grise est l'intervalle de confiance à 90% et la ligne en pointillés est la médiane des réponses.

Au regard des défis de financement des économies analysées, l'influence de l'endettement public mérite d'être considérée. A cet égard, le Graphique 6 présente les réponses des variables suite à un choc de politique monétaire, en fonction du niveau d'endettement public.

Graphique 6 : Réponses des variables suite à un choc de politique en fonction du niveau de l'endettement public



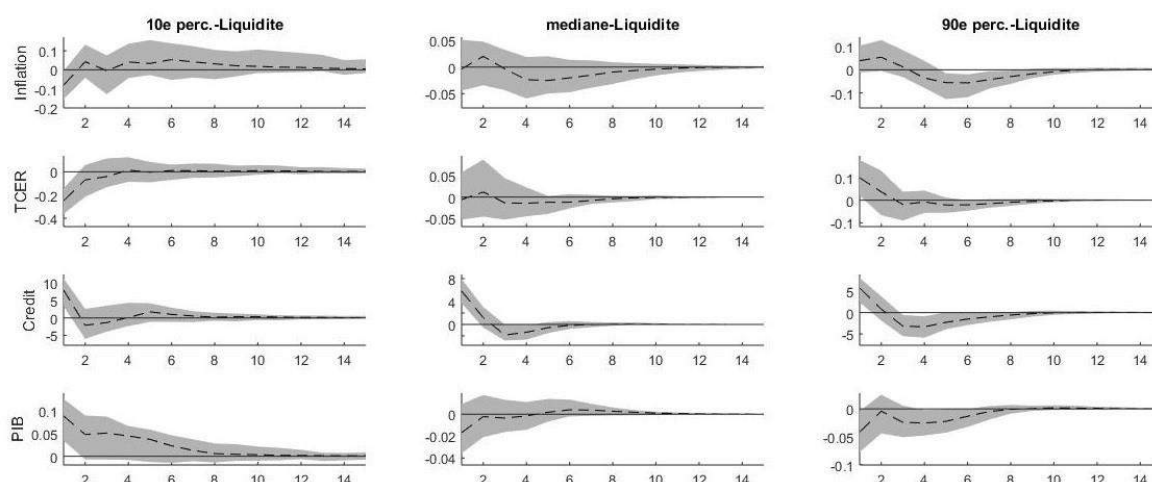
Note : Ces graphiques sont les réponses de l'inflation, du taux de change effectif réel (TCER), du crédit à l'économie (Credit) et de la croissance du PIB (PIB) suite à un choc d'une unité de politique monétaire conditionnellement au ratio dette publique sur PNB (dette). Le modèle est estimé sur la période 1990-2015. Nous considérons le 10^e percentile, la médiane et le 90^e percentile du ratio dette publique sur PNB sur la période d'estimation. La surface grise est l'intervalle de confiance à 90% et la ligne en pointillés est la médiane des réponses.

Même si les réponses du crédit à l'économie et du taux de change semblent insensibles au niveau d'endettement, on observe que les réponses de l'inflation déclinent en ampleur avec le niveau de dette. A des niveaux très élevés de l'endettement correspond une baisse des prix suite à un choc de politique monétaire (*price-puzzle*). En d'autres termes, l'effet d'un choc commun positif de politique monétaire aurait des effets inattendus (négatifs) sur l'inflation au Cap-Vert où le niveau d'endettement est très élevé tandis que l'on enregistrera des effets positifs dans des pays comme le Bénin, le Mali et le Nigeria (niveau faible d'endettement).

IV.2.2 Influence de la santé du secteur bancaire

Les caractéristiques relatives au secteur bancaire peuvent influencer l'efficacité de la politique monétaire. C'est ce que nous examinons, tout d'abord, en considérant comme variable de condition la liquidité du secteur bancaire, mesurée par le dépôt (bancaire) sur PIB. Le Graphique 7 montre que, plus le secteur bancaire est liquide, moins le taux de croissance de l'économie et le taux de change effectif réel réagissent au choc de politique monétaire. De ce point de vue, la liquidité réduit l'efficacité de la transmission de la politique monétaire lorsque l'on examine le taux de croissance et la compétitivité extérieure. Les réponses du crédit à l'économie à un choc de politique varient très peu selon que la liquidité bancaire est importante ou pas (tout juste observe-t-on une réponse légèrement plus faible en ampleur quand le ratio de liquidité est très élevé).

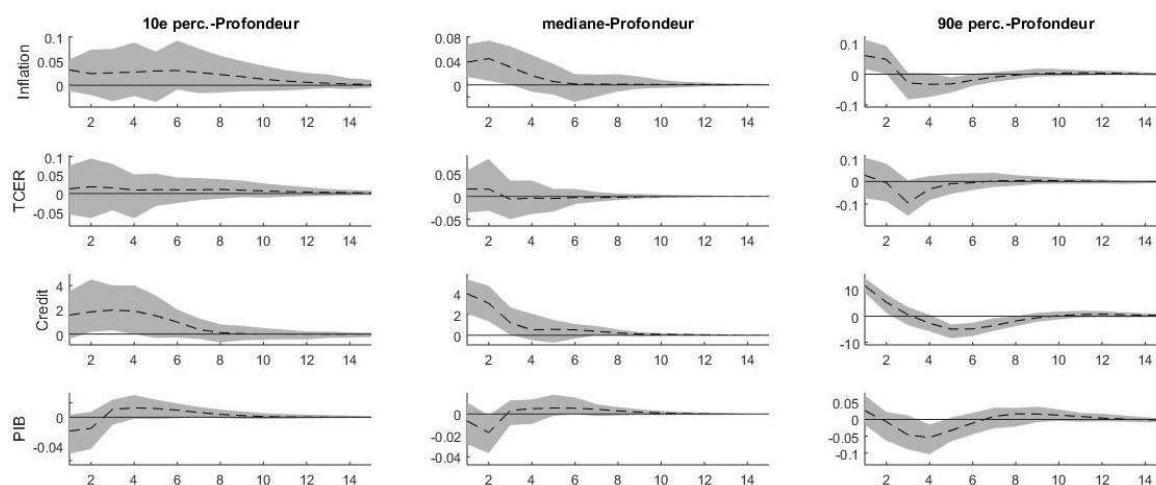
Graphique 7 : Réponses des variables suite à un choc de politique en fonction du ratio dépôt sur PIB



Note : Ces graphiques sont les réponses de l'inflation, du taux de change effectif réel (TCER), du crédit à l'économie (Credit) et de la croissance du PIB (PIB) suite à un choc d'une unité de politique monétaire conditionnellement au ratio dépôt auprès des banques sur le PIB (liquidité). Le modèle est estimé sur la période 1990-2015. Nous considérons le 10^e percentile, la médiane et le 90^e percentile du ratio dépôt sur PIB sur la période d'estimation. La surface grise est l'intervalle de confiance à 90% et la ligne en pointillés est la médiane des réponses.

Ensuite, nous évaluons les effets de la politique monétaire conditionnellement au passif liquide¹⁷ des banques (en pourcentage du PIB), un autre indicateur de la profondeur du système financier. Le Graphique 8 montre que les réponses du crédit à l'économie sont plus importantes à mesure que le système financier devient profond. La profondeur du système bancaire amplifie les effets d'un choc de politique monétaire au crédit à l'économie.

Graphique 8 : Réponses des variables suite à un choc de politique en fonction de la profondeur du système financier



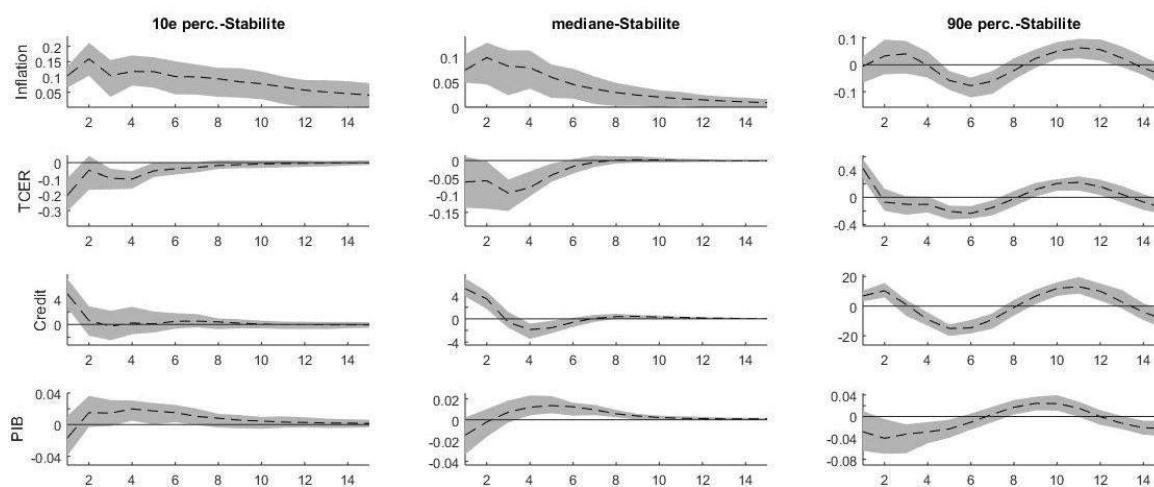
Note : Ces graphiques sont les réponses de l'inflation, du taux de change effectif réel (TCER), du crédit à l'économie (Credit) et de la croissance du PIB (PIB) suite à un choc d'une unité de politique monétaire conditionnellement au ratio passif liquide des banques sur le PIB (profondeur). Le modèle est estimé sur

¹⁷ Le passif liquide est souvent assimilé à l'agrégat monétaire M3.

la période 1990-2015. Nous considérons le 10^e percentile, la médiane et le 90^e percentile du passif liquide des banques sur la période d'estimation. La surface grise est l'intervalle de confiance à 90% et la ligne en pointillés est la médiane des réponses.

Enfin, le Graphique 9 montre les réponses des variables d'intérêt conditionnellement au ratio des actifs liquides des banques sur leurs dépôts et financement à court terme, une mesure de la stabilité du secteur bancaire. Par construction, une faible valeur de ce ratio traduit un système bancaire vulnérable. On observe que la vulnérabilité du secteur bancaire accélère la transmission de la politique monétaire. Toutes choses égales par ailleurs, la politique monétaire aurait des effets plus importants au Bénin, au Burkina Faso, en Côte d'Ivoire, au Sénégal et au Togo à l'opposé de la Gambie.

Graphique 9 : Réponses des variables suite à un choc de politique en fonction de la stabilité bancaire



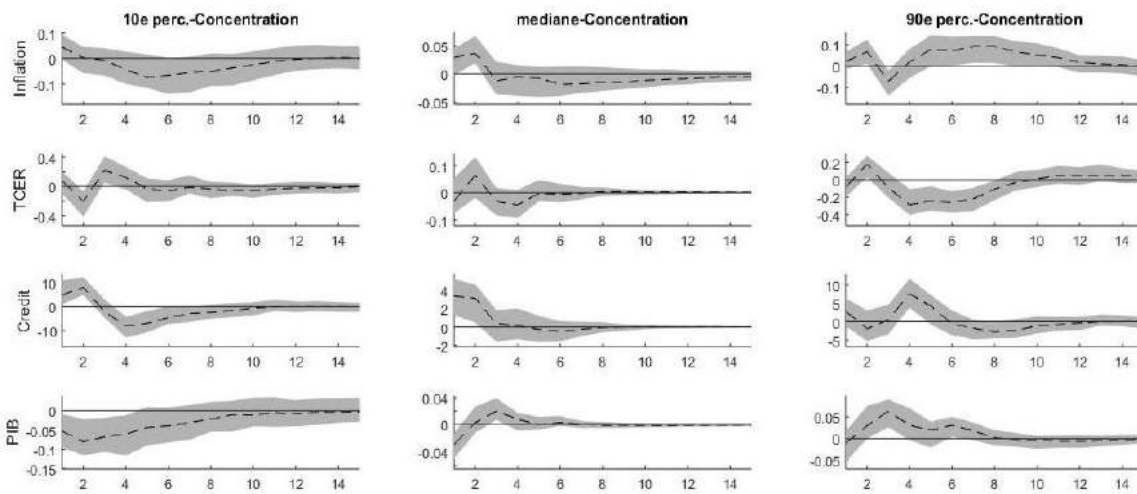
Note : Ces graphiques sont les réponses de l'inflation, du taux de change effectif réel (TCER), du crédit à l'économie (Credit) et de la croissance du PIB (PIB) suite à un choc d'une unité de politique monétaire conditionnellement au ratio des actifs liquides des banques sur leurs dépôts et financement à court terme, une mesure de la stabilité du secteur bancaire (stabilité). Le modèle est estimé sur la période 1990-2015. Nous considérons le 10^e percentile, la médiane et le 90^e percentile de l'indicateur de stabilité bancaire sur la période d'estimation. La surface grise est l'intervalle de confiance à 90% et la ligne en pointillés est la médiane des réponses.

IV.2.3 Influence de la structure financière de l'économie

La structure financière des économies est approchée ici par la concentration bancaire. Le Graphique 10 représente les réponses des variables à la politique monétaire conditionnellement à la concentration bancaire, mesurée par la part (en termes d'actifs) des trois plus grandes banques du pays. Par construction, plus cet indice est élevé, plus la concentration est forte. Les réponses apparaissent plutôt homogènes au degré de concentration à la différence que les réponses du crédit à l'économie sont plus fortes dans un pays dans lequel le secteur bancaire est faiblement concentré. Ce résultat est compatible avec une partie de la littérature qui montre que dans un environnement concurrentiel (faible concentration), les banques ajustent plus rapidement leur taux d'intérêt; ce qui se traduirait par une baisse plus rapide des taux débiteurs et une hausse de l'offre (et probablement de la demande)¹⁸ de crédit.

¹⁸ Une hausse du crédit peut provenir d'une hausse de la demande ou d'une hausse de l'offre. Néanmoins, dans les pays en développement, le crédit est déterminé par l'offre, notamment celle des banques – (Ndikumana, 2016).

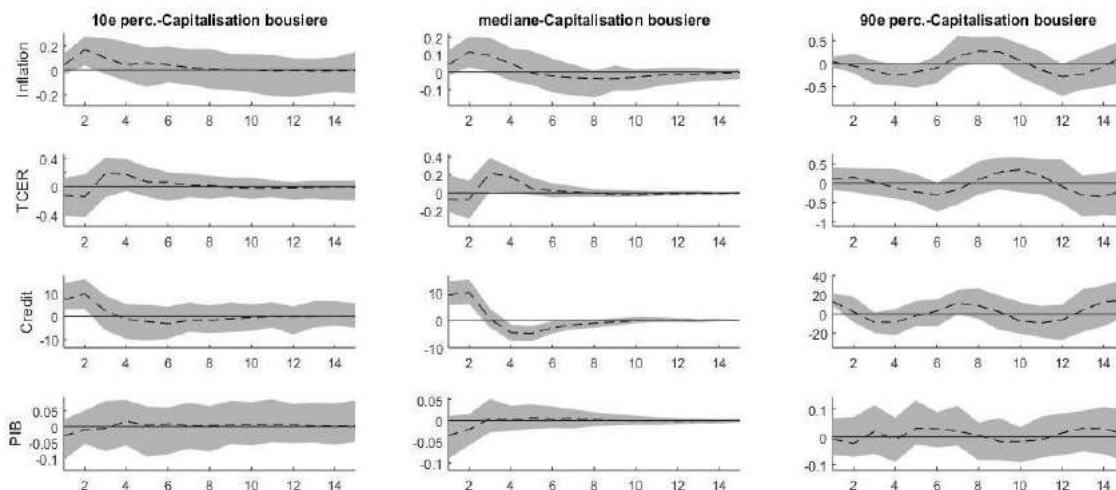
Graphique 10 : Réponses des variables suite à un choc de politique en fonction de la concentration bancaire



Note : Ces graphiques sont les réponses de l'inflation, du taux de change effectif réel (TCER), du crédit à l'économie (Credit) et de la croissance du PIB (PIB) suite à un choc d'une unité de politique monétaire conditionnellement à la concentration bancaire. Le modèle est estimé sur la période 1990-2015. Nous considérons le 10^e percentile, la médiane et le 90^e percentile de la concentration bancaire sur la période d'estimation. La surface grise est l'intervalle de confiance à 90% et la ligne en pointillés est la médiane des réponses.

Ensuite, nous représentons sur le Graphique 11 les réponses des variables suite à un choc positif de politique monétaire conditionnellement au ratio de capitalisation boursière sur PIB. Cette variable est à la fois une mesure de développement financier et de l'importance des marchés dans le système financier total. Le développement des marchés financiers est censé contribuer positivement à la transmission des impulsions de politique monétaire, car il accroît la concurrence du point de vue des fonds prêtables (Kanga et Leveuge, 2017). Néanmoins, le Graphique 11 tend à montrer que la transmission de la politique monétaire est insensible à la taille du marché financier. Ceci est cohérent avec l'étroitesse des marchés financiers de la zone (Mishra et Montiel, 2013). Il n'existerait donc pas de concurrence entre le marché financier et le secteur bancaire.

Graphique 11 : Réponses des variables suite à un choc de politique en fonction de la capitalisation boursière



Note : Ces graphiques sont les réponses de l'inflation, du taux de change effectif réel (TCER), du crédit à l'économie (Crédit) et de la croissance du PIB (PIB) suite à un choc d'une unité de politique monétaire conditionnellement au ratio de la capitalisation boursière sur PIB. Le modèle est estimé sur la période 1990-2015. Nous considérons le 10^e percentile, la médiane et le 90^e percentile du ratio de la capitalisation boursière sur PIB sur la période d'estimation. La surface grise est l'intervalle de confiance à 90% et la ligne en pointillés est la médiane des réponses.

V. CONCLUSION

Le processus de création d'un espace économique et monétaire commun à 16 pays de l'Afrique de l'Ouest au sein de la Communauté Economique de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO) a connu une accélération politique durant les dernières années, traduction de la volonté des Etats membres de renforcer le cadre de leur coopération économique et monétaire. L'année 2020 est annoncée comme celle de la traduction opérationnelle de l'adoption d'une monnaie commune aux 16 pays membres. Cette nouvelle donne implique la mise en œuvre d'une politique monétaire avec pour objectif de contribuer à défendre la valeur interne et externe de cette monnaie. Dans ces circonstances, la problématique relative à la définition des modalités pratiques de la conduite de cette politique monétaire commune se pose avec plus d'acuité. Celle-ci devra forcément prendre en compte les spécificités des économies composantes.

La récente littérature sur les modalités et les conditions de la conduite d'une politique monétaire commune dans un espace économique font ressortir le rôle important que jouent les différences politiques, économiques et structurelles dans la transmission des mesures de politique monétaire à l'économie réelle. La présente recherche propose une analyse prospective des modalités de la conduite d'une politique monétaire commune au sein de cet espace et analyse l'influence des facteurs propres à chaque économie dans la transmission des choix de politique monétaire. Au préalable, elle a caractérisé le niveau d'hétérogénéité des économies membres de l'espace.

Il en ressort que les pays de la zone CEDEAO présentent une forte hétérogénéité qui nous a conduit à les classer en trois grandes catégories. D'un côté, le Cap-Vert, le Nigeria et le Maroc qui disposent de structures économiques relativement avancées. Au niveau intermédiaire, nous avons la Côte d'Ivoire, le Ghana et le Sénégal dont les structures économiques se sont significativement améliorées sur la période récente. Les autres pays font face à des défis plus importants. Cette hétérogénéité influencerait la transmission de la politique monétaire commune qui sera conduite. Nous trouvons que l'asymétrie des réponses à un choc de politique monétaire au sein de la CEDEAO s'explique par les différences macroéconomiques (qualité des institutions, et niveau d'endettement). De plus, elle s'explique par la santé du secteur bancaire (profondeur du système financier et vulnérabilité du secteur bancaire). La concurrence bancaire aurait un impact sur les réponses du crédit à l'économie tandis que la capitalisation boursière n'aurait pas d'effets.

Ces différents résultats appellent résolument à une plus grande prise en compte des hétérogénéités entre les économies dans l'élaboration de la stratégie de développement de la CEDEAO et dans la construction d'une zone économique et monétaire efficiente pour assurer un développement socioéconomique des populations. Ils instruisent, par ailleurs, trois leçons majeures pour la conduite de la politique monétaire au sein de la CEDEAO. La première leçon est celle de la nécessaire poursuite de l'assainissement du cadre réglementaire dans les économies de la zone. Une meilleure qualité de la réglementation, doublée d'une convergence des économies de la zone contribuera à améliorer l'efficacité de la politique monétaire commune. La deuxième leçon est qu'il est crucial de procéder à une amélioration des conditions bancaires dans toute la zone et de réduire progressivement les divergences entre les économies dominantes de la région et les

autres. Enfin, la troisième leçon est que les économies de la zone devraient s'investir à agrandir leurs marchés financiers et les rendre plus compétitifs pour tirer un meilleur profit de ce canal dans la transmission d'une politique monétaire commune.

Les conclusions de cette étude sont le point de départ d'une série de travaux nécessaires pour mieux orienter les choix stratégiques de la future union monétaire de la CEDEAO. En effet, les contraintes de disponibilité de données ne nous ont pas permis, entre autres, de prendre en compte explicitement la profondeur et la liquidité du marché monétaire (marché interbancaire, marché des titres publics, . . .) dans la transmission de la politique monétaire commune alors que les travaux précédents assurent que ce canal est important dans la transmission de la politique monétaire. Dans le même temps, nous n'avons pas pris en compte explicitement les instruments de la politique monétaire (taux directeur, injection de liquidité, . . .) dans l'étude de la transmission de la politique monétaire. Nous nous sommes limités à leur résultante.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

Addison, E, M Opoku-Afari et E Kiful (2005). *Terms of trade and real exchange rate shocks and implications for the West African Monetary Zone*. Working Paper 12. Bank of Ghana.

Alagidede, P., S. Coleman and J. C. Cuestas (2012). "Inflationary shocks and common economic trends: Implications for West African Monetary Union membership". *Journal of Policy Modeling* 34.3, p. 460-475.

Altunbas, Y., L. Gambacorta and D. Marques-Ibanez (2010). "Bank risk and monetary policy". *Journal of Financial Stability* 6.3, p. 121-129.

Andrés, J., J. D. López-Salido and E. Nelson (2004). "Tobin's imperfect asset substitution in optimizing general equilibrium". *Journal of Money, Credit and Banking* 36.4, p. 665-690.

Angeloni, Ignazio, Anil K. Kashyap and Benoît Mojon, éd. (2003). *Monetary Policy Transmission in the Euro Area: A Study by the Eurosystem Monetary Transmission Network*. Cambridge University Press.

Barigozzi, Matteo, Antonio Conti and Matteo Luciani (2014). "Do Euro Area Countries Respond Asymmetrically to the Common Monetary Policy?" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 76.5, p. 693-714.

Beguy, Olivier (2012). "Trois Essais sur la surliquidité bancaire dans la communauté économique et monétaire d'Afrique centrale (CEMAC)". Thèse de doctorat de l'Université d'Auvergne - Clermont-Ferrand I.

Berger, Allen N. (1995). "The Profit-Structure Relationship in Banking—Tests of Market-Power and Efficient-Structure Hypotheses". *Journal of Money, Credit and Banking* 27.2, p. 404-431.

Cecchetti, Stephen G (2001). "Legal structure, financial structure and the monetary policy transmission mechanism". *The Monetary Transmission Process*. Springer, p. 170-207.

Condé, Lanciné (2012). "Trois essais sur la monnaie unique de la CEDEAO et les défis associés".

Thèse de doct. Université d'Auvergne-Clermont-Ferrand I.

Cooper, Richard N (1976). "Worldwide versus regional integration: Is there an optimum size of the integrated area?" *Economic integration: Worldwide, regional, sectoral*. Springer, p. 41- 60.

Corvoisier, Sandrine and Reint Gropp (2002). "Bank concentration and retail interest rates". *Journal of Banking & Finance* 26.11, p. 2155-2189.

Cottarelli, Carlo and Angeliki Kourelis (1994). "Financial structure, bank lending rates, and the transmission mechanism of monetary policy". *Staff Papers* 41.4, p. 587-623.

Darvas, Zsolt (2012a). *Real effective exchange rates for 178 countries: a new database*. Working Paper 2012/06. Bruegel.

— (2012b). *Compositional effects on productivity, labour cost and export adjustments*. *Bruegel Policy Contribution 2012/11, June 2012*. Policy Contribution 2012/11. Bruegel.

De Bondt, Gabe (2002). *Retail bank interest rate pass-through: new evidence at the euro area level*. European Central Bank Working Paper No.136. European Central Bank.

Ehrmann, Michael, Leonardo Gambacorta, Jorge Martinez-Pagès, Patrick Sevestre and Andreas Worms (2003a). "14 - Financial systems and the role of banks in monetary policy transmission in the euro area". *Monetary Policy Transmission in the Euro Area*. Sous la dir. d'Ignazio Angeloni, Anil K. Kashyap and Benoît Mojon. Cambridge University Press.

Ehrmann, Michael, Leonardo Gambacorta, Jorge Martinez-Pagès, Patrick Sevestre and Andreas Worms (2003b). "The Effects of Monetary Policy in the Euro Area". *Oxford Review of Economic Policy* 19.1, p. 58-72.

Escofer B. et Pagès, J. (2008). *Analyses factorielles simples et multiples : objectifs, méthodes et interprétation*. Dunod Paris.

Fielding, David and Kalvinder Shields (2001). "Modelling macroeconomic shocks in the CFA Franc Zone". *Journal of Development Economics* 66.1, p. 199-223.

Fielding, David and Kalvinder K Shields (2003). *Economic integration in West Africa: does the CFA make a difference?* Discussion Paper 001. University of Leicester.

Frankel, J. A. and A. K Rose (1998). "The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria". *CEPR Discussion Paper* 1473, p. 199-224.

Gammadigbé, Vigninou (2015). *Une monnaie unique pour la CEDEAO : l'hétérogoénéité des chocs et l'asymétrie des cycles sont-elles des obstacles ?* Mémoire de recherche. Université de Lomé.

Georgiadis, Georgios (2014). "Towards an explanation of cross-country asymmetries in monetary transmission". *Journal of Macroeconomics* 39, p. 66-84.

Grekou, Douwre (2005). *La zone monétaire unique d'Afrique de l'ouest est-elle optimale ?* Mémoire de recherche. Université de Montréal.

Haselmann, Rainer et Paul Wachtel (2010). "Institutions and Bank Behavior: Legal Environment, Legal Perception, and the Composition of Bank Lending". *Journal of Money, Credit and Banking* 42.5, p. 965-984.

Haselmann, Rainer, Katharina Pistor and Vikrant Vig (2010). "How Law Affects Lending". *Review of Financial Studies* 23.2, p. 549-580.

Hoffmaister, Alexander W, Jorge E Roldós and Peter Wickham (1998). "Macroeconomic fluctuations in sub-Saharan Africa". *Staff Papers* 45.1, p. 132-160.

Houssa, Romain (2008). "Monetary union in West Africa and asymmetric shocks: A dynamic structural factor model approach". *Journal of Development Economics* 85.1-2, p. 319-347.

Ingram, J. (1969). "Comment: The Optimum Currency Problem". *Chicago University Press*.
Johnson, H.G (1970). "Further Essays in Monetary Theory". *Harvard University Press*.

Jondeau, Eric and Jean-Guillaume Sahuc (2008). "Testing heterogeneity within the euro area".

Economics Letters 99.1, p. 192-196.

Kanga, Désiré et Grégory Levieuge (2017). "Une évaluation des effets des politiques monétaires non conventionnelles sur le coût du crédit aux entreprises dans la zone euro". *Economie et Statistique* 494-495-496, p. 91-110.

Kashyap, Anil K. et Jeremy C. Stein (2000). "What Do a Million Observations on Banks Say about the Transmission of Monetary Policy?" *American Economic Review* 90.3, p. 407-428.

Kassambara, A. (2017). *Practical Guide to Cluster Analysis in R: Unsupervised Machine Learning*. STHDA.

Kenen, P. B (1969). "The Optimum Currency Area: An Eclectic View". *Chicago: University of Chicago Press*.

Kindleberger, Charles P (1986). "International public goods without international government". *American Economic Review* 76.1, p. 1-13.

Kishan, Ruby P. and Timothy P. Opiela (2000). "Bank Size, Bank Capital, and the Bank Lending Channel". *Journal of Money, Credit and Banking* 32.1, p. 121-41.

Laurens, Bernard (2005). *Monetary Policy Implementation at Different Stages of Market Development*. IMF Occasional Paper 244. International Monetary Fund.

Leroy, Aurélien and Yannick Lucotte (2015). "Heterogeneous monetary transmission process in the Eurozone: Does banking competition matter?" *International Economics* 141, p. 115-134.

Leroy, Aurélien and Yannick Lucotte (2016). "Structural and Cyclical Determinants of Bank Interest-Rate Pass-Through in the Eurozone". *Comparative Economic Studies* 58.2, p. 196-225.

Lungu, Mark (2007). "Is There a Bank Lending Channel in Southern African Banking Systems?" *African Development Review* 19.3, p. 432-468.

McKinnon, R. I (1963). "Optimum Currency Areas". *American Economic Review* 53.4, p. 717- 725.

Mishkin, Frederic S (1996). *The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy*. Working Paper 5464. National Bureau of Economic Research.

Mishra, P. and P. Montiel (2013). "How effective is monetary transmission in low-income countries? A survey of the empirical evidence". *Economic Systems* 37.2, p. 187-216.

Mishra, P., P. Montiel, P. Pedroni and A. Spilimbergo (2012). "Monetary Transmission in Low-Income Countries: Effectiveness and Policy Implications". *IMF Economic Review* 60.2, p. 270-302.

Mishra, P., P. Montiel, P. Pedroni and A. Spilimbergo (2014). "Monetary policy and bank lending rates in low-income countries: Heterogeneous panel estimates". *Journal of Development Economics* 111. Special Issue: Imbalances in Economic Development, p. 117- 131.

Mojon, Benoît (2001). "Structures financières et canal des taux d'intérêt de la politique monétaire dans la zone euro". *Economie & Prévision* 147.1, p. 89-115.

Mundell, R. A (1961). "A Theory of Optimum Currency Areas". *American Economic Review* 4, p. 657-665.

Ndikumana, L. (2016). "Implications of Monetary Policy for Credit and Investment in Sub-Saharan African Countries". *Journal of African Development* 18.2, p. 1-18.

Nubukpo, K. K. (2007). "L'efficacité de la Politique Monétaire en Situation d'Incertitude et d'Extraversion : Le Cas de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA)". *The European Journal of Development Research* 19.3, p. 480-495.

Rose, A. K (2000). "One Money, One Market, Estimating the Effect of Common Currencies on Trade". *Economic Policy* 30.

Saborowski, Christian and Sebastian Weber (2013). *Assessing the determinants of interest rate transmission through conditional impulse response functions*. Working Paper 13-23. International Monetary Fund.

Sacerdoti, Emilio (2005). *Access to Bank Credit in Sub-Saharan Africa*. IMF Working Paper 05/166. International Monetary Fund.

Sander, Harald and Stefanie Kleimeier (2004). "Convergence in euro-zone retail banking? What interest rate pass-through tells us about monetary policy transmission, competition and integration?", *Journal of International Money and Finance* 23.3, p. 461-492.

Sorensen, Christoffer Kok and Thomas Werner (2006). *Bank interest rate pass-through in the euro area: a cross country comparison*. Working Paper Series 580. European Central Bank.

Tapsoba, S. Jules-Arnaud (2010). "Trade Intensity and Business Cycle Synchronicity in Africa". *Journal of African Economies* 18.2, p. 287-318.

Tibshirani, R., G. Walther et T. Hastie (2000). "Estimating the number of clusters in a data set via the gap statistic". *Stanford University*.

Towbin, Pascal and Sebastian Weber (2013). "Limits of floating exchange rates: The role of foreign currency debt and import structure". *Journal of Development Economics* 101, p. 179-194.

Turk Ariss, Rima (2010). "On the implications of market power in banking: Evidence from developing countries". *Journal of banking & Finance* 34.4, p. 765-775.

United Nations Industrial Development Organization (2017). *Competitive Industrial Performance Report 2016*. Volume I. Vienna, Austria.

Valverde, Carbo Santiago and Rodriguez Francisco Fernández (2007). "The determinants of bank margins in European banking". *Journal of Banking & Finance* 31.7, p. 2043-2063.

Van Leuvensteijn, Michiel, Christoffer Kok Sørensen, Jacob A Bikker and Adrian ARJM Van Rixtel (2013). "Impact of bank competition on the interest rate pass-through in the euro area". *Applied Economics* 45.11, p. 1359-1380.

A. ANNEXE

A.1 L'analyse en Composante Principale (ACP)

L'ACP a été utilisée pour construire l'indicateur de politique monétaire commune dans la zone CEDEAO.

Cette méthode consiste en un ensemble de transformations linéaires d'un grand nombre de variables inter-corrélées de manière à obtenir un nombre relativement limité de composantes non corrélées¹⁹.

Considérons un ensemble d'observations décrites par des variables continues $\{X_1, X_2, \dots, X_p\}$. L'objectif de l'ACP est de décrire ce même ensemble de données par de nouvelles variables en nombre réduit. Ces nouvelles variables sont en réalité des combinaisons linéaires des variables originales, et sont appelées les Composantes Principales (CP). Dans notre cas, nous cherchons une variable unique qui puisse expliquer la politique monétaire commune dans la CEDEAO.

La première étape de l'ACP est l'analyse des corrélations entre les variables. Si les corrélations entre les variables sont trop faibles une ACP ne se justifierait pas car il serait alors impossible de trouver une structure latente qui gouverne les interrelations entre les variables considérées et les facteurs extraits ne diffèreraient pas grandement des variables initiales.

Si l'on considère l'ensemble de données $X_{n \times p}$ suivant :

$$X = \begin{pmatrix} x_{11} & \dots & \dots & x_{1p} \\ x_{21} & \dots & \dots & x_{2p} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ x_{n1} & \dots & \dots & x_{np} \end{pmatrix}$$

où x_{ij} est la valeur de l'individu i pour la variable j , la matrice des corrélations R de cet ensemble est donnée par :

$$R = \begin{pmatrix} 1 & r_{21} & \dots & r_{1p} \\ r_{21} & 1 & \dots & r_{2p} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ r_{p1} & r_{p2} & \dots & 1 \end{pmatrix}$$

avec $r_{ij} = \text{corr}(X_i, X_j)$ le coefficient de corrélation entre les variables X_i et X_j .

R est une matrice symétrique et semi-définie positive qui peut s'écrire comme suit :

$$R = U \Lambda U^j$$

où Λ est la matrice des valeurs propres ordonnées telles que $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_p \geq 0$.

$U_{(p \times p)} = (u_1, u_2, \dots, u_p)$, est la matrice des vecteurs propres associés aux valeurs propres. Les p vecteurs propres de R sont chacun de norme 1 et tous orthogonaux entre eux.

Notre objectif est d'extraire k ($k \leq p$) facteur parmi les p facteurs obtenus après l'ACP. Comme indiqué précédemment, chaque facteur C_α extrait est la combinaison linéaire des variables

¹⁹ Le lecteur peut se référer à Escofer (2008) pour une présentation détaillée de la méthode.

initiales et peut s'écrire de la façon suivante :

$$C_\alpha = u_{1\alpha}X_1 + u_{2\alpha}X_2 + \dots + u_{p\alpha}X_p = \sum_{j=1}^p u_{j\alpha}X_j, \quad \alpha = 1, 2, \dots, p$$

où X_1, X_2, \dots, X_p sont les p variables initiales standardisés.

La matrice $F_{(n,p)} = XU$ est la matrice des scores factoriels, formée des n composantes de chaque facteur $C_\alpha, \alpha = 1, 2, \dots, p$

La standardisation de la matrice de données initiales se fait par centrage et réduction des variables considérées.

Dans la suite de l'ACP, l'on est amené à ne retenir qu'un certain nombre de facteurs. Pour ce faire, on ne retient que les k premiers facteurs ($k < p$), tels que $var(C_\alpha) = \lambda_\alpha$ est plus grande, de sorte que la proportion de la variance totale expliquée par les k premiers facteurs $\left(\frac{\lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_k}{\lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_p}\right)$ soit maximale.

Il existe plusieurs critères pour choisir le nombre de facteurs à retenir:

1. **Le critère de l'inertie de Joliffe** : s'arrêter dès que la proportion expliquée de la variance globale atteint une proportion fixée (généralement 70 à 80%).
2. **Le critère de Kaiser** : exclure les valeurs propres inférieures à 1 (dans le cas d'une ACP normée).
3. **Le critère de Cattell** : on construit le diagramme des valeurs propres consistant à représenter les λ_α en fonction de α . L'on cherche ensuite à observer un changement de régime dans la décroissance des valeurs propres (appelé communément « coude »). On retient alors les valeurs propres avant la chute observée.

Une fois le nombre de facteurs retenus, il suffit de les extraire en utilisant la combinaison linéaire simple décrite plus haut.

A.2 L'algorithme de classification des K-means

L'algorithme des K-means est une version améliorée et randomisée de la méthode de classification des nuées dynamiques²⁰. Il est actuellement l'un des plus utilisés et des plus efficaces en analyse des données. De fait, il permet de partitionner une population finie d'éléments en un nombre K étant un nombre fixé par l'utilisateur. On note $\sigma_j (1 \leq j \leq N)$ les N individus que l'on souhaite partitionner. L'algorithme des k-means se déroule comme suit :

1. On choisit K individus au hasard parmi les N individus de la population (il s'agit d'un tirage aléatoire simple sans remise de K individus dans la population de taille N). Soit (R_1, R_2, \dots, R_K) , la famille des K individus sélectionnés. Ces derniers sont les représentants des K classes (C_1, C_2, \dots, C_K) qui sont pour l'instant vides (on les appelle aussi les centres des K classes).

²⁰ Voir Kassambara (2017) et Tibshirani et al. (2000) pour une présentation détaillée de la méthode.

- On affecte chaque individu de l'ensemble à l'une des classes en fonction du représentant (centre) le plus proche selon un principe de distance ou de similarité: $Arg \min_{1 \leq k \leq K} d(\sigma_j, R_k)$, où d est une distance ou une similarité entre les individus.
- On calcule les nouveaux représentants (centres) pour les classes²¹. Ces nouveaux représentants de classes correspondent à la moyenne des individus de la classe. Le calcul se fait comme suit :

$$\forall k, 1 \leq k \leq K, R_k = \frac{1}{|C_k|} \sum_j \sigma_j$$

- On retourne à l'étape 2 jusqu'à ce que deux itérations successives conduisent à une même partition, c'est-à-dire que deux itérations successives donnent les mêmes représentants des classes (ou bien on peut aussi retourner à l'étape 2, tant que la différence $\Delta(R)$ entre anciens et nouveaux centres est supérieur à un seuil faible fixé de manière discrétionnaire). On peut par ailleurs se donner un nombre fixe d'itérations à effectuer. Dans ce cas, l'algorithme s'arrête dès que l'on a atteint le nombre maximal d'itérations fixé.

Il faut par ailleurs préciser que l'algorithme des k-means est lié au nombre K de classes fixées au départ, et que les partitions qui en découlent sont fortement et étroitement liées aux K centres tirés au premier niveau. Par ailleurs, pour s'affranchir de cette dépendance, on exécute l'algorithme des k-means²² avec des initialisations différentes, et on retient la meilleure partition.

La qualité de la partition est mesurée par la quantité suivante :

$$D = \sum_{k=1}^K \sum_j d(\sigma_j, R_k)$$

Cette quantité mesure la cohésion des classes obtenues.

Dans la pratique, le nombre K de classes à retenir peut se déterminer de façon non arbitraire. Nous utilisons l'interprétation de trois critères pour déterminer le nombre de classes optimales à construire :

- Le critère du coude** : Ce critère repose sur le principe de minimisation de l'inertie intra-classe. Sous ce rapport, la règle du coude (similaire à celle de l'ACP), représente l'inertie intra-classe totale en fonction du nombre de classe. Le nombre de classes à retenir selon ce critère correspond à la valeur à partir de laquelle l'inertie intra-classe n'est plus améliorée. Cette méthode est cependant très ambiguë et l'observation du coude peut relever de la subjectivité. D'où l'utilisation d'autres critères pour compléter celui-ci.
- Le critère de la silhouette** : Ce critère évalue la qualité de la classification en déterminant le degré auquel chaque point se rapproche le plus d'une classe donnée.

²¹ Il faut faire remarquer que la plupart du temps, nous disposons d'un tableau individus-variables et que par conséquent les représentants des classes sont les centres de gravités de classes, qui représentent des vecteurs de moyennes des différentes variables quantitatives de la base de données. Dans le cas où nous sommes en face d'un tableau avec variables nominales, il est plus judicieux de réaliser une analyse en correspondances multiples avant de penser à réaliser une classification.

²² K (nombre de classes) et d (mesure de distance ou similarité) étant fixés.

3. **Le critère de la statistique d'écart ou du TWH (Tibshirani-Walther-Hastie) :** ce critère compare la variabilité totale intra-classe pour différentes valeurs de K avec leur valeur attendues sous la distribution de référence des données.

Une fois ce nombre *K* choisit en appliquant la règle de la majorité, on commence à exécuter l'algorithme jusqu'à la convergence.

A.3 Données et sources

Les données utilisées pour l'étude du niveau d'hétérogénéité des économies de la CEDEAO proviennent notamment des bases de données de la Banque Mondiale (World Governance Indicator – WGI, World Development Indicator – WDI , Global Financial Development Database– GFDD et Global Findex Database–GFD), des Nations Unies (Indicateur de Compétitivité Industriel - CIP 2017), de la base de données sur le secteur financier africain (African Financial Sector Database-AFSD) du Groupe de la Banque Africaine de Développement (BAD). Le Tableau A.1 présente une synthèse des principales variables et leurs sources. Ces données couvrent, entre autres, la mesure des choix de politiques budgétaire, la structure des économies, la structure des secteur bancaire et financier et le niveau de compétitivité industrielle des pays de la CEDEAO. La diversité des sources de données pouvant être source d'hétérogénéité dans la définition des concepts de base, nous avons procédé à la triangulation des données pour nous assurer de leur cohérence interne et externe permettant une utilisation efficace.

A.4 Compléments statistiques : tableaux et graphiques

Graphique A.1: Dendrogramme de la classification

(a) Dendrogramme classification 2005-2010

(b) Dendrogramme classification 2011-2016

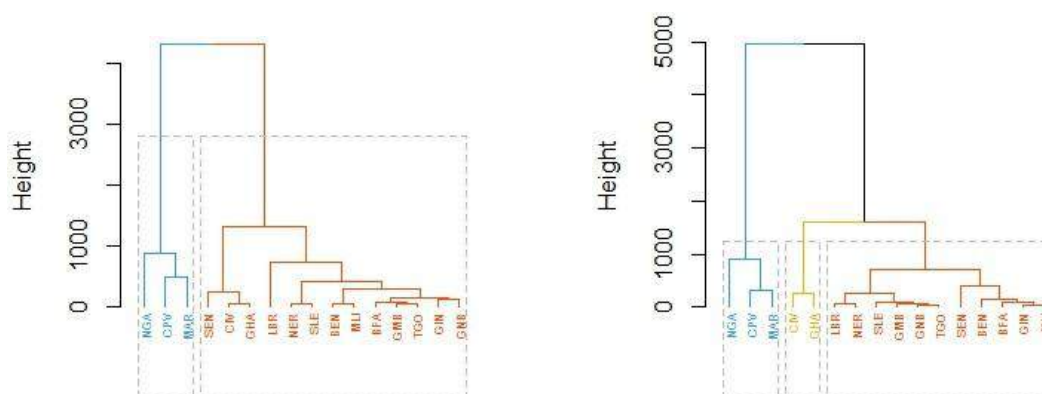


Tableau A.1: Source des données pour l'étude du niveau d'hétérogénéité des économies de la CEDEAO

Variable	Libellé	Source
Politique		
VAE	Indice de voie et responsabilité	WGI
PVE	Indice de stabilité politique et absence de violence	WGI
GEE	Indice d'efficacité de la gouvernance	WGI
RQE	Indice de la qualité de la réglementation	WGI
RLE	Indice de l'autorité de la loi	WGI
CCE	Indice de contrôle de la corruption	WGI
CPIA	Indice de gestion de la dette publique	WGI
Politique budgétaire		
Dette	Niveau d'endettement	WDI
Taxe	Montant des taxes	WDI
Déficit	Déficit budgétaire	WDI
Structure des économies		
C	Consommation des Ménages	WDI
G	Dépenses publiques	WDI
FBCF	Formation Brute de Capital Fixe	WDI
Agricole	Part de l'agriculture dans le PIB	WDI
Industrie	Part de l'industrie dans le PIB	WDI
Service	Part des services dans le PIB	WDI
Secteurs bancaire et financier		
NbBanqCom	Nombre de banques commerciales	AFSD
NbEMF	Nombre d'établissement de microfinance	AFSD
Actifs	Total des actifs des banques (En milliards USD)	AFSD
M2	Monnaie et quasi monnaie (En milliards USD)	AFSD
Crédit Banque	Crédit des banques au secteur privé (en pourcentage du PIB)	AFSD
CI	Crédit domestique au secteur privé (en pourcentage du PIB)	GFDD
PL	Passif liquide (en pourcentage du PIB)	GFDD
DB	Dépôts des banques (en pourcentage du PIB)	GFDD
Compte	Proportion des personnes âgées de 15 ans et plus possédant un compte bancaire	Global Findex
Compte 1000	Nombre de comptes bancaires pour 1000 adultes	GFDD
ATM	Nombre de Guichets automatiques pour 1000 adultes	GFDD
MM	Proportions d'adultes utilisant le mobile money	GFDD
PE	Proportions d'adultes utilisant des moyens de paiement électroniques	GFDD
Lerner	Indice de concurrence de Lerner	GFDD
Etranger	Part des banques étrangères dans les actifs totaux du système bancaire	GFDD
CR	Part des actifs des 5 plus grosses banques	GFDD
FGBank	Frais Généraux des Banques	GFDD
CredCT	Part des crédits à court terme	AFSD
Finance		
Capitalisation	Capitalisation boursière (En milliards USD)	AFSD
Index	Indices boursiers de la BRVM, GSE, NSE, SSE, CSE	Reuters Eikon
CB	Capitalisation boursière (En Mds USD)	Données Bourse du Cap-Vert
NC	Nombre de sociétés cotées	Données Bourse du Cap-Vert
NT	Nombre de transactions effectuées sur une période d'une année	Données Bourse du Cap-Vert
RC	Turn-over Ratio	Données Bourse du Cap-Vert
Industrie		
CIP	Classement selon l'indice de compétitivité industrielle	CIP 2017
VApC	Valeur Ajoutée Manufacturière par habitant	CIP 2017
VASh	Part de la Valeur Ajoutée Manufacturière dans le PIB	CIP 2017
MHTVA	Part des biens de Moyenne et Haute Technologie dans la Valeur Ajoutée Manufacturière	CIP 2017
VAm	Part dans la Valeur Ajoutée Manufacturière Mondiale	CIP 2017
ExpMpc	Exportation de produits manufacturés par habitant	CIP 2017
MXsh	Part des produits manufacturés dans les exportations	CIP 2017
MHTXM	Part des produits de Moyenne et Haute Technologie dans les exportations de produits manufacturés	CIP 2017
XMm	Part des exportations de produits manufacturés mondiales	CIP 2017

Tableau A.2: Indicateurs de gouvernance (moyenne sur la période 2002-2016)

	vae	pve	gee	rqe	rle	cce
Bénin	0,23	0,35	-0,51	-0,46	-0,54	-0,62
Burkina Faso	-0,29	-0,28	-0,60	-0,25	-0,45	-0,28
Côte d'Ivoire	-0,95	-1,53	-1,05	-0,76	-1,16	-0,92
Cap-Vert	0,83	0,81	0,06	-0,15	0,49	0,79
Ghana	0,39	0,01	-0,09	-0,07	0,01	-0,14
Guinée	-1,10	-1,35	-1,09	-1,05	-1,35	-1,04
Gambie	-1,02	0,07	-0,66	-0,42	-0,47	-0,63
Guinée-Bissau	-0,83	-0,64	-1,26	-1,12	-1,32	-1,25
Liberia	-0,46	-1,06	-1,33	-1,25	-1,10	-0,82
Mali	0,06	-0,50	-0,81	-0,48	-0,42	-0,64
Niger	-0,33	-0,76	-0,69	-0,57	-0,59	-0,73
Nigeria	-0,67	-1,92	-1,03	-0,89	-1,17	-1,16
Sénégal	0,05	-0,20	-0,36	-0,22	-0,19	-0,23
Sierra-Léone	-0,29	-0,33	-1,22	-0,93	-0,97	-0,90
Togo	-1,00	-0,32	-1,37	-0,84	-0,90	-0,93
Maroc	-0,67	-0,42	-0,13	-0,18	-0,17	-0,29
Dispersion SM	0,58	0,68	0,47	0,38	0,55	0,54
CV SM	- 1,627	- 1,340	- 0,581	- 0,609	- 0,813	- 0,848
Dispersion (AM)	0,57	0,66	0,48	0,39	0,54	0,52
CV (AM)	- 1,498	- 1,303	- 0,637	- 0,650	- 0,845	- 0,856

Ce tableau présente la valeur moyenne des indicateurs de gouvernance sur la période 2002-2016 pour chaque pays de la zone, les données proviennent du WGI (Banque mondiale). *vae* est la valeur estimée pour l'indicateur de voix et responsabilité, *pve* est la valeur estimée pour l'indicateur de la stabilité politique et l'absence de violence, *gee* est la valeur estimée pour l'indicateur d'efficacité de la gouvernance, *rqe* est la valeur estimée pour l'indicateur de la qualité de la réglementation, *rle* est la valeur estimée pour l'indicateur de l'autorité de la loi, *cce* est la valeur estimée pour l'indicateur de contrôle de la corruption.

Tableau A.3: Caractéristiques des centres de gravité

	2005-2006		2011-2016		
	Classe 1	Classe 2	Classe 1	Classe 2	Classe 3
Dettes	27,51	93,88	32,69	42,70	39,14
Dépense publique	15,02	13,04	13,85	14,88	15,65
FBCF	27,90	18,72	21,74	27,31	22,37
PIB par tête	2608,15	658,55	568,30	2987,09	1330,77
Croissance	5,82	4,44	4,50	3,03	6,12
Consommation	63,70	87,16	84,25	64,36	67,70
Inflation	5,45	6,30	4,47	4,44	5,02
Agriculture (valeur ajoutée)	19,21	35,33	35,82	15,19	21,52
Industrie (valeur ajoutée)	29,83	19,57	19,15	24,77	26,65
Services (valeur ajoutée)	50,97	45,10	45,09	60,04	51,82
Ratio coût sur revenu	61,28	69,13	79,42	69,68	78,60
Dépôt bancaire	55,20	17,88	24,78	61,26	25,82
Zscore	26,76	7,29	7,66	27,92	6,82
Crédit (économie)	43,21	12,40	17,07	48,47	22,63
Liquidité bancaire	64,60	25,95	34,13	71,10	34,56

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 de la Statistique selon les modalités ci-après :

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

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

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