



Munich Personal RePEc Archive

Macroeconomic stress testing of the WAEMU banking system

Gammadigbé, Vigninou

Centre de Recherche et de Formation en Sciences Economiques et de
Gestion (CERFEG) de l'Université de Lomé

March 2012

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/39776/>
MPRA Paper No. 39776, posted 02 Jul 2012 13:18 UTC

STRESS TEST MACROÉCONOMIQUE DU SYSTÈME BANCAIRE DE L'UEMOA

Vigninou GAMMADIGBE*

Mars 2012

Résumé

Dans ce papier nous évaluons la capacité de résistance du système bancaire de l'UEMOA aux chocs macroéconomiques. A partir des données bancaires agrégées par pays de 1990 à 2010, nous identifions les déterminants microéconomiques et macroéconomiques de la rentabilité des banques de l'Union à l'aide de la méthode des moments généralisés (GMM) en panel dynamique. Nous effectuons ensuite les exercices de stress en évaluant la sensibilité du coefficient de rentabilité des banques à divers scénarios adverses. Les résultats révèlent que les banques de l'Union sont plus vulnérables aux chocs monétaires que ceux de l'activité réelle. Ils supportent en particulier la solidité du secteur bancaire dans sa globalité face aux changements de son environnement macroéconomique, de sorte que les risques d'une dégradation de la rentabilité liée à des chocs de l'économie réelle sont contenus.

Classification JEL : C23, G21

Mots clés : Stress test, Panel dynamique, Méthode des moments généralisés, Coefficient de rentabilité, UEMOA.

*Centre de Recherche et de Formation en Sciences Économiques et de Gestion (CERFEG), Université de Lomé (Togo). E-mail: dodogamma@yahoo.fr; Tel: +228 91 59 84 61

1 Introduction

L'efficacité de la politique monétaire requiert un système bancaire robuste, capable de résister aux chocs macroéconomiques sévères mais plausibles. La stabilité financière étant au cœur des préoccupations des banques centrales et des régulateurs, ces derniers cherchent à quantifier l'endurance du système bancaire face à l'émergence de divers chocs adverses. Les stress tests macroéconomiques permettent d'identifier et de calibrer les risques encourus par le système financier dans sa globalité. Depuis les années 90, les autorités en charge de la supervision bancaire ont mis l'accent sur les liens entre la dégradation des fondamentaux macroéconomiques et la stabilité du système bancaire. Les crises financières récentes ont souligné l'intérêt de renforcer l'approche macro-prudentielle au-delà du suivi individuel des institutions financières [De Bandt et Oung, 2004]. En effet, ces deux approches sont complémentaires et l'attachement exclusif à l'une d'elle risquerait d'occulter une dimension importante de la stabilité financière [Borio, 2009]. L'attention particulière portée aux stress tests par les superviseurs explique la panoplie d'outils utilisés dans le cadre de l'approche macro-prudentielle qui, présente l'avantage d'analyser le risque de défaillance du système financier et d'exposition commune à des chocs macroéconomiques plutôt que d'étudier les facteurs idiosyncratiques propres aux institutions financières [Borio, 2003].

Dans l'Union Monétaire Ouest Africaine (UMOA)¹, la supervision bancaire s'est imposée comme la solution à la crise bancaire qui a secoué dans les années 1980 à 1995 le système bancaire de la zone ; crise mettant en faillite 30 établissements de crédit sur 79 au total [Powow, 2000]. Les investigations sur les causes de la crise ont mis en évidence le contrôle du crédit par l'État, la mauvaise gestion des banques, l'inadéquation de la politique monétaire de la BCEAO, le contexte macroéconomique défavorable et la faiblesse des dispositions juridiques et réglementaires [Ziady, 1990], [Caprio et Klingebiel, 2003] et [Angora, 2006]. Face à cette crise, la BCEAO a significativement modifié à partir de 1989 sa politique monétaire en optant pour une libéralisation financière au sens de Mckinnon [1973] et Shaw [1973]. La commission bancaire a été instituée en avril 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 avec comme corollaire un intérêt croissant accordé à l'approche micro-prudentielle de la stabilité du système bancaire de la zone. Or, les ratios de l'analyse

1. L'UMOA (Union Monétaire Ouest Africaine) devenue UEMOA (Union Économique et Monétaire Ouest Africaine) le 10 janvier 1994 regroupe huit pays de l'Afrique Sub-saharienne : le Bénin, le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, la Guinée Bissau, le Mali, le Niger, le Sénégal et le Togo. Ces huit pays utilisent une monnaie commune, le Franc CFA, émise par la BCEAO (Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest). Nous utiliserons indifféremment les termes UMOA ou UEMOA tout au long de cette étude.

financière calculés ex-post s'avèrent insuffisants pour évaluer la solidité financière du système bancaire et sa performance face à l'émergence de chocs macroéconomiques dont la nature est par définition aléatoire et imprévisible. L'adoption de modèles macroéconomiques, permettant la réalisation de simulations basées sur différents scénarios serait un complément utile et incontestable à la batterie d'indicateurs financiers traditionnels [Rouabah, 2006].

L'évaluation de l'endurance du système bancaire de l'UEMOA aux chocs macroéconomiques est utile à plus d'un titre à la BCEAO et la Commission Bancaire. En effet, les établissements de crédit sont les principaux vecteurs de la politique monétaire et leurs fragilités éliminent de toute évidence les options de politique monétaire de la Banque Centrale. En outre, préserver la stabilité du système bancaire est d'une importance capitale pour le superviseur et tester sa résistance aux chocs adverses de taille est une étape déterminante dans cette mission. Face à la résurgence des crises bancaires au plan international et le rôle joué par le recul économique dans leurs déclenchements d'une part, et d'autre part aux coûts énormes qu'elles engendrent pour l'économie, le besoin d'évaluer la capacité de résistance du système bancaire de l'UMOA aux chocs macroéconomiques est d'urgence.

L'objectif de cette communication est double. L'étude cherche à identifier dans un premier temps les déterminants microéconomiques et macroéconomiques d'un indicateur pertinent de l'activité bancaire : la rentabilité. Elle vise ensuite à apprécier la sensibilité du coefficient de rentabilité des banques aux scénarios macroéconomiques adverses.

Le reste de l'article est structuré comme suit. La section 2 expose les considérations théoriques et les travaux empiriques consacrés aux déterminants de la rentabilité et des dettes bancaires dans la littérature. La section 3 présente la méthodologie utilisée dans l'étude. La section 4 est réservée aux résultats et leurs interprétations. Les stress tests macroéconomiques sont ensuite implémentés dans la section 5. La section 6 conclut.

2 Revue de la littérature

Développés à l'origine par le FMI (Fonds Monétaire International) pour étudier la stabilité macroéconomique et évaluer la capacité des pays émergents à résister principalement à des crises de change, les stress tests ont été étendus au secteur bancaire dans le cadre du programme FSAP (Financial Sector Assessment Program), afin de déterminer la capacité d'un système bancaire et financier à résister à des scénarios extrêmes peu probables. Cette préoccupation a été intégrée à Bâle II puisque les stress tests font partie du second pilier dédié à la supervision du système bancaire. Dans sa mise en œuvre, deux grandes approches sont mobilisées : l'approche « *bottom up* » et l'approche « *top down* ». Selon la première approche, les

banques sont chargées de simuler, chacune de leur côté, les scénarios de référence et d'en mesurer l'impact sur les variables d'intérêt (rentabilité, risques et solvabilité), sur la base de leurs comptes consolidés [De Bandt et Oung, 2004]. Dans cette logique, le stress test se résume en cette question : quelle perte subira la banque X en supposant l'évènement « extrême » Y ? Toute la pertinence et la difficulté de ce test réside dans la quantification de la probabilité de l'évènement Y, subjective, différente d'un décideur à un autre et sujette à débat. Selon l'approche dite « *top down* », les superviseurs évaluent l'impact agrégé des chocs macroéconomiques sur les variables d'intérêt du système bancaire dans sa globalité [Jones et al., 2004]. La cohérence des deux approches est contrôlée *in fine* par la confrontation des divers résultats. Une abondante littérature sur les diverses méthodologies des tests de résistance du secteur bancaire est fournie par Jones et al. [2004], Sorge [2004] et Foglia [2009].

Dans l'optique de la promotion d'un système bancaire et financier sain et solide, susceptible de contribuer efficacement au financement du développement économique des états membres de l'UEMOA, les autorités monétaires de l'Union ont décidé en 2007 de relever le capital social minimum applicable aux banques et établissements financiers de l'Union à 10 Milliards FCFA et 3 Milliards respectivement (Rapport 2007 de la Commission Bancaire de l'UEMOA). Le système bancaire de l'UEMOA a par ailleurs été l'objet d'une évaluation en 2007 par une mission conjointe de la Banque Mondiale et du FMI dans le cadre du programme FSAP afin de déterminer ses forces et ses faiblesses. L'évaluation a montré que le secteur bancaire de l'Union est vulnérable aux chocs sectoriels et macroéconomiques : les difficultés de certaines filières d'exportation et la détérioration des finances publiques dans plusieurs pays auraient contribué à la dégradation du portefeuille des banques [BCEAO, 2010]. Ces résultats sont en ligne avec la littérature existante. En effet la plupart des études sur la profitabilité² et la solidité du système bancaire distinguent trois types de déterminants qui sont généralement significatifs : l'environnement macroéconomique et financier, la structure du marché et les variables spécifiques à l'industrie bancaire comme l'ont établi Revell [1979], Smirlock [1985], Molyneux et Thornton [1992], Berger [1995], Demirguc-Kunt et Huizinga [2000], Guru et al. [2002], Goddard et al. [2004], Kosmidou et al. [2006], Beckmann [2007], Athanoglou et al. [2008], Lepetit et al. [2008] et Albertazzi et Gambacorta [2009].

En période de récession, les revenus des banques (intérêts et commissions) diminuent, ce qui porte atteinte à leurs rentabilités. Dans ce sens, les premières études dédiées aux sources de revenus des banques et donc de leurs profitabilités se sont concentrées sur la marge d'intérêt bancaire [Ho et Saunders, 1981]. Dans leur modèle, les auteurs dérivent une marge d'intérêt qualifiée de « pure » en neutralisant

2. La profitabilité bancaire est mesurée par le ratio de rentabilité des actifs (ROA, *Return on Asset*) ou de celui des capitaux propres (ROE, *Return on Equity*).

la composante idiosyncratique de la marge d'intérêt bancaire. Cette marge d'intérêt « pure » dépend de l'aversion au risque, du volume de transactions de la banque, de la structure du marché et de la volatilité du taux d'intérêt. Cependant, il ressort de leurs estimations que la volatilité des taux d'intérêt demeure le facteur explicatif dominant de la variabilité de la marge d'intérêt pure. Allen [1988] affine le modèle de Ho et Saunders en tenant compte de l'hétérogénéité des crédits et des dépôts bancaires. A partir des estimations empiriques, il associe la tendance baissière de la marge d'intérêt pure à la diversification de l'activité bancaire. Les résultats de l'étude de Hanweck et Scholar [2003] ont montré que les changements dans les marges d'intérêt sont positivement liés à la volatilité des taux d'intérêt et accroissent la pente de la courbe des rendements. Toutefois, ces marges sont négativement liées aux pertes sur les crédits, tant que les banques essaient de changer la composition de leurs actifs et passifs pour compenser ces changements.

Les travaux empiriques de Saunders et Schumacher [2000], et Demirguc-Kunt et Huizinga [2000] ont mis en lumière une relation robuste entre la marge d'intérêt bancaire et le cycle des affaires. Ainsi donc, le recul de l'activité économique détériorerait la rentabilité et la qualité du portefeuille des banques et par ricochet leurs solvabilités. Pourtant les divers travaux empiriques ne parviennent pas toujours à ce résultat. En effet, les recherches empiriques dévolues à l'analyse de la profitabilité bancaire se basent le plus souvent sur des modèles en panel. Elles peuvent être scindées en deux catégories selon l'espace couvert, c'est-à-dire selon que l'analyse est limitée à l'espace national ou étendue à un panel international de banques. A titre indicatif, parmi les nombreuses études faisant partie du premier groupe, on trouve Berger et *al.* [1987], Neely et Wheelock [1997] et Barajas et *al.* [1999]. Quant aux études faisant partie du second groupe, elles englobent les travaux de Bourke [1989], de Molyneux et Thornton [1992] et Demirguc-Kunt et Huizinga [2000]. Il y a lieu de noter que l'ensemble de ces analyses examine l'impact de la combinaison des facteurs internes et externes sur la profitabilité bancaire. Cependant, les résultats empiriques issus de ces études divergent de manière significative. Cette discordance est souvent attribuée à la pluralité des environnements légaux et économiques dans lesquels les banques opèrent [Rouabah, 2006].

Les travaux de Molyneux et Thornton [1992] ont apporté des éclaircissements sur les liens susceptibles d'exister entre la profitabilité des banques et l'inflation d'une part et les taux d'intérêt de long terme d'autre part. Leurs résultats empiriques font apparaître une relation positive, qui laisse penser que la progression de l'inflation et des taux d'intérêt de long terme seraient favorable à l'accroissement de la profitabilité des banques. Les travaux de Demirguc-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, précipite le système bancaire dans une situation de détresse. Ce résultat qui a déjà été noté par Gorton [1983] sur les banques américaines est confirmé par Kaminsky et Reinhart [1996] sur un panel de banques des pays en développement.

Rouabah [2006] examinant la sensibilité des banques luxembourgeoises à partir d'un panel de 218 banques parvient à la conclusion que l'effet de la progression des taux d'intérêt sur les profits des banques luxembourgeoises demeure négligeable. Par contre, les répercussions d'un fléchissement de l'activité économique et d'un choc boursier négatif sur les profits des banques luxembourgeoises semblent, dans une certaine mesure, poser un défi pour les banques. Les variations du taux du marché monétaire n'ont pas d'influence sur les marges d'intérêt des banques.

Mansouri et Afroukh [2008] se sont intéressés aux déterminants de la rentabilité des banques marocaines. Leur analyse en données de panel en se basant sur un échantillon cylindré de cinq principales banques sur une période 1993 à 2006 a permis d'estimer les relations entre la rentabilité bancaire (mesurée par les rendements sur actifs et les marges d'intérêt) et une variété de facteurs potentiellement explicatifs classés en variables organisationnelles, macro-financières et macroéconomiques. Les résultats montrent que les frais généraux dégradent des profits bancaires mais permettent d'améliorer les gains des marges sur intérêt. L'extension de la taille du marché des capitaux et le mouvement de la libéralisation a permis aux banques de glaner des marges d'intérêt et des profits substantiels. Aussi, les banques auraient souffert, par la suite, d'une augmentation de la taille du marché des capitaux, plus rapide que celle de l'actif des banques, rendant ainsi le marché des capitaux et le secteur bancaire plus antinomiques que complémentaires. Le PIB affiche des effets stimulants de la rentabilité des banques marocaines, confirmant ainsi les éclairages théoriques et l'inflation est à l'origine de l'augmentation des dépenses de structure mais aussi de la réalisation de marges d'intérêt et de profits bancaires élevés. Pour la zone UEMOA, Tanimoune [2003] analysant la marge bancaire et les déterminants de la profitabilité des banques après la libéralisation financière de 1989 sur la période de 1990 à 1999 sur un panel de 7 pays de la zone, trouve que la baisse du taux d'escompte de la BCEAO a eu un effet positif sur la profitabilité bancaire. L'étude n'a pu identifier une relation robuste entre la profitabilité des banques et les variables macroéconomiques notamment l'inflation et le PIB ; la significativité et le signe des variables macroéconomiques étant liés aux spécifications retenues.

Les variables internes susceptibles d'expliquer la rentabilité des banques sont constitués des charges d'exploitation bancaire, des capitaux propres, des crédits bancaires et de la taille de la banque. La théorie économique et les études empiriques existantes divergent souvent sur l'impact de certains facteurs organisationnels sur la rentabilité des actifs. Alors que la théorie économique met l'accent sur l'effet négatif des frais d'exploitation bancaire sur la profitabilité, certaines études

empiriques soutiennent plutôt que l'impact peut être positif dans la mesure où les frais d'exploitation boostent la productivité des banques et par conséquent leur rentabilité [Ben Naceur, 2003] et, 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].

Les divergences entre la théorie et l'empirisme sont également présentes au niveau de l'impact des capitaux propres sur la rentabilité des actifs bancaires. Plusieurs études empiriques ont révélé que les capitaux propres exercent un effet stimulant sur la profitabilité des banques ([Bashir, 2000]; [Abreu et Mendes, 2002]; [Ben Naceur, 2003]) mais l'excès du ratio de capital est considéré comme nuisible à la rentabilité des actifs puisque, en élevant ce ratio, les banques tendent à réaliser une fructification minimale des capitaux disponibles. En revanche, on constate une quasi-unanimité des économistes sur l'impact positif des crédits bancaires et de la taille de la banque sur la rentabilité des actifs, corroborant ainsi les prédictions de la théorie économique. Le renforcement de la politique de crédit élève les profits bancaires. Autrement dit, plus la banque octroie des crédits, plus les revenus augmentent et donc les profits [Bashir, 2000]; [Ben Naceur, 2003]. Néanmoins, la politique de crédit peut parfois entraver la profitabilité bancaire, en particulier lorsqu'une politique expansionniste de crédit est incompatible avec la stratégie poursuivie en matière de recherche de ressources financières [Bashir, 2000]. Dès lors, le renforcement de la politique de crédit devrait être conduit en symbiose avec une stratégie efficace de drainage de ressources additionnelles. En ce qui concerne la taille de la banque, en effectuant des régressions sur des données de panel et en exprimant les profits en fonction d'un ensemble de facteurs internes et externes, certains auteurs ([Bourke, 1989]; [Molyneux et Thornton, 1992]) ont obtenu une relation positive et statistiquement significative entre la taille et la rentabilité des actifs. D'autres auteurs (voir par exemple, [Rouabah, 2006]) estiment cependant que la taille n'est pas une source d'économie des coûts, soutenant ainsi que les grandes banques sont sujettes à des inefficacités d'échelle.

Le présent survol de la littérature peut être étendu aux différents travaux consacrés à l'analyse de la crise bancaire des années 80 de l'UEMOA. 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 BCEAO, un faible niveau de bancarisation, une sous-capitalisation, une baisse du ratio crédit/total actif, une dégradation de la rentabilité économique des banques et une baisse du ratio caution et avals/total actif 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. Les 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. L'étude révèle aussi que la probabilité de crise augmente avec la réduction du déficit structurel de la balance des opérations courantes et que la sous-capitalisation et la dégradation de la rentabilité des banques ont contribué également à accroître le risque de crise.

La présente étude tente d'identifier, au regard de la littérature et des spécificités du système bancaire de l'UEMOA, les déterminants microéconomiques et macroéconomiques de la rentabilité des banques de l'Union. Elle effectue ensuite les tests de résistance à travers des simulations de chocs macroéconomiques adverses. La contribution de cette étude est de deux ordres. Premièrement, l'étude s'intéresse au coefficient de rentabilité contrairement aux travaux de Tanimoune [2003] qui ont analysé la marge d'intermédiation bancaire après la libéralisation financière. Deuxièmement, à partir de nos estimations, nous effectuons les exercices de stress selon l'approche « *top down* » pour déterminer la sensibilité de la rentabilité du système bancaire dans sa globalité aux scénarios macroéconomiques adverses.

3 Méthodologie

De la littérature ci-dessus présentée, émerge le consensus selon lequel les variables explicatives de la rentabilité des banques sont la combinaison des variables externes prenant en compte l'environnement économique dans lequel les banques évoluent et les variables internes ou microbancaires. Dès lors, notre modèle de base est un modèle en panel dynamique qui combine les deux types de variables explicatives. L'adoption d'une spécification dynamique est censée intercepter la persistance affichée par les variables de performance bancaire et qui peut être attribuée à la structure du marché ou à des chocs macroéconomiques [Rouabah, 2006]. L'équation estimée prend donc la forme suivante :

$$Y_{it} = \alpha Y_{it-1} + \beta X_{it}^k + \gamma Z_{it}^p + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

où Y_{it} représente le coefficient de rentabilité du pays i à la date t mesuré par le rapport entre le résultat net global et le total des fonds propres (ROE : Return On Equity), X_{it}^k correspond à un vecteur composé de k variables macroéconomiques, Z_{it}^p est un vecteur de p variables internes aux banques, η_i représente l'effet spécifique supposé fixe et qui demeure invariable dans le temps, tandis que ε_{it} est une erreur idiosyncratique propre à chaque place bancaire supposée identiquement et indépendamment distribuée. Le paramètre α est supposé inférieur à l'unité en valeur absolue.

Nous incluons dans le vecteur X_{it}^k , les variables macroéconomiques suivantes : le taux de croissance du produit intérieur brut réel (*TPIB*), l'inflation mesurée par le

taux de progression de l'indice de prix à la consommation (INF), la variation en pourcentage du taux d'escompte de la BCEAO (TTE), le solde budgétaire global (SBG) et la dette de l'État envers les banques primaires (DPB). Nous retenons les variables microéconomiques suivantes : le taux de croissance du stock des créances douteuses ($TSCD$), l'effort net de provisionnement (ENP) défini comme le rapport entre les dotations nettes de provision et le résultat net d'exploitation augmenté des intérêts douteux, les frais généraux (FrG), les frais de personnel (FrP), le taux débiteur moyen sur crédits accordés à la clientèle (TDM), de sorte que $Z_{it} = [TSCD_{it}, ENP_{it}, FrG_{it}, FrP_{it}, TDM_{it}]$.

Afin de s'assurer de la validité de nos résultats, notre investigation économétrique est réalisée en trois étapes. Nous effectuons premièrement les tests de stationnarité en panel non cylindré de Maddala et Wu [1999]. Il s'agit d'un test de Fisher, non restreint au panel cylindré, lequel est basé sur une combinaison des valeurs des probabilités du test statistique de la racine unitaire relatif aux données de chaque place bancaire. La valeur de la statistique du test est déterminée par : $P = -2 \sum_{i=1}^N \ln P_i$. Cette statistique est distribuée selon une loi Chi-deux (χ^2) avec $2N$ degrés de liberté.

Dans la deuxième étape, nous estimons l'équation 1 par la méthode des moments généralisés (GMM). En effet la présence d'une variable retardée rend les techniques d'estimation usuelles (MCO, LSDV et MCQG) sur des données en panel inappropriées. Ceci est dû à la corrélation entre la variable endogène et les résidus issus de la régression ($\eta_i + \varepsilon_{it}$). Arellano et Bond [1991] proposent une technique d'estimation par la méthode GMM en différence. Elle comprend deux étapes. Tout d'abord, il convient de réécrire le modèle dynamique en différences premières afin d'éliminer les effets spécifiques (η_i). On obtient ainsi sans difficulté l'expression suivante :

$$\Delta Y_{it} = \alpha \Delta Y_{it-1} + \beta \Delta X_{it}^k + \gamma \Delta Z_{it}^p + \Delta \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Or, cette dernière transformation soulève une autre problématique relative à la corrélation entre $\Delta Y_{it-1} = (Y_{it-1} - Y_{it-2})$ et $\Delta \varepsilon_{it} = (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1})$. Par conséquent, l'estimateur des moindres carrés ordinaires est biaisé puisque Y_{it-1} dépend de ε_{it-1} , ce qui rend nécessaire l'utilisation d'une méthode de variables instrumentales pour l'estimation de cette dernière relation. C'est pourquoi, dans une seconde étape, cette équation est estimée selon la méthode GMM en adoptant un ensemble de variables instrumentales. Le vecteur des variables instrumentales se compose de toutes les valeurs retardées de la variable endogène exprimée en niveau. Bien que ces dernières soient corrélées avec les variables endogènes exprimées en différences premières, elles demeurent, aussi longtemps que les résidus ε_{it} n'affichent aucune autocorrélation, indépendantes des différences premières des résidus ($\Delta \varepsilon_{it}$). L'estimateur d'Arellano et Bond [1991] est assez peu robuste dans la mesure où les instruments en niveau sont faiblement corrélés avec les variables explicatives en première différence. De

plus, les estimateurs d'Arenallo et Bond [1991] perdent leur robustesse lorsque α tend vers l'unité ou que la variance des effets fixes est relativement plus grande que la variance de l'erreur idiosyncratique. Blundel et Bond [1998] proposent donc une approche en GMM système qui présente l'avantage de combiner les conditions de moments de l'équation en différences premières avec comme instruments des variables retardées en niveau et les conditions de moments de l'équation en niveau avec instruments les différences des valeurs passées. La plupart des simulations suggèrent que l'estimateur de Blundel et Bond [1998] est plus performant. Il améliore sensiblement la précision des estimateurs et réduit le biais sur les panels à faible dimension temporelle [Araujo et al., 2008]. Dans le cadre de cette étude, nous retenons l'approche en GMM système avec l'utilisation de toutes les valeurs de la variable endogène retardée en niveau comme instruments pour les équations en différence. Les variables externes aux banques sont considérées comme strictement exogènes. Elles sont donc utilisées en différence première comme instruments dans les équations en différence première et en niveau comme instruments dans les équations en niveau.

La consistance de l'estimateur GMM de Blundel et Bond [1998] repose sur les hypothèses qu'il n'y a pas d'autocorrélation d'ordre 2 dans les erreurs de l'équation en différences premières et que les instruments sont valides. A cet égard, deux tests dont le rejet de l'hypothèse nulle permettent de confirmer la spécification du modèle : un test de l'autocorrélation des résidus d'ordre 2 et un test de Sargan de la sur-identification des restrictions sur les moments. Ces tests de contrôle sont réalisés dans la dernière étape de notre analyse économétrique.

4 Résultats et interprétations

Le panel non cylindré est constitué des pays de l'UEMOA observés de 1990 à 2010 à l'exception de la Guinée-Bissau pour l'indisponibilité des données³. Les données bancaires et macroéconomiques proviennent de l'interface de consultation des données statistiques de la BCEAO et des rapports de la Commission Bancaire de l'UEMOA. Les résultats des tests de stationnarité sont présentés en annexe table 2. Ils montrent que : le coefficient de rentabilité, le taux de croissance du PIB réel, l'inflation, la variation en pourcentage du taux d'escompte, le solde budgétaire global, le taux débiteur moyen, le taux de croissance du stock des créances douteuses et l'effort net de provisionnement sont stationnaires en niveau. Les frais généraux, les frais de personnel et la dette de l'État envers les banques sont stationnaires en différence première. Ces dernières variables ont été prises en différence première dans les régressions.

3. Les données bancaires du Togo de 1990 à 1992 sont indisponibles de même que les créances douteuses du Burkina sur la période de 1990 à 1993.

Les résultats des estimations du modèle 1 par l'approche GMM système sont présentés en annexe table 3. Ils sont orthodoxes. Faits marquants : on note la significativité de certaines variables microbancaires notamment l'effort net de provisionnement, les frais généraux et les frais de personnel. En effet, les frais généraux apparaissent significatifs à 5% avec un coefficient positif mais faible. Ce résultat conforte l'idée selon laquelle les frais d'exploitation augmentent la productivité des banques et par conséquent leur rentabilité [Ben Naceur, 2003] et que les banques engagent les frais supplémentaires dans le but d'accroître leurs profits [Bashir, 2000]. Les frais de personnel influencent significativement ($p = 0.011$) la rentabilité des banques de l'Union dans le sens prédit par la théorie économique. Une augmentation des frais de personnel réduit la rentabilité des banques. L'effort net de provisionnement est significatif à 10% avec le signe attendu. La constitution des provisions dégrade le résultat des banques. Un effort net de provisionnement supplémentaire de +1% entraîne une baisse de 0.098% du coefficient de rentabilité. Les coefficients du taux débiteur moyen et du taux de croissance des créances douteuses ont les signes attendus mais non significatifs.

En ce qui concerne les variables macroéconomiques, on note la significativité statistique du solde budgétaire global et du taux d'escompte de la Banque Centrale. Le solde budgétaire global influence la rentabilité du système bancaire dans sa globalité. Le coefficient positif et significatif à 5% de cette variable traduit l'idée qu'une réduction du déficit budgétaire de l'État semble créer un environnement macroéconomique favorable à l'activité bancaire. Le taux d'escompte de la Banque Centrale influence le coefficient la rentabilité des banques commerciales dans le sens attendu avec un niveau de significativité de 1%. Une hausse du taux d'escompte pose un défi au système bancaire. En effet une augmentation du taux d'escompte constitue non seulement un renchérissement du coût de refinancement auprès de la Banque Centrale mais entraîne également une augmentation du coût de refinancement sur le marché interbancaire et des ressources longues. Dans la mesure où l'on note une quasi absence dans l'Union d'une tarification des crédits à taux d'intérêt variable ou révisable, il apparaît claire que l'activité bancaire soit vulnérable aux risques de taux d'intérêt. A cet argument s'ajoute également la structure oligopolistique du marché bancaire et la surliquidité des banques qui conduisent à une rigidité des taux débiteurs et une insensibilité de ces derniers aux évolutions des taux directeurs de la BCEAO. La relation négative entre la progression du taux d'escompte et le coefficient de rentabilité montre d'autre part que la libéralisation financière engagée par la Banque Centrale et qui s'est accompagnée d'une baisse des taux directeurs a accéléré la sortie de la crise bancaire des années 90 en améliorant la rentabilité des banques. Ce résultat est proche de celui de Tanimoune [2003] qui a trouvé que la baisse du taux d'escompte de la BCEAO après la libéralisation financière de 1989 a eu un effet positif sur la marge bancaire.

Les coefficients des autres variables macroéconomiques (taux de croissance du PIB réel, l'inflation et la dette publique envers les banques) ne sont pas statistiquement significatifs. Ces résultats montrent que sur la période d'étude, la progression du PIB et l'inflation n'ont pas impacté significativement l'activité bancaire. Les banques de l'Union sont restées robustes à l'égard des chocs macroéconomiques réels. Le coefficient significatif de la variable endogène retardée confirme la spécification dynamique du modèle. La valeur de ce coefficient (0.271) indique que la rentabilité des banques de l'UEMOA persiste modérément dans le temps. La faible valeur de ce coefficient traduit un haut degré d'ajustement ou une capacité d'adaptation de l'industrie bancaire aux changements de son environnement macroéconomique et financier [Athanasoglou et *al*, 2008].

Les tests de diagnostic et de contrôle sont satisfaisants. Le test de Wald rejette à un risque d'erreur de 1% l'hypothèse nulle de non significativité conjointe de l'ensemble des coefficients. Le test de Sargan ($p = 0.874$) et d'autocorrélation de second ordre d'Arellano et Bond ($p = 0.875$) ne permettent pas de rejeter l'hypothèse de validité des instruments et l'hypothèse d'absence d'autocorrélation de second ordre.

5 Tests de sensibilité

Les résultats de nos investigations économétriques sont en adéquation avec les différents travaux théoriques et empiriques recensés dans la littérature. Ils révèlent l'influence des variables microéconomiques et macroéconomiques sur la rentabilité des banques de l'UEMOA. L'objectif des stress tests est d'étudier les effets de certaines variables macroéconomiques sur les variables bancaires (la rentabilité, marge d'intérêt bancaire, liquidité...) par des simulations de chocs adverses mais vraisemblables. On cherche en particulier à apprécier la vulnérabilité des banques aux chocs de l'activité réelle (récession prononcée), aux chutes brutales des cours boursiers et aux relèvements des taux du marché monétaire. Dans le cadre de cette étude, nous nous intéressons uniquement à la sensibilité du coefficient de rentabilité des banques aux variations des taux directeurs de la BCEAO. En effet, le fait que le paramètre relatif au taux de croissance du PIB réel ne soit pas statistiquement différent de zéro rend futile la détermination de l'effet marginal de la variation du taux de croissance du PIB réel sur la rentabilité des banques.

Il est important de noter que l'objectif de notre exercice est d'étudier l'impact d'une seule variable macroéconomique (et non d'une combinaison de variables) sur le coefficient de rentabilité des banques. Il s'agit d'une analyse de sensibilité basée sur l'hypothèse « toutes autres choses égales par ailleurs ». Une autre limite liée à la spécification du modèle est la non prise en compte des effets de « second tours » étant donné que le modèle capte juste les effets des chocs macroéconomiques

sur la variable d'intérêt sans considérer les réponses ou les chocs des variables bancaires sur les variables macroéconomiques. Pour toutes ces raisons, il semble plus judicieux d'accorder plus d'importance aux effets contemporains des chocs monétaires sur notre variable d'intérêt.

Nous implémentons l'impact d'une politique monétaire restrictive qui se traduit par une augmentation du taux d'escompte de la BCEAO. Trois hypothèses sont testées : une variation en pourcentage du taux d'escompte de +1%, +3% et +5%. Les résultats sont présentés dans la table 1 suivante. Ils montrent que l'élasticité du

TABLE 1 – Effet marginal sur le coefficient de rentabilité

Variation du taux d'escompte (TE)	ΔY en pourcentage	
	T	$T + 1$
$\Delta TE : +1\%$	-0.229	-0.315
$\Delta TE : +3\%$	-0.688	-0.944
$\Delta TE : +5\%$	-1.147	-1.573

Source : calcul de l'auteur

coefficient de rentabilité globale du système bancaire de l'UEMOA aux variations de +1% du taux d'escompte est de -0.229%. Ainsi, une hausse de 5% du taux d'escompte de la BCEAO entraîne « toutes autres choses égales par ailleurs » une baisse de 1.147% du coefficient de rentabilité des banques l'année courante et de 1.573% l'année suivante. Ce résultat illustre la vulnérabilité des banques aux chocs monétaires du fait de leur incapacité à ajuster leurs taux débiteurs aux évolutions des conditions de refinancement.

6 Conclusion

Dans ce papier nous avons analysé la vulnérabilité de l'exploitation des banques de l'UEMOA aux chocs macroéconomiques. L'étude a identifié dans un premier temps les déterminants microéconomiques et macroéconomiques du coefficient de rentabilité global du secteur bancaire de l'Union. Elle s'est ensuite attachée à analyser la sensibilité de cet indicateur aux chocs adverses. Les résultats des estimations par la méthode GMM système en panel dynamique ont montré que les variables microbancaires (les frais généraux, les frais de personnel et l'effort net de provisionnement) et les variables macroéconomiques (solde budgétaire global et le taux d'escompte de la Banque Centrale) impactent significativement dans le sens attendu la rentabilité des banques. Sur la période d'étude, le taux de croissance du PIB réel et l'inflation ne semblent pas influencer significativement la rentabilité

des banques de l'Union. Ceci laisse présager la robustesse du système bancaire de l'Union face aux chocs adverses de l'activité réelle. L'étude a montré par ailleurs qu'une dégradation des finances publiques pose un défi aux banques et que le taux d'escompte entretient une relation négative avec leur rentabilité. Ce résultat valide l'idée selon laquelle la libéralisation financière engagée par la Banque Centrale et qui s'est accompagnée d'une baisse des taux directeurs a été bénéfique au secteur bancaire. Il apparaît à l'issue des tests de sensibilité que la rentabilité des banques de l'Union est vulnérable aux progressions du taux d'escompte en raison de la tarification des crédits à taux d'intérêt fixe. L'effet marginal d'une hausse de 1% du taux d'escompte de la BCEAO sur le coefficient de rentabilité des banques se situe à -0.229% . Au vu des résultats, il appartient aux banques d'indexer leurs conditions aux taux directeurs de la Banque Centrale pour limiter le risque de taux d'intérêt auquel elles sont exposées.

Références

- [1] **Abreu M. et Mendes V.**[2002], Commercial Bank Interest Margins and Profitability : Evidence from E.U Countries, *Porto Working paper series*.
- [2] **Albertazzi U. et Gambacorta L.**[2009], Bank profitability and the business cycle, *Journal of Financial Stability*, Available online 5 November 2008.
- [3] **Allen L.**[1988], The determinants of bank interest margins : a note, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol 23, N^o2, pp.31-35.
- [4] **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).
- [5] **Araujo C., Brun J.F. et Combes J.L** [2008], *Économétrie*, Amphi Économie, 2ieme édition, pp 177 - 183.
- [6] **Arellano M. et Bond S.R.**[1991], Some tests of specification for panel data : Monte-Carlo evidence and an application to employment equations, *Review of Economic Studies*, N^o58, pp. 277-297.
- [7] **Athanasoglou P., Brissimis S. et 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.
- [8] **Barajas A., Steiner R. et Salazar N.**[1999], Interest spreads in banking in Colombia 1974-1996, *IMF Staff Papers*, N^o46, pp. 196-224.
- [9] **Bashir A.**[2000], Assessing the Performance of Islamic Banks : Some Evidence from the Middle East 1993-1998, Papier présenté à la 8ième Conférence de l'Economic Research Forum (ERF), Amman, Jordanie, novembre. Voir : www.erf.org.eg
- [10] **BCEAO** [2011], *Perspectives économiques des états de l'Union Économique et Monétaire Ouest Africaine en 2010. Vulnérabilité des comptes courants dans le contexte de la crise financière internationale*, Imprimerie BCEAO.
- [11] **Beckmann R.**[2007], Profitability of Western European banking systems : panel evidence on structural and cyclical determinants, *Deutsche Bundesbank Discussion Paper Series 2*, N^o17/07.
- [12] **Ben Naceur S.**[2003], The determinants of the Tunisian banking industry profitability : panel evidence, *Conférence Annuelle ERF*.
- [13] **Berger A.**[1995], The relationship between capital and earnings in Banking, *Journal of Money, Credit and Banking*, N^o27, pp 434-456.
- [14] **Berger A., Hanweck G.A. et Humphrey D.B.**[1987], Competitive viability in banking : scale, scope and product mix economies, *Journal of Monetary Economics*, N^o20, pp. 501-520.

- [15] **Blundell R. et Bond S.**[1998], Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models, *Journal of Econometrics*, 87, pp. 115-143.
- [16] **Borio C.**[2003], Towards a macroprudential framework for financial supervision and regulation?, *BIS Working papers*,128, Février.
- [17] **Borio C.**[2009], Implementing the macroprudential approach to financial regulation and supervision, *Banque de France, Financial Stability Review*, pp. 32-41.
- [18] **Bourke P.**[1989], Concentration and other determinants of bank profitability in Europe, North America and Australia, *Journal of Banking and Finance*, N^o13, pp. 65-79.
- [19] **Caprio G. et Klingebiel D.**[2003], Episodes of systemic borderline crises, *World Bank Group*, January 22.
- [20] **De Bandt O. et Oung V.**[2004], Bilan des stress tests menés sur le système bancaire français, *Banque de France, Revue de la stabilité financière*, N^o5, Novembre.
- [21] **Demirgüç-Knut A. et Huizinga H.**[2000], Financial structure and bank profitability, *World Bank Policy Research Working Paper*, N^o430.
- [22] **Demirgüç-Knut A. et Detragiache E.**[1998], The determinants of banking crises in developing and developed countries, *IMF Staff Papers*, 45(1), pp81-109.
- [23] **Foglia A.**[2009], Stress testing credit risk : a survey of authorities approaches, *International journal of central banking* , September, pp. 9-45.
- [24] **Goddard J., Molyneux P. et Wilson J.**[2004], The profitability of European banks : a cross-sectional and dynamic panel analysis, *Manchester School*, vol. 7, N^o3, pp. 363-383.
- [25] **Gorton G.**[1988], Banking panics and business cycles, *Oxford Economic Papers*, 40, 751-781.
- [26] **Guru B., Staunton J. et Balashanmugam M.**[2002], Determinants of Commercial Bank Profitability in Malaysia 1986-1995, *University Multimedia working papers/2002*.
- [27] **Hanweck G. et Scholar V.**[2003], The Sensitivity of Bank Net Interest Margins and Profitability to Credit, Interest-Rate, and Term-Structure Shocks Across Bank Product Specializations, *Working Paper*N^o2.
- [28] **Ho T. et Saunders A.**[1981], The determinants of bank interest margins : theory and empirical evidence, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 16, 581-600.
- [29] **Jones M., Hilbers P. et Slack G.**[2004], Stress Testing Financial Systems : What to Do When the Governor Calls, *IMF Working Paper*, 04/127.

- [30] **Kaminsky G.L. et Reinhart C.M.**[1996], The twin crises : the cause of banking and balance-of-payment problems, *International Finance Discussion Papers*,N^o544, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- [31] **Kosmidou K., Pasiouras F., Doumpos M. et Zopounidis C.** [2008], Assessing Performance Factors in the UK Banking Sector : A Multicriteria Approach, *Central European Journal of Operations Research*, 14 (1), 25-44.
- [32] **Lepetit L., Rous P. et Tarazi A.**, [2008], Bank income structure and risk : An empirical analysis of European banks, *Journal of Banking and Finance*, vol. 32(8), pages 1452-1467.
- [33] **Maddala G.S. et Wu S.** [1999], A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, special issue, 631-652
- [34] **Mansouri B. et Afroukh S.** [2008], La rentabilité des banques et ses déterminants : le cas du Maroc, Papier présenté à la 15^{ième} Conférence de l'Equity and Economic Development, novembre 2008.
- [35] **McKinnon R.I.** [1973], *Money and capital in economic development*, the Brooking Institution, Washington.
- [36] **Molyneux P. et Thornton J.** [1992], Determinants of European bank profitability : A note, *Journal of Banking and Finance*, N^o16, pp. 1173-1178.
- [37] **Neely M. C. et Wheelock D.C** [1997], Why does bank performance vary across states, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, pp. 27-40, March-April.
- [38] **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*.
- [39] **Revell J.**[1979], Inflation and financial institutions, *Financial Times*, London.
- [40] **Rouabah A.**[2006], La sensibilité de l'activité bancaire aux chocs macroéconomiques : une analyse en panel sur les données des banques Luxembourgeoises, *Cahier d'études*, Banque Centrale de Luxembourg, N^o21
- [41] **Saunders A. et Schumacher L.**[2000], The determinants of bank interest rate margins : an international study, *Journal of International Money and Finance*,19, 813-832.
- [42] **Shaw E.S.** [1973], *Financial deepening in economic development*, New-york 1973, Oxford University Press.
- [43] **Smirlock M.**[1985], Evidence on the (Non) Relationship between Concentration and Profitability in Banking, *Journal of Money, Credit and Banking*,17(1).
- [44] **Sorge M.**[2004], Stress testing financial systems : an overview of current methodologies, *BIS Working Papers*, N^o165

- [45] **Tanimoune N. A.**[2003], Les Déterminants de la profitabilité des banques dans l'UEMOA : une analyse sur données de panel, *Notes d'information et Statistiques*, N°539 Août/Septembre 2003.
- [46] **Wooldridge J. M.** [2002], *Econometric analysis of cross section and panel data*, Massachusetts : MIT Press.
- [47] **Ziady H.**[1990], Le système bancaire africain : autopsie d'une crise, *Problèmes économiques* , N°2, 166 - Monnaie et Finance.

Annexe

TABLE 2 – Test de stationnarité de Maddala et Wu sur les différentes séries

Variables	Niveau, intercept		1 ^{re} Différence		Conclusion
	Statistique	Probabilité	Statistique	Probabilité	
<i>Y</i>	55.7597	0.0000	-	-	I(0)
<i>TSCD</i>	79.3774	0.0000	-	-	I(0)
<i>ENP</i>	48.3212	0.0000	-	-	I(0)
<i>FrG</i>	14.6623	0.4016	45.2893	0.0000	I(1)
<i>FrP</i>	1.94289	0.9999	84.4878	0.0000	I(1)
<i>TDM</i>	26.6508	0.0214	-	-	I(0)
<i>TPIB</i>	88.4806	0.0000	-	-	I(0)
<i>INF</i>	59.8044	0.0000	-	-	I(0)
<i>TTE</i>	45.7232	0.0000	-	-	I(0)
<i>SBG</i>	31.1690	0.0052	-	-	I(0)
<i>DPB</i>	4.26130	0.8328	38.8945	0.0000	I(1)

TABLE 3 – Résultats des estimations du modèle en panel dynamique

Variables	Modèles estimés			
	M1	M2	M3	M4
<i>Y</i> : ROE				
Y_{t-1}	0.27095* (0.003)	0.19847* (0.000)	0.11869** (0.047)	0.27942* (0.007)
<i>TSCD</i>	-0.0258 (0.234)	0.00846 (0.805)	0.00293 (0.918)	-0.01847 (0.510)
<i>ENP</i>	-0.0977*** (0.075)	-0.10914* (0.009)	-0.10936*** (0.059)	-0.09391*** (0.098)
<i>FrG</i>	0.00064** (0.016)	0.00005 (0.665)	0.00004 (0.737)	0.00062** (0.016)
<i>FrP</i>	-0.0009** (0.011)	-0.00021 (0.146)	-0.00016 (0.341)	-0.00092** (0.013)
<i>TDM</i>	0.00328 (0.745)	-0.00606 (0.151)	-0.00080 (0.896)	0.00450 (0.682)
<i>TPIB</i>	0.06643 (0.701)		0.23017 (0.249)	0.09091 (0.591)
<i>INF</i>	-0.0143 (0.946)		-0.07418 (0.752)	-0.01362 (0.949)
<i>TTE</i>	-0.2295* (0.000)		-0.21488* (0.000)	-0.22938* (0.000)
<i>DPB</i>	-0.00357 (0.155)			-0.00365 (0.117)
<i>SBG</i>	0.0097*** (0.054)			
Constante	11.344* (0.000)	13.262* (0.000)	12.592* (0.000)	10.281* (0.002)
Nombre de Pays	7	7	7	7
Observations	126	133	133	126
Test de Wald	0.000	0.000	0.000	0.000
Test AR(2)	0.875	0.520	0.544	0.871
Test de Sargan	0.874	0.411	0.425	0.926
Test de Hansen	1.000	1.000	1.000	1.000

(*), (**), (***) significatifs respectivement à 1%, 5% et 10%