



**BCEAO**

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

**DIRECTION GENERALE DE L'ECONOMIE ET DE LA MONNAIE**

Direction des Etudes et de la Recherche

**Document d'Etude et de Recherche**

N°DER/15/01

**MISE EN PLACE D'UN SYSTEME D'ALERTE PRECOCE  
DE DETECTION DES CRISES BANCAIRES DANS  
L'UEMOA**

Par Kpégo Didier Anatole GBENOU

Décembre 2015



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

DIRECTION GENERALE DE L'ECONOMIE ET DE LA MONNAIE  
Direction des Etudes et de la Recherche

# Document d'Etude et de Recherche

N° DER/15/01

## **MISE EN PLACE D'UN SYSTEME D'ALERTE PRECOCE DE DETECTION DES CRISES BANCAIRES DANS L'UEMOA**

Par Kpégo Didier Anatole GBENOU\*

***Décembre 2015***

\* Je remercie l'ensemble des collègues de la DER et des autres Directions des Services Centraux pour leurs précieuses contributions qui ont permis d'améliorer la qualité de ce travail. Les insuffisances et les limites inhérentes à cette étude n'engagent nullement la responsabilité de la Banque Centrale et relèvent de celle, exclusive, de l'auteur.

## **RESUME**

*Cette étude propose un système d'alerte précoce de détection de l'occurrence des épisodes de tensions financières dans le secteur bancaire des Etats membres de l'UEMOA. Pour y parvenir, une approche non-paramétrique de détection d'alerte et une approche économétrique ont été utilisées.*

*Les résultats de l'approche non-paramétrique ont permis d'identifier des indicateurs bancaires, financiers et macroéconomiques qui ont de bonnes performances de détection et de prévision de crise bancaire dans les pays de l'UEMOA, sur un horizon de 24 mois. Leur capacité individuelle de prévision de crise bancaire varie entre 13% et 90% pour les seuils critiques associés.*

*Les évaluations économétriques valident l'hypothèse selon laquelle, la dégradation des indicateurs de profondeur et de vulnérabilité financière du secteur bancaire, des conditions économiques, ainsi que l'inefficacité de la régulation, contribuent significativement à l'occurrence de la crise bancaire et des régimes de tensions financières modérées. Ce résultat plaide donc pour le renforcement du suivi des risques macrofinanciers, de la surveillance prudentielle dans le système bancaire de l'Union.*

**Mots-clés** : *Système d'alerte précoce, crise bancaire, tension financière, approche non-paramétrique, logit multinomial sur données de panel, UEMOA*

**Classification JEL** : C52, G21, G28, E58.

## **ABSTRACT**

*The following study provides an early warning system for detecting the occurrence of episodes of financial stress in the banking sector of WAEMU Member States. Both a non-parametric approach warning detection approach and an econometric approach were used.*

*The non-parametric approach results identify the banking, financial and macroeconomic indicators that perform to detect and forecast banking crisis in the WAEMU countries, over a period of 24 months. Their individual ability to predict a banking crisis varies between 13% and 90%, for the associated critical thresholds.*

*The econometric evaluations support the hypothesis that the degradation of depth indicators and the financial vulnerability of the banking sector, economic conditions, and the ineffectiveness of regulation, contribute significantly to the occurrence of the banking crisis and that of regimes with moderate financial stress. This result calls for strengthening the monitoring of macro-financial risks, prudential supervision in the banking system of the Union.*

**Keywords**: *Early warning system, banking crisis, financial stress, non-parametric approach, multinomial logit on panel data, WAEMU.*

**JEL Classification** : C52, G21, G28, E58.

## SOMMAIRE

INTRODUCTION	4
1. REVUE DE LA LITTERATURE	5
1.1. Arguments théoriques explicatifs des crises bancaires	5
1.2. Etudes empiriques	6
1.2.1. Approche basée sur les indicateurs individuels	6
1.2.2. Approche d'extraction du signal	6
1.2.3. Approche des modèles à variables dépendantes limitées	7
2. METHODOLOGIE	8
2.1. Méthode de construction des signaux d'alerte	8
2.2. Spécification économétrique pour la prédiction de tensions financières	10
3. RESULTATS D'ESTIMATION	12
3.1. Résultats de l'approche d'extraction du signal	12
3.1.1. Indicateurs de mesure de la profondeur du secteur bancaire	12
3.1.2. Indicateurs de vulnérabilités du secteur bancaire	15
3.1.3. Indicateurs macroéconomiques	17
3.1.4. Indice synthétique de tension financière	17
3.2. Résultats du modèle économétrique	18
CONCLUSION	23
BIBLIOGRAPHIE	25
ANNEXES	27
PUBLICATIONS DE LA SERIE "DOCUMENT D'ETUDE ET DE RECHERCHE" DE LA BANQUE CENTRALE DES ETATS DE L'AFRIQUE DE L'OUEST	32

## INTRODUCTION

La Banque Centrale assure la mission essentielle de préservation de la stabilité financière dans l'UEMOA. L'importance de cette mission se trouve accrue dans le contexte des crises financières internationales récentes, dont les banques ont été l'épicentre. Au regard de cette mission et des turbulences enregistrées dans le système financier mondial en 2008, le renforcement des dispositifs d'avant-garde de crises bancaires ou financières est devenu une nécessité absolue pour les banques centrales.

Les crises bancaires se réfèrent à une situation marquée par d'importants problèmes de liquidité, de détérioration de la valeur des actifs et d'insolvabilité conduisant à des faillites dans le système bancaire (Goldstein, 2013).<sup>1</sup> Ainsi, les pays de l'UEMOA n'ont pas été épargnés par ces crises suivies de sévères récessions au cours de la période 1988-1995.<sup>2</sup> Il faut également noter qu'au cours des dernières décennies, les banques commerciales de l'Union ont évolué dans un environnement globalisé, caractérisé par des innovations financières et des avancées technologiques remarquables. Les risques de défaillances associés à ces évolutions les exposent aux crises bancaires dont les coûts socio-économiques sont très souvent élevés. Les banques de l'Union sont sujettes à la dégradation des indicateurs de solidité financière provenant de l'accroissement des risques macrofinanciers, notamment les risques souverains et la volatilité macroéconomique.

González-Hermosillo (1999) estime qu'un système bancaire est en difficulté lorsque le rapport entre les prêts non performants et le total des actifs dépasse le seuil de 6% à 8%. Au cours des périodes de crises bancaires, Demirgüç-Kunt et Detragiache (1998) indiquent que ce ratio excède 10%. Dans l'UEMOA, le taux brut de dégradation du portefeuille s'est établi à 15,1% entre 2014 contre 15,6% en 2013 (Rapport 2015 de la Commission Bancaire de l'UMOA). En outre, le ratio moyen de solvabilité des banques est ressorti à 12,6 % contre 12,8% en 2013, demeurant toutefois au-dessus de la norme minimale de 8%.

Ces évolutions controversées, combinées au développement du système financier et à l'ouverture plus marquée vers l'extérieur, ne mettent pas les banques commerciales des pays de l'UEMOA à l'abri d'épisodes de turbulences financières. A cet égard, il s'avère opportun de disposer de systèmes d'alerte avancés du degré de vulnérabilité des établissements de crédit dans l'Union. En effet, il s'agit d'un ensemble de processus, de modèles et d'indicateurs qui synthétisent les informations et les données nécessaires pour identifier les institutions financières risquées et les risques qui affectent ces institutions, leurs clients, d'autres institutions et le système financier en général et qui permettent d'anticiper l'apparition d'une crise future (Lutton, 2006).

La littérature relative aux systèmes d'alerte précoce et à la prédiction des crises bancaires est abondante (Kaminsky et al., 1998 ; Gaytan et Johnson, 2002 ; Davis et Karim, 2008). Angora et Tarazi (2011) dans un modèle logit multinomial ont étudié les crises bancaires dans l'UEMOA suivant quatre régimes (pré-crise, crise, durée de crise, post-crise). Doucouré et Sene (2014) ont construit un indice du stress bancaire qui ne prend pas en compte la qualité des actifs et la vulnérabilité financière des banques aux chocs exogènes. Ces auteurs n'indiquent pas à partir de quel niveau l'indice ou encore ces facteurs explicatifs peuvent avoir des comportements susceptibles de se traduire en une tension financière dans le secteur bancaire. Ainsi, l'extraction du signal permet de suivre ex-ante l'évolution de plusieurs variables bancaires, financières et

---

<sup>1</sup> Les autres types de crises financières sont : les crises de la dette souveraine, les crises de la dette du secteur privé et les crises des marchés boursiers

<sup>2</sup> Voir Caprio et Klingebiel (2003) pour les détails relatifs aux périodes et aux symptômes de crises bancaires dans les pays de l'UEMOA.

macroéconomiques qui ont des comportements "anormaux" au cours des épisodes de détresse financière pour prédire la probabilité des tensions.

Au-delà de ces controverses méthodologiques, la dernière crise financière a rendu nécessaire l'analyse et l'approfondissement des indicateurs d'alertes. Ainsi, la question est de savoir, quelles sont les variables susceptibles de jouer un rôle important dans l'avènement des crises bancaires dans les pays de l'UEMOA ? Peuvent-elles permettre aux décideurs d'anticiper l'occurrence des épisodes de tensions financières dans le système bancaire de l'Union ?

L'objectif de cette étude est de proposer un système d'alerte précoce de détection de l'occurrence des épisodes de tensions financières dans l'UEMOA à un instant donné. Spécifiquement, il s'agit d'une part, d'identifier les épisodes de turbulences financières à partir des informations contenues dans les indicateurs dont les données sont disponibles, afin de capturer les processus cumulatifs des difficultés qui mènent à la crise, et d'autre part, d'évaluer la probabilité de l'occurrence de ces épisodes. Ce faisant, le décideur disposerait d'un outil complémentaire d'évaluation et de surveillance de la vulnérabilité du système bancaire, en vue de percevoir l'occurrence d'une crise dans un contexte de dynamisme du secteur financier. Le signal se déclenche lorsque le niveau de l'indicateur ou sa déviation par rapport à sa tendance atteint un seuil critique.

La suite du document est articulée autour de trois sections. La première section présente la revue de la littérature sur les modèles d'alerte précoce. La deuxième section donne un aperçu de l'approche méthodologique. Enfin, l'analyse des résultats est présentée dans la dernière section avant la conclusion et les propositions d'orientation de politique économique.

## **1. REVUE DE LA LITTÉRATURE**

### **1.1. Arguments théoriques explicatifs des crises bancaires**

La littérature économique s'est intéressée aux crises bancaires, à travers la modélisation théorique et les évaluations empiriques des indicateurs de crises. Mais au plan conceptuel ces crises ne font pas l'unanimité quant à leur définition, leurs caractéristiques, leurs coûts, leurs dates et leur durée. Dans la présente étude, elles se définissent comme une situation dans laquelle les banques font face à une accumulation de crédits non-performants, de créances douteuses et de ruée sur les dépôts, induisant des fermetures des banques, des faillites bancaires, couplées d'une large intervention de l'Etat (Gamra, 2007 ; Caprio et Klingebiel, 2003).

Dans le cas d'une « ruée ou panique », la crise bancaire est un phénomène aléatoire qui, à tout égard, ne dépend pas des changements de l'économie réelle ou de l'environnement, mais des anticipations auto-réalisatrices (Diamond et Dybvig, 1983). Ainsi, la ruée bancaire correspondant à la situation dans laquelle les déposants anticipent l'imminence d'un épisode de crise et procèdent immédiatement aux retraits de leurs dépôts. Alors la faillite individuelle des banques, peut se propager par une contagion associée à l'asymétrie d'information, ce qui pourrait faire de la crise bancaire, un phénomène auto-réalisateur. C'est le risque systémique.

Or, il existe une explication fondamentale des crises bancaires dans la mesure où elles ne peuvent pas être isolées des risques microéconomiques, macroéconomiques et institutionnels. En effet, l'un des mécanismes pour l'apparition d'une crise bancaire est l'exposition financière directe et accrue des établissements de crédit à la faillite de l'ensemble des entreprises. En cas d'important risque systémique, cette crise pourrait se déclencher (George, 1998). De plus, lorsque le marché interbancaire est illiquide, une réclamation des contreparties non honorées entre les banques pourrait conduire à une panique généralisée (Goldstein, 2013).

L'idée selon laquelle, les facteurs macroéconomiques jouent un rôle majeur dans l'apparition des crises bancaires est différemment perçue dans la littérature. En effet, la volatilité macroéconomique induite par les politiques budgétaire et monétaire insoutenables, est l'une des composantes des crises (Caprio et Klingebiel, 1996 ; Dermirgüç-Kant et Detragiache, 1998). Par exemple, lorsque les fluctuations du taux de croissance du PIB réel et du taux d'inflation sont très significatives, l'estimation des risques de crédit devient plus difficile pour les institutions de crédit. Or, l'accroissement du risque de crédit en présence de l'insolvabilité de ces dernières déclenche les crises bancaires. Ainsi, Gavin et Hausmann (1998) soulignent que la pression exercée par les facteurs macroéconomiques sur le système bancaire peut conduire à l'insolvabilité de certaines banques, mais leur faillite doit être vue comme une conséquence de leur vulnérabilité individuelle. Pour Llewellyn (2000), un environnement macroéconomique instable ou imprévisible n'est ni une condition nécessaire ni suffisante pour déclencher une crise bancaire. Les causes doivent être recherchées dans le système bancaire, notamment dans la défaillance du système de la gestion des risques et de contrôle interne.

Donc les crises bancaires peuvent provenir des défaillances spécifiques aux établissements de crédit ou des risques microéconomiques, macroéconomiques et institutionnels. Leur détection et prédiction revêt alors une importance capitale pour la stabilité financière.

## **1.2. Etudes empiriques**

Dans la littérature empirique, les méthodologies les plus utilisées pour détecter et prédire les crises bancaires s'articulent globalement autour des approches (i) d'indicateurs qualitatifs, (ii) d'extraction du signal, et (iii) des régressions à variables dépendantes limitées.

### **1.2.1. Approche basée sur les indicateurs individuels**

Dans cette approche, plusieurs variables ou indicateurs peuvent signaler l'apparition des difficultés dans le système bancaire. Ainsi, Honohan (1997) distingue trois principales origines pour les crises bancaires à savoir l'épidémie macroéconomique, la déficience microéconomique et les crises bancaires endémiques. Les variables considérées par l'auteur sont à la fois bancaires, financières et macroéconomiques. Honohan (1997) détermine certains seuils arbitraires pour les variables et montre que les indicateurs proposés signalent successivement le type de problème bancaire pour différents épisodes de crises. Cependant, la pertinence de cette démarche dépend fortement du jugement discrétionnaire de l'évaluateur de l'indicateur et de son expertise en termes d'alerte. Elle reste une pratique communément utilisée par les superviseurs et les investisseurs dans les décisions de suivi de la stabilité des systèmes financiers. Alessi et Detken (2011) en adoptant la même approche considèrent 89 variables candidates, dont la plupart sont des séries transformées, et ont testé séparément la capacité prédictive individuelle de ces indicateurs.

### **1.2.2. Approche d'extraction du signal**

Sur la base des indicateurs individuels, la procédure statistique systématique est l'extraction du signal proposée par Kaminsky et Reinhart (1999) pour la prédiction des crises monétaires et bancaires. Cette démarche consiste à discriminer le « comportement anormal » des indicateurs de celui « normal ». Ces variables sont sélectionnées sur la base de la littérature relative aux crises bancaire et financière. Un seuil est défini pour chaque variable de l'échantillon des différents pays qui ont connu des crises. Ce seuil correspond à la valeur de la variable qui minimise le ratio de faux signaux en absence de crise, rapporté à la proportion de vrais signaux en situation de crise sur un horizon de 24 mois avant la crise. Les variables candidates sont celles relatives à la libéralisation financière (multiplicateur de la masse monétaire, crédit domestique/PIB, taux d'intérêt réel, taux débiteur/taux créditeur), aux variables financières (M2/réserves, dépôts bancaire), aux

secteurs extérieur (exportation, termes de l'échange, taux de change réel, importation, réserves, différentiel du taux d'intérêt réel), réel (PIB, prix des actifs) et au déficit budgétaire/PIB.

Plus tard, sur la base des indicateurs individuels, Kaminsky (1999) a construit trois indices composites de fragilité financière. Le premier indice est une simple agrégation de tous les indicateurs qui signalent une crise. Le second est calculé suivant l'ampleur des signaux en définissant un deuxième seuil pour les valeurs extrêmes des indicateurs individuels. Le troisième indice composite par contre a pour objectif de capturer l'évolution de la détérioration des fondamentaux en additionnant les signaux révélés dans un passé récent. Finalement, ces indices sont calculés comme une moyenne pondérée de chaque variable explicative et sont utilisés pour obtenir des mesures de probabilité de crise. Cette démarche est également utilisée par El-Shazly (2002) pour l'Égypte et par Christensen et Liu (2014), pour 13 économies de l'OCDE.<sup>3</sup> À la différence de ces auteurs, Borio et Love (2002) en s'intéressant aux crises bancaires ont seulement utilisé des indicateurs composites des variables telles que les prix des actifs, les cours de change et le crédit.

Toutefois, Kaminsky et Reinhart (1999) de même que Borio et Love (2002) n'expliquent pas la manière dont ils considèrent les périodes de crises qui précèdent la crise étudiée dans un pays donné, sachant que ces périodes vont se trouver dans la période d'absence de crise. À cet égard, Naamane (2012) prend en compte les signaux qui se déclenchent durant les périodes de crises au niveau de 13 pays (industrialisés et émergents). Il trouve que des variables telles que le taux de change réel, le ratio masse monétaire (M2) sur réserves internationales, les exportations, les dettes bancaires externes et les crédits internes, sont de bons indicateurs de crises bancaires et financières, alors que les réserves en devises et les dépôts bancaires sont peu efficaces.

### **1.2.3. Approche des modèles à variables dépendantes limitées**

Cette approche est fondée sur l'utilisation des modèles de probabilité non linéaire. Ces modèles essaient de traduire les différents indicateurs de performance et de solvabilité de la banque ou du système financier par une estimation de la probabilité de crise à un horizon donné. En d'autres termes, l'indicateur de crise est une variable binaire, estimé en utilisant un ensemble de variables explicatives. Dans ce cas, les modèles probit et logit ont été utilisés par plusieurs auteurs dans la littérature. Les premières applications de cette méthodologie aux crises bancaires systémiques remontent à Dermirgüç-Kant et Detragiache (1998) et Eichengreen et Rose (1998).

En particulier, Eichengreen et Rose (1998) ont analysé les crises bancaires des marchés émergents en utilisant un probit binaire multivarié pour estimer la probabilité des crises. Pour définir la crise et l'échantillon, les auteurs se sont appuyés sur les travaux de Caprio et Klingebiel (1996). Ils trouvent après estimation que les variations des variables étrangères influencent significativement la probabilité de crise bancaire. Les variables internes ont un impact limité sur cette probabilité, alors que la sous-évaluation du taux de change, la volatilité, la production domestique et le niveau élevé de la dette extérieure se sont avérés significatifs.

Dermirgüç-Kant et Detragiache (1998) ont étudié les déterminants des crises bancaires systémiques dans les économies développées et en développement en utilisant un logit binaire multivarié. Les résultats des auteurs montrent que les variables relatives à l'environnement macroéconomique affectent significativement la fragilité bancaire. En particulier, la probabilité de crises bancaires s'accroît avec la perte de croissance économique, la hausse de l'inflation et du taux d'intérêt. Une démarche similaire a été utilisée par Angora et Tarazi (2011) pour évaluer le rôle des indicateurs macroéconomiques et celui des variables bancaires dans la crise survenue

<sup>3</sup> Belgique, Canada, Danemark, France, Finlande, Allemagne, Italie, Japon, Pays-Bas, Suède, Suisse, l'Angleterre et les États-Unis.

dans les pays de l'UEMOA. Leurs résultats montrent que les variables spécifiques aux banques présentent un meilleur pouvoir prédictif. En confrontant la prédiction du logit multinomial à celle du modèle binaire, ils concluent que la prise en compte de plus de deux régimes permet de réduire le nombre de fausses alertes et d'aider les superviseurs bancaires à décrypter les caractéristiques d'une crise annoncée dans l'Union. Caggiano et al. (2013), ont également appliqué cette méthodologie aux systèmes bancaires des pays africains à faibles revenus. Ils concluent que les événements de crise sont imputables au faible taux de croissance économique, l'assèchement de la liquidité dans le système bancaire et à l'élargissement des positions extérieures nettes.

Dans un modèle d'alerte précoce, Frankel et Saravelos (2012) ainsi que Rose et Spiegel (2011), ont respectivement considérés 50 et 60 variables candidates. Mais la plupart des variables se sont révélées non significatives. Balecky et al (2012), ont par contre, montré à l'aide d'un PVAR que le ratio du crédit domestique sur PIB est le plus performant indicateur d'alerte précoce des crises bancaires dans 40 économies développées entre 1970 et 2010. Les décideurs peuvent donc prendre comme signal d'alerte, la déviation d'au moins 2% de ce ratio par rapport à sa tendance de long terme. Par ailleurs, Balecky et al. (2012) indiquent que d'autres facteurs de risques importants à savoir la hausse des flux des IDE et des taux du marché monétaire, ainsi que les booms économiques mondiaux (l'accroissement du PIB mondial et de l'inflation), méritent d'être surveillés.

## 2. METHODOLOGIE

L'approche méthodologique adoptée dans cette étude repose d'une part, sur une approche non-paramétrique et d'autre part, sur la spécification d'un modèle de probabilité non linéaire.

### 2.1. Méthode de construction des signaux d'alerte

La construction des signaux d'alerte est une approche non-paramétrique qui s'inspire des travaux de Kaminsky et al. (1998). Elle requiert la définition du champ d'application (les pays couverts, le choix des indicateurs et la dimension temporelle), des épisodes de tension (ou crises). Elle permet de détecter a priori le comportement anormal des variables.

**Le champ d'application et le choix des indicateurs** : l'échantillon de l'étude est composé de sept (7) pays de l'UEMOA, à savoir le Bénin, le Burkina, la Côte d'Ivoire, le Mali, le Niger, le Sénégal et le Togo.<sup>4</sup> Les données couvrent la période allant de 1980 à 2014 et proviennent des bases de la BCEAO,<sup>5</sup> du FMI et du World Development Indicator (WDI). Il s'agit des variables spécifiques au secteur bancaire, à sa vulnérabilité financière et à l'environnement macroéconomique. La définition de ces variables est présentée en annexe.

**La démarche pour la détection du signal** : elle repose sur l'approche d'extraction du signal à partir des variables relatives au secteur bancaire et à l'environnement macroéconomique. Pour extraire le signal de chaque indicateur, il est important de déterminer un seuil d'alerte pour distinguer les comportements normaux de ceux qui sont aberrants. Les indicateurs sont pris aussi bien en niveau qu'en déviation par rapport à leur tendance de long terme obtenue à l'aide du filtre de Hodrick-Prescott (HP). Le filtre pourrait être privilégié lorsque l'indicateur pris en niveau se révèle être non performant.

<sup>4</sup> La Guinée-Bissau n'est pas prise en compte car les données ne sont pas disponibles sur la période 1980-1996.

<sup>5</sup> Les annuaires statistiques de la BCEAO sur le bilan des banques et établissements financiers de l'UMOA sur la période 1979-1990, ont été mises à contribution pour pallier l'absence de données.

Soit  $X_{k,t}$ , le  $k^{\text{ième}}$  indicateur considérée à la période  $t$ ,  $x_k^*$ , le seuil qui lui est associé.  $S_{k,t}$ , le signal révélé par l'indicateur  $X_{k,t}$  et qui prend la valeur 1 lorsque sa valeur est supérieure ou égal à celle du seuil et 0 sinon.

$$\begin{cases} S_{k,t} = 1, & \text{si } |X_{k,t}| \geq |x_k^*| \\ S_{k,t} = 0, & \text{si } |X_{k,t}| < |x_k^*| \end{cases} \quad (1)$$

Ainsi, il peut être construit pour chaque série, des observations binaires du vrai signal et d'absence de signal. Pour un seuil donné, la capacité prédictive d'une variable est appréciée et confrontée aux épisodes de tensions financières suivant les quatre différents scénarios présentés dans le tableau 1.

Tableau 1 : Matrice de la combinaison des scénarios des signaux et des épisodes de tensions financières

	Tensions survenant dans un délai de deux ans ("périodes précédant les épisodes de tensions")	Absence de tensions dans un délai de deux ans ("périodes normales")
Signal	<b>A</b> (nombre de vrais signaux de comportement aberrant)	<b>B</b> (nombre de faux signaux de comportement aberrant)
Absence de signal	<b>C</b> (nombre de faux signaux d'absence de comportement aberrant)	<b>D</b> (nombre de vrais signaux d'absence de comportement aberrant)

« A » désigne le nombre de fois où l'indicateur a indiqué un comportement aberrant pendant les deux années qui précèdent une crise. « B » est le nombre de fois où l'indicateur a indiqué un comportement aberrant sans qu'une crise n'apparaisse dans les deux années suivantes (erreur de première espèce). « C » désigne le nombre de fois où l'indicateur n'a pas indiqué un comportement aberrant au cours des deux années précédentes l'apparition d'une crise (erreur de deuxième espèce). « D » désigne le nombre de fois où l'indicateur n'a pas indiqué de comportement aberrant et aucune crise n'est notée au cours des deux années suivantes.

Le seuil optimal  $x_k^*$  de chaque indicateur  $X_{k,t}$  est la valeur qui minimise le ratio du bruit au signal ( $\lambda_k$ )<sup>6</sup> défini par la relation suivante :

$$\lambda_k = [B/(B + D)]/[A/(A + C)] \quad (2)$$

Ce ratio correspond à la proportion de faux signaux en absence de crise  $[B/(B + D)]$  (le bruit), rapportée à la proportion de vrais signaux en situation de crise  $[A/(A + C)]$ . Le seuil qui le minimise est défini par rapport au centile de la distribution de chacun des indicateurs par pays. Par exemple, si le seuil optimal est le 10<sup>e</sup> centile, la valeur de l'indicateur au 10<sup>e</sup> centile de sa distribution pour chaque pays est déterminée. Christensen et Li (2014) en s'inspirant des travaux de Kaminsky, et al. (1998), ont réalisé cet exercice pour une grille de centiles compris entre le 10<sup>e</sup> centile et le 20<sup>e</sup> centile pour les risques dits "mineurs" ("Lower tail") et entre le 80<sup>e</sup> centile et le 90<sup>e</sup> centile pour ceux qualifiés de "majeurs" ("Upper Tail").

Dans le cas des économies de l'UEMOA, la présente étude considère comme sources de risque de petite taille pour le secteur bancaire, les variables macroéconomiques, notamment le taux de

<sup>6</sup> Ce ratio est encore appelé « Taux d'erreur de détection » de crise ou de tensions financières

croissance du PIB réel, le déficit budgétaire et la balance des transactions courantes rapportée au PIB. Par contre, les indicateurs relatifs au secteur bancaire, sont supposés être des sources de risques majeurs dans la mesure où ils prennent en compte les risques d'insolvabilité, de dégradation de la qualité des actifs, de liquidité et de perte de profitabilité. En outre, les indicateurs de vulnérabilité financière du système bancaire, notamment le ratio de la masse monétaire/réserves de changes, le taux d'inflation, le taux de change effectif réel et le crédit au secteur privé (en pourcentage du PIB ou exprimé en taux de croissance), sont particulièrement considérés comme une source de risque élevé pour la stabilité bancaire.

Lorsqu'un indicateur est parfait, le nombre de faux signaux est nul ( $B=0$ ,  $C=0$ ) et le ratio du bruit au signal est nul. « A » sera alors égal au nombre total d'années précédant les turbulences, et « D », au nombre total d'années normales à l'intérieur de l'échantillon.

## 2.2. Spécification économétrique pour la prédiction de tensions financières

La meilleure façon d'identifier les signes avant-coureurs d'épisodes de turbulence financière au niveau d'un système bancaire ou d'une économie est de suivre de près les traces des signaux émis par les différents indicateurs. Ceux ayant révélé des caractères aberrants sont utilisés pour la prédiction de la probabilité de l'occurrence des turbulences financières du système bancaire, à un instant donné, à l'aide des modèles de probabilité non linéaire (MPNL). A cet égard, les informations contenues dans ces indicateurs peuvent être combinées pour évaluer la probabilité d'occurrence d'une tension future. L'identification des épisodes de crise dans l'étude actuelle repose sur un indice de tension financière et non sur l'historique des crises. En effet, cet indice ne permet pas d'analyser de manière prospective l'évolution du degré de tension financière (soit une crise dans le cas d'une tension extrême) dans le secteur bancaire de l'Union.

Kaminsky (1999) construit un indice composite en pondérant chacune des variables retenues par l'inverse de leur ratio de bruit au signal. Pour inclure un indicateur dans l'indice composite, son ratio de bruit au signal doit être inférieur à l'unité. En d'autres termes, cet indicateur doit contenir une proportion plus élevée d'information que le bruit. Cette démarche purement statistique axée notamment sur le ratio du bruit au signal, ne peut fournir des résultats relativement robustes dans les économies où les crises bancaires sont rares, vu qu'elle ne pourrait permettre de prendre en compte différentes périodes de tensions (extrême, modérée). De plus ce ratio n'est pas suffisant pour l'évaluation d'alerte précoce car il serait difficile au régulateur de prendre des décisions lorsque les indicateurs individuels évoluent dans des sens opposés. Alternativement, l'élaboration d'un indice composite de tension financière (ITF) qui englobe tous les déterminants de la stabilité financière du secteur bancaire, issus des analyses de détection précédente, (Illing et Liu, 2006 ; Alessi et Detken, 2011) permettrait de distinguer ces différents épisodes. Cet indice est calculé comme une moyenne pondérée des indicateurs individuels répartis en trois sous-indices, notamment l'indice de solidité du secteur bancaire ( $ISB_t$ ), celui de la vulnérabilité financière bancaire ( $IVF_t$ ) et de la vulnérabilité du secteur bancaire à l'environnement macroéconomique ( $IVE_t$ ).

$$ITF_t = \omega_1 ISB_t + \omega_2 IVF_t + \omega_3 IVE_t \quad (3)$$

Où  $\omega_1$ ,  $\omega_2$  et  $\omega_3$  sont les pondérations respectives de chacun des sous-indices de sorte que  $\omega_1 + \omega_2 + \omega_3 = 1$ . Les sous-indices  $I_{\ell,t}$  sont déterminés par la formule suivante :

$$I_{\ell,t} = \sum_{k=1}^K \omega_{X_{k,\ell}} \frac{(X_{k,t} - \bar{X}_k)}{\sigma_X} \quad (4)$$

Avec  $K$ , le nombre d'indicateurs associés à chaque sous-indice.  $X_{k,t}$  est tel que définis ci-dessus,  $\bar{X}_k$  sa moyenne et  $\sigma_X$  son écart-type,  $\ell = \{ISB, IVF, IVE\}$ .

$\omega_{X_k,\ell}$  la pondération relative de l'indicateur  $X_k$  parmi les éléments du sous-indice  $\ell$  et définie par :

$$\omega_{X_k,\ell} = \frac{P_{X_k,\ell}}{\sum_{k=1}^K P_{X_k,\ell}} \quad (5)$$

$P_{X_k,\ell}$  est la probabilité de crise de l'indicateur  $X_{k,t}$  sachant le signal dans la classe de chaque sous-indice  $\ell$ . Par conséquent, l'indice de tension financière (ITF) devient :

$$ITF_t = \left[ \sum_{k_1=1}^{K_1} \left( \frac{P_{X_{k_1}}}{\sum_{k=1}^K P_{X_k}} \right) \right] * ISB_t + \left[ \sum_{k_2=1}^{K_2} \left( \frac{P_{X_{k_2}}}{\sum_{k=1}^K P_{X_k}} \right) \right] * IVF_t + \left[ \sum_{k_3=1}^{K_3} \left( \frac{P_{X_{k_3}}}{\sum_{k=1}^K P_{X_k}} \right) \right] * IVE_t \quad (6)$$

Avec  $K_1, K_2$  et  $K_3$ , le nombre d'indicateurs associés respectivement aux sous-indices  $ISB_t, IVF_t, IVE_t$  ;  $P_{X_{k_1}}, P_{X_{k_2}}$  et  $P_{X_{k_3}}$  les probabilités de crises sachant le signal de chaque indicateur  $X_k$ .

L'indice composite de tension financière (ITF) permet de définir les épisodes de tensions suivant trois régimes, notamment l'absence de tension ( $Y_{it} = 0$ ) la présence de tension modérée ( $Y_{it} = 1$ ) et la présence de tension extrême ( $Y_{it} = 2$ ). Pour un pays  $i$  de l'UEMOA, les trois régimes indiqués se présentent comme suit :

$$Y_{it} = \begin{cases} 0 & \text{si } ITF_t \leq \mu_{ITF} + \tau_1 \sigma_{ITF} \\ 1 & \text{si } \mu_{ITF} + \tau_1 \sigma_{ITF} < ITF_t < \mu_{ITF} + \tau_2 \sigma_{ITF} \\ 2 & \text{si } ITF_t \geq \mu_{ITF} + \tau_2 \sigma_{ITF} \end{cases} \quad (7)$$

Où  $\mu_{ITF}$  et  $\sigma_{ITF}$  sont respectivement la moyenne et l'écart-type de l'ITF calculés sur l'échantillon.  $\tau_1$  et  $\tau_2 \in \{0,5, 1\}$ . En effet, pour identifier les régimes de tension financière dans les économies développées et émergentes, Cardarelli et al. (2010), ont utilisé  $\tau_2 = 1$ , Illing et Liu (2006),  $\tau_2 = 2$  et Christensen et Liu (2014),  $\tau_2 = 1,5$ . Puisque les épisodes d'extrêmes tensions sont limités dans le secteur bancaire de l'UEMOA, la proposition de Cardarelli et al. (2010) servirait de référence pour  $\tau_2 = 1$ . Pour capter l'existence du régime intermédiaire, l'étude utilisera  $\tau_1 = 0,5$ . Ainsi :

- l'épisode de tension ( $Y_{it} = 2$ ) correspondrait à l'année de l'apparition de la crise ainsi qu'aux périodes de tension signalées par ITF au plus deux ans avant.
- l'épisode de tension modérée ( $Y_{it} = 1$ ) se rapporterait aux épisodes où, l'indice (ITF) a signalé des comportements aberrants suivis d'une absence de crise dans les deux années suivantes.
- l'absence de tension ( $Y_{it} = 0$ ) serait reliée aux épisodes où l'indice n'a pas signalé de crise et aucune crise n'est déclenchée.

Il est donc possible de construire la probabilité de l'occurrence de chacun des trois régimes à un instant donné, à partir d'un modèle multinomial sur données de panel défini respectivement par :

$$P[Y_{it} = 0/Z, M, Q, \beta, \theta, \delta, \gamma] = \frac{1}{1 + \sum_{j=1}^2 \exp(\beta'_j Z_{i,t-1} + \theta'_j M_{i,t-1} + \delta'_j Q_{i,t-1} + \gamma'_j)} \quad (8)$$

$$P[Y_{it} = j/Z, M, Q, \beta, \theta, \delta, \gamma] = \frac{\exp(\beta_j' Z_{i,t-1} + \theta_j' M_{i,t-1} + \delta_j' Q_{i,t-1} + \gamma_j')}{1 + \sum_{j=1}^2 \exp(\beta_j' Z_{i,t-1} + \theta_j' M_{i,t-1} + \delta_j' Q_{i,t-1} + \gamma_j')} \quad (9)$$

Dans l'équation (8),  $P$  correspond à la probabilité d'occurrence pour le régime d'absence de tension ( $j = 0$ , régime de référence). Pour l'équation (9),  $P$  est la probabilité de survenance des deux autres régimes  $j \in \{1, 2\}$  pour le pays  $i$  à la date  $t$ ;  $Z$  et  $M$  sont respectivement des variables bancaires et macroéconomiques qui ont révélé des comportements aberrants deux années plus tôt, et  $Q$  prend en compte les variables relatives à la qualité des institutions.  $\beta, \theta, \delta$  et  $\gamma$  sont des paramètres à estimer par la méthode du maximum de vraisemblance et de façon robuste. L'option robuste à utiliser repose sur celle de Huber (1967)<sup>7</sup>, afin de contourner les risques d'hétéroscédasticité et d'obtenir des estimateurs efficaces et convergents pour les paramètres. Etant donné que les modèles multinomiaux sont soupçonnés de multicollinéarité entre les variables explicatives, les tests d'analyse des facteurs d'inflation de la variance seront mis en œuvre à cet effet. Dans l'affirmation, les variables colinéaires sont séparément introduites en pratiques.

L'utilisation des variables retardées vise à analyser le pouvoir prédictif des indicateurs avancés indépendamment des niveaux connus aux cours des épisodes de crise bancaire. Lorsque la variable dépendante traverse son seuil, l'alerte précoce de la tension financière dans le secteur bancaire est activée. Donc, l'inclusion des variables explicatives retardées permet une analyse dynamique de l'effet des variables de vulnérabilité financière sur le système bancaire de l'UEMOA. Pour un régime  $j > 0$ , les valeurs de  $\beta > 0, \theta > 0$  et  $\delta > 0$  signifient qu'un accroissement respectif de  $Z, Q$  et  $M$  tend à renforcer la probabilité d'être dans le régime  $j$  par rapport à la probabilité d'être celui d'absence de tension, choisi comme la référence et le plus désiré par une politique de régulation efficace.

### 3. RESULTATS D'ESTIMATION

#### 3.1. Résultats de l'approche d'extraction du signal

La méthode de détection de tensions dans le secteur bancaire permet de repérer très tôt à l'avance les comportements aberrants des indicateurs. Pour les données couvrant la période 1980-2014, le tableau 2 ci-après présente les informations relatives aux performances individuelles des indicateurs. La deuxième colonne du tableau montre le seuil critique qui minimise le taux d'erreur. Toutefois, les indicateurs pour lesquels ledit taux est supérieur à 1 ( $\lambda_k > 1$ ) n'ont pas de bonnes performances de détection. Plus le ratio est faible, plus l'indicateur concerné est précis (Christensen et Liu, 2014).

##### 3.1.1. Indicateurs de mesure de la profondeur du secteur bancaire

Les indicateurs de profondeur du secteur bancaire présentés dans cette section se concentrent autour des ratios microprudentiels, notamment les mesures d'insolvabilité, de la qualité des actifs, de la liquidité et de la profitabilité bancaire. Ainsi, les résultats du tableau 2 montrent que les ratios de bruit au signal (Colonne 5) associés aux seuils respectifs des indicateurs (Colonne 2) varient entre 0,4 et 0,98 sur un horizon d'au plus deux ans.

Les résultats des estimations indiquent pour l'indicateur de solvabilité, notamment le ratio des fonds propres/total actif, un seuil de 7,71% qui minimise le ratio du bruit au signal établi à 0,40. En dessous de ce seuil, les données de l'échantillon montrent que la probabilité de survenance de crise est de 90%. Entre 1988 et 1994, ce ratio pour l'Union a fluctué entre 0,026% et 18,57%. Par

<sup>7</sup> Huber, P. J. (1967), "The behavior of maximum likelihood estimates under nonstandard conditions." *Proceedings of the Fifth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability*. pp. 221–233.

pays, le seuil a été franchi au Bénin (6,96%) et au Mali (0,012%) (figure 1 annexe). Par ailleurs, il est à noter des études de Caprio et Klingebiel (1996) qu'au cours des années de crise, le ratio des capitaux propres rapportés à l'actif total était de l'ordre de 6,8% pour l'ensemble des pays de l'Union. Dans ce contexte, la valeur du ratio des fonds propres sur le total du bilan est largement inférieure à celle du ratio des prêts non performants rapportés au total du bilan. *Ainsi, une diminution subséquente du ratio des fonds propres sur le total des actifs du bilan en-deçà de 7,71% devrait être suivie de la réaction des Autorités de régulation dans les pays de l'UEMOA.*

Tableau 2 : Performance des indicateurs par l'approche d'extraction du signal

Indicateurs	Seuil	% de faux signal	% de vrais signal	Ratio du bruit au signal	P[Crise/Signal]	P[Crise/Signal] - P[Crise]
<b>Indicateurs relatifs au secteur bancaire (ISB)</b>						
Ratio fonds propres/total actif	7,71	0,36	0,90	0,40	0,90	0,48
Ratio crédits improductifs / total crédits bancaires	10,35	0,64	0,70	0,92	0,70	0,28
Ratio crédits improductifs / total Actifs	7,64	0,41	0,46	0,89	0,41	0,03
Ecart du ratio des réserves des banques/total actifs	3,96	0,13	0,18	0,70	0,38	0,01
Ecart du ratio du total des dépôts / total passif	5,6	0,07	0,13	0,54	0,13	-0,22
Ratio crédits bancaires / dépôts bancaires	113,47	0,21	0,53	0,40	0,53	0,15
Ecart du ratio de rendement des actifs	0,80	0,43	0,44	0,98	0,44	0,07
Ecart du ratio de rendement des fonds propres	13,56	0,46	0,53	0,88	0,53	0,15
Ratio dépenses du personnel / Frais généraux	56,83	0,32	0,53	0,61	0,53	0,15
<b>Indicateurs relatifs à la vulnérabilité financière du secteur bancaire (IVF)</b>						
Ratio de la masse monétaire / réserves de changes	42,37	0,21	0,38	0,57	0,38	0,01
Ecart du ratio de la masse monétaire/réserves de changes	6,88	0,39	0,72	0,54	0,72	0,33
Ecart du ratio crédits au privé/PIB	1,65	0,25	0,47	0,53	0,47	0,09
Ecart du Taux de croissance du crédit au privé	11,19	0,39	0,43	0,92	0,43	0,10
ratio du déficit du compte courant/PIB	3,53	0,79	0,84	0,93	0,84	0,44
Ecart du taux de change effectif réel	5,31	0,43	0,72	0,59	0,72	0,33
<b>Indicateurs relatifs à l'environnement macroéconomique (IVE)</b>						
Ratio déficit budgétaire/PIB	5,38	0,36	0,72	0,49	0,72	0,33
Taux d'inflation	3,97	0,57	0,71	0,81	0,71	0,33
Ecart du taux de croissance économique réel	2,14	0,61	0,65	0,93	0,65	0,23

Note : Le centile du seuil qui minimise le ratio du bruit au signal, est obtenu en utilisant une grille relative à la taille des risques, pour déterminer le « seuil optimal ». Ce ratio est défini comme le rapport entre la proportion de faux signaux (mesurés par  $B/(B+D)$ ) et celle de vrais signaux (mesurée en  $A/(A+C)$ ).  $P[\text{crisis/signals}]$  est le pourcentage des signaux émis par l'indicateur suivi d'au moins d'une crise au cours des douze mois suivants.  $P[\text{crise}]$  est la probabilité inconditionnelle d'une crise,  $(A+C)/(A+B+C+D)$ .

S'agissant de la qualité des actifs, il ressort des résultats d'estimation que la part des créances improductives dans le total des crédits bancaires à l'économie et dans le total actif pourrait conduire à une crise pour des valeurs supérieures aux seuils respectifs de 10,35% et 7,64%. Comme l'indiquent les figures 2 et 3, ces deux ratios sont restés supérieurs à leurs seuils respectifs avant et pendant les périodes de tensions financières. Ils ont révélé une importante dégradation de la qualité du portefeuille des établissements de crédit pour l'Union dans son ensemble, avec une fluctuation de cet indicateur entre 10,75% et 12,67% sur la période 1988 et 1994.

Les ratios du bruit au signal associés à ces seuils sont de 0,92 et 0,89 (inférieurs à 1). Leurs probabilités de crise respectives sachant que les seuils sont dépassés sont de 70% et 41%. En période de crise bancaire, González-Hermosillo (1999) a trouvé que la part se situe entre 6% et 8% des créances improductives dans l'encours total de crédit. Demirgüç-Kunt et Detragiache (1998) ont indiqué, un ratio créances improductives/total actif supérieur à 10%. *Ainsi, pour le secteur bancaire des Etats membres de l'UEMOA, les seuils de 10,35% du ratio des créances improductives/total des crédits bancaires et de 7,64% des créances improductives/total actifs, devront constituer les limites d'alerte pour le régulateur.*

Les indicateurs de rentabilité bancaire jouent un rôle important dans l'analyse de la fragilité du système bancaire (Goodhart et al, 2006). Il ressort des estimations que la déviation du ratio de rendement économique a enregistré 43% de faux signaux et 44% de vrais signaux dans l'échantillon considéré pour un seuil de 0,80 point de pourcentage. L'écart de la rentabilité des fonds propres, a indiqué 46% de faux signaux et 53% de vrais signaux en-deçà du seuil 13,56 points de pourcentage. Par ailleurs, la part des dépenses du personnel dans les frais généraux a indiqué un seuil de 56,83%.

Ces trois indicateurs de profitabilité présentent des ratios de bruit au signal inférieurs à un (1), soit 0,98, 0,88 et 0,61. Les probabilités d'apparition des tensions financières conditionnées par les signaux relatifs à ces derniers sont de 44% pour l'écart du ratio de rendement économique, et 53% pour l'écart de la rentabilité des fonds propres et le niveau du ratio des dépenses du personnel sur les frais généraux. Pasricha et al. (2013) ont retenu pour l'écart de la rentabilité des fonds propres, un seuil de 17,1 points au niveau du secteur bancaire de quatre économies développées (Etats-Unis, Canada, Angleterre et Australie). *Compte tenu des performances informationnelles de ces trois indicateurs en terme de fragilité financière, les seuils de 0,80 et 13,56 points de pourcentage calculés peuvent être retenus respectivement pour les déviations des ratios du rendement économique et de rentabilité des fonds propres, et le seuil de 56,83% pour le niveau du ratio des dépenses du personnel/frais généraux, en vue de prévenir les risques de perte de rentabilité et management dans le système bancaire de l'UEMOA.*

La théorie relative à la ruée bancaire met en avant les problèmes d'illiquidité des banques (Diamond et Dybvig, 1983). Les résultats du tableau 2 indiquent que les ratios de bruit au signal associés aux indicateurs du risque de liquidité, notamment l'écart du ratio des réserves des banques/total actifs, l'écart du total des dépôts/total passif ainsi que le ratio des crédits bancaires/total des dépôts bancaires, sont respectivement ressortis à 0,70, 0,54 et à 0,40. Ils sont bien inférieurs à 1. Leurs probabilités d'alerte en situation de tension effective sont respectivement de 38%, de 13% et 53%. Les seuils correspondant aux écarts des réserves bancaires et du total des dépôts en banque sont de 3,96 points de pourcentage et 5,6 points de pourcentage. Afin de conclure sur la nature de la performance de ces deux indicateurs, une comparaison aux résultats de Kaminsky et al. (1998) et de Christensen et Liu (2014) a été faite. En effet, ces auteurs sont parvenus à l'inefficacité respective des dépôts bancaires et des réserves bancaires pour des ratios du bruit au signal de 1,20 et 1,13. Néanmoins, ces indicateurs peuvent s'avérer pertinents dans le

système financier des économies dans lesquelles les ménages et les entreprises ont une préférence accrue pour la constitution de dépôts à vue plutôt que de dépôts à termes dans les livres des banques. Ainsi, une course au guichet ou une baisse des réserves bancaires pourrait se traduire par une panique bancaire.

Le seuil correspondant au niveau du ratio des crédits bancaires dans le total des dépôts bancaires est de 113,47%. Pendant la période de crise bancaire (1988 - 1994), le ratio des crédits bancaires sur le total des dépôts bancaires se situait à 156,75% en 1988 pour l'Union dans son ensemble. Il est à noter que pour onze (11) économies de la zone euro, Van Den End (2013) a proposé empiriquement une bande dans laquelle le ratio « Crédit sur Dépôt » devrait fluctuer en temps normal. Cependant, tout franchissement de cette bande traduirait un déséquilibre dans le système bancaire, notamment en termes de liquidité. Ainsi, dans une étude de la BCE (2012) citée par Van Den End (2013), un ratio au-delà de 120% signale une crise bancaire. En revanche, les valeurs de ce ratio situées en-deçà de 80% mettraient en évidence un affaiblissement de l'intermédiation financière (BCE, 2012).

Par ailleurs, les indicateurs relatifs à la déviation des réserves/total actifs et à celle des dépôts/total passif se sont révélés moins inquiétants au niveau de l'Union pendant la crise.

*Au regard du critère de ratio de bruit au signal, le seuil de 113,47% pour le ratio des crédits bancaires sur le total des dépôts bancaires, celui de 3,96 points de pourcentage pour la déviation des réserves/total actifs, et 5,6 points de pourcentage pour l'écart du ratio des dépôts/total passif, pourront permettre de surveiller l'imminence d'une tension financière dans le secteur bancaire dans les pays de l'UEMOA.*

### **3.1.2. Indicateurs de vulnérabilités du secteur bancaire**

Les indicateurs de vulnérabilité financière sont les écarts des ratios de la masse monétaire/réserves de change, du ratio des crédits au privé/PIB, du taux de croissance du crédit au privé et du taux de change effectif réel respectivement par rapport à leur tendance de long terme. Seul le ratio du compte de transaction courante/PIB est pris en niveau.

Les résultats d'estimation montrent qu'une déviation des écarts par rapport à la tendance de long terme des ratios de la masse monétaire/réserves de change, des crédits au privé/PIB, du taux de croissance du crédit, situé respectivement au-dessus de 6,88 ; 1,65 et de 11,19 points de pourcentage, pour 80% des observations dans l'échantillon, est susceptible d'accroître la probabilité d'apparition des tensions extrêmes dans le secteur bancaire.

Les figures 5, 6 et 7 présentent l'évolution des écarts de ces ratios par rapport à leurs seuils respectifs, dans l'UEMOA. Il apparaît que la période de crise des années 1980 est caractérisée par des niveaux élevés des déviations du ratio de la masse monétaire/réserves de change, du crédit au privé/PIB, et du taux de croissance du crédit au secteur privé. En effet, la déviation du ratio de la masse monétaire sur les réserves de changes par rapport à sa tendance de long terme, a franchi le seuil de 6,88% au cours de la crise bancaire pour l'Union et s'est située à 7,52% en 1989 et 24,38% en 1994. De plus, les résultats indiquent un seuil de 42,37% pour ce ratio pris en niveau (Colonne 2, Tableau 2). Son ratio du bruit au signal est de 0,54 en déviation et de 0,57 en niveau, avec des probabilités d'alerte respectives de 72% et 38%, sachant qu'ils ont dépassé les seuils obtenus. Dans les travaux de El-Shazly (2002) en Egypte, de Youngblood (2003) au Ghana et de Davis et Karim (2008) sur 105 pays, le ratio de bruit au signal varie entre 0,32 et 0,79 pour la variable M2/réserves. Naamane (2012) a obtenu 5% et 10% dans 13 pays (industrialisés et émergents) pour ce même ratio pris en niveau.

Deux ans avant la crise en 1988, le taux de croissance du crédit au secteur privé dans l'ensemble des pays de l'Union a dévié de plus 11,19 points de pourcentage et a enregistré des valeurs allant de 11,77 points de pourcentage à 59 points de pourcentage. L'écart du crédit au privé/PIB a excédé le seuil de 1,65 point de pourcentage au moins une fois avant la survenance de la crise dans les Etats membres de l'Union. Ce seuil n'est pas loin des 2% recommandés par Balecky et al. (2012) aux décideurs comme un signal d'alerte de crise bancaire. Il ressort également des résultats que le ratio de bruit au signal associé au seuil de l'écart du taux de croissance du crédit au privé par rapport à sa tendance de long terme est de 0,92, alors que celui correspondant au seuil de la déviation du crédit au privé sur PIB est de 0,53. Leurs probabilités de crise sachant le signal sont respectivement de 43% et 47%. Dans la littérature, Parsicha et al. (2013) ont obtenu une valeur de 0,50 associée au seuil de 4,7 points de pourcentage pour l'écart du crédit au privé/PIB, Christensen et Liu (2014) aboutissent à 0,95 pour le 77<sup>e</sup> centile du taux de croissance du crédit au privé.

Par ailleurs, le seuil de 3,53% du niveau du déficit du compte des transactions courantes rapporté au PIB est celui qui minimise le ratio du bruit au signal établi à 0,93. Au-delà de ce seuil, une tension est susceptible d'apparaître dans le secteur bancaire, car la probabilité de crise sachant que l'indicateur dépasse le seuil calculé, est de 84%. Par ailleurs, le ratio de bruit au signal obtenu par El-Shazly (2002) et Christensen et Liu (2014) pour le déficit courant rapporté au PIB varie entre 0,10 et 0,68.

Globalement, les résultats obtenus pourraient s'expliquer par le fait que les crises bancaires subséquentes de la période 1980-1995 au sein des pays l'UEMOA ont été une conséquence de la forte et longue baisse des réserves de change de l'Union. Cette baisse résulte de la détérioration des termes de l'échange qui a engendré le repli des recettes d'exportations et donc une aggravation du compte des transactions courantes. Dans le secteur bancaire, le repli des recettes d'exportation a provoqué un recul sévère des dépôts libres constitués par les banques et a amplifié la pro-cyclicité du crédit.

En effet, l'évolution du taux de change effectif réel au cours des années 1980 témoigne bien que la perte de compétitivité a en partie contribué aux crises bancaires observées dans les économies de l'UEMOA. Pour l'écart de cet indicateur par rapport à sa tendance de long terme, les résultats des estimations ont fait ressortir un seuil de 5,31% pour un ratio de bruit au signal de 0,59. Pour l'Union, ce seuil avait été dépassé de 6,67 à 19,09 points de pourcentage entre 1988 et 1994. Par pays, il avait varié entre 15,4 et 23,1 points de pourcentage. Ce seuil est inférieur à celui de 7 à 9% obtenu par Borio et Lowe (2002) sur les économies développées.

*Au total, les cinq indicateurs de vulnérabilité financière, les seuils de 6,88 points de pourcentage pour l'écart de l'indicateur masse monétaire/réserves de change et de 42,37% pour ses valeurs en niveau peuvent constituer une limite d'alerte. L'écart du ratio crédit au privé/PIB serait surveillé aux environs de 1,65 points de pourcentage, 11,19% pour la déviation du taux de croissance du crédit au secteur privé et 3,53% pour le niveau le ratio du compte courant sur PIB. Par ailleurs, 5,31 points de pourcentage peuvent être retenus pour la déviation du taux de change effectif réel par rapport à sa tendance de long terme.*

### 3.1.3. Indicateurs macroéconomiques

L'analyse des indicateurs macroéconomiques dans la détection des crises bancaires porte sur l'écart du taux de croissance du PIB réel, le ratio du déficit budgétaire/PIB et le taux d'inflation. Les résultats montrent qu'en-dessous d'un seuil de 2,14 points de pourcentage correspondant au 20<sup>e</sup> centile, la déviation du taux de croissance du PIB réel permet de détecter les crises bancaires puisque le ratio du bruit au signal qui lui est associé est de 0,93 donc inférieur à 1. Les autres variables macroéconomiques, notamment, le déficit budgétaire et le taux d'inflation font ressortir un ratio du bruit au signal de 0,49 et 0,81 pour des seuils respectifs de 5,38 et 3,97 points de pourcentage correspondant respectivement au 20<sup>e</sup> et 90<sup>e</sup> centile des observations de l'ensemble de l'échantillon. Pour le déficit budgétaire, le ratio de bruit au signal de Davis et Karim (2008) est établi à 0,80. Dans le cas de l'inflation, 0,35 et 0,55 sont les valeurs associées à ce ratio dans les études respectives de Davis et Karim (2008) et Christensen et Liu (2014).

Etant donné que l'écart du taux de croissance du PIB réel, le niveau du ratio du déficit budgétaire et du taux d'inflation ont fait ressortir des ratios du bruit au signal inférieur à un (1), ils sont pertinents pour analyser la vulnérabilité du secteur bancaire dans l'UEMOA. En effet, leurs probabilités de crise, sachant les signaux, sont respectivement de 65%, de 72% et de 71%. Particulièrement, le ratio du déficit budgétaire avait franchi le seuil de 5,38% au cours de la crise bancaire pour s'établir à 8,63% pour l'Union. En cette même période, le taux d'inflation a dépassé le seuil de 3,97% pour atteindre 31,25% pour l'Union en 1994. Enfin, les déviations de pertes de croissance économique par rapport à la tendance de long terme induites par la crise ont évolué entre 2,21 points de pourcentage et 15,45 points dans l'Union.

### 3.1.4. Indice synthétique de tension financière

Globalement, il ressort que pour chacune des catégories d'indicateurs analysés ci-dessus (indicateurs de mesure de la profondeur du secteur bancaire, les indicateurs de la vulnérabilité du secteur bancaire et les indicateurs macroéconomiques), plusieurs d'entre-eux ont montré de bonnes capacités à prévoir les tensions financières dans les Etats membres de l'Union.

Outre le suivi individuel de ces indicateurs, il serait opportun de disposer d'un indicateur synthétique combinant chacun des indicateurs individuels pondéré avec leurs pouvoirs prédictifs respectifs notamment leurs probabilités relatives. Ces indicateurs normalisés statistiquement permettent d'obtenir l'indice de la tension financière. En suivant cette démarche, les pondérations obtenues pour chacun des sous-indices ISB, IVF et IVE sont respectivement de 0,5, 0,3 et 0,2.<sup>8</sup> Ainsi, l'ITF spécifié au niveau de l'équation (4 et 7) dans la méthodologie est calculé empiriquement par :

$$ITF_t = 0,5 * ISB_t + 0,3 * IVF_t + 0,2 * IVE_t \quad (10)$$

Les graphiques de la figure 9 (annexe) montrent l'évolution de l'ITF du secteur bancaire dans chaque pays de l'UEMOA. Il ressort de ces graphiques que l'indice a enregistré des valeurs extrêmes au cours des années 1980 et 1995. Pour l'ensemble de l'échantillon et sur la période 1980-2014, l'indice a une moyenne de 0,02 traduisant une relative stabilité du système bancaire de l'Union. Son écart-type de 0,23 révèle que le degré de tension financière dans l'échantillon est distinct. Enfin, la valeur maximale de 0,75 et la minimale de -0,76 correspondent respectivement à son niveau extrême observé au Burkina en 1988 et au Sénégal en 1983. Comme défini précédemment, le secteur bancaire se trouve dans un régime de forte tension financière ( $j > 0$ ), lorsque  $ITF_t \geq \mu_{ITF} + \tau_2 \sigma_{ITF} = 0,352$  pour  $\tau_2 = 1$ . Le régime de tension modérée ( $j > 1$ ),

<sup>8</sup> Le ratio du crédit au privé/PIB est celui qui est privilégié dans le calcul de l'indice de vulnérabilité financière. A cet égard, le taux de croissance de crédit n'est pas utilisé comme élément du sous-indice.

correspond à  $\mu_{ITF} + \tau_1\sigma_{ITF} < ITF_t < \mu_{ITF} + \tau_2\sigma_{ITF}$ , avec  $\tau_1 = 0,5$  ; soit  $0,177 < ITF_t < 0,352$ . Enfin, le régime d'absence de tension ( $j > 1$ ), est indiqué par  $ITF_t < 0,177$ .

La tableau (3) ci-après fournit le nombre d'apparitions de chaque régime dans l'échantillon. La déviation de l'indice a indiqué 21,63% de régimes de tensions financières extrêmes, 30,61% de régimes de tensions modérées et 47,76% pour les situations d'absence de tension. Mais en appliquant l'approche non paramétrique décrite ci-dessus aux séries de l'ITF, il ressort de que le seuil de déclenchement d'une crise bancaire associé au 80<sup>e</sup>centile est de 0,281 et son ratio du bruit au signal est de 0,36. Son contenu informationnel pour des valeurs inférieures à 0,112 correspondant au 40<sup>e</sup> centile avec un ratio du bruit au signal de 1,08 (supérieur à 1). En outre, la déviation de l'indice a indiqué 20% de régimes de tensions financières extrêmes, 19,2% de régimes de tensions modérées et 60,8% pour les situations d'absence de tension.

Tableau 3 : Apparition des régimes de tension financière

Régimes de tensions financières	Approche basée sur les facteurs de pondération de l'écart-type de ITF		Approche non-paramétrique	
	Nombre d'apparition	Proportion (en%)	Nombre d'apparition	Proportion (en%)
Forte	53	21,63	49	20
Modérée	75	30,61	47	19,2
Absence de tension	117	47,76	149	60,8
Total	245	100	245	100

Source : Résultats d'estimation

Il est important de rappeler que l'objectif de cette étude n'est pas uniquement de détecter les vrais signaux d'alerte de crise à partir des indicateurs individuels ou de les combiner pour estimer un indice global de tension financière. L'étude se propose en outre, de tester dans un modèle économétrique l'apport de ces indicateurs pris dans leur ensemble, à l'explication des différents régimes de tensions financières. Ceci fera l'objet de la section suivante.

### 3.2. Résultats du modèle économétrique

Avant de présenter les résultats, il est important d'examiner le lien existant entre les variables du modèle. Car l'un des problèmes récurrents des modèles multinomiaux est la multicolinéarité qui peut exister entre les variables. A cet égard, l'analyse du facteur d'inflation de la variance (VIF) a été utilisée pour examiner d'éventuelle multicolinéarité entre les variables explicatives du modèle.

En effet, le facteur d'inflation de la variance de chacune des variables explicatives est inférieur à 10% (Tableau 4). De plus, sa valeur moyenne varie entre 1,50 et 1,54 (inférieur à 2) pour chacun des modèles (1, 2, 3, 4, 5 et 6). Il n'existe donc pas de problème de multicolinéarité entre les variables explicatives considérées dans les estimations. Par la suite, les différents modèles logit multinomial ont été estimés par la méthode du maximum de vraisemblance avec l'option robuste de Huber, afin de tenir compte d'éventuels problèmes d'hétéroscédasticité entre les variables explicatives. Les résultats sont présentés dans les tableaux 5 et 6.

Les résultats montrent que le coefficient du ratio de fonds propres/total actifs est négatif dans les deux régimes de tension extrême. Ainsi, une baisse de ce ratio augmente significativement la probabilité de crise bancaire et de celle du régime de tension modérée (Modèle 1 à 6, Tableau 5 et 6).

Pour tous les régimes, les coefficients des variables relatives aux crédits improductifs sont positifs. La probabilité d'apparition de tension financière moyenne ou extrême dans le système bancaire est d'autant plus élevée que les crédits improductifs dans le total des crédits bancaires ou des actifs du bilan augmentent. Ces résultats corroborent les analyses de González-Hermosillo (1999) et de Caprio et Klingebiel (2003) sur les risques relatifs à l'augmentation des prêts non performants. A cet égard, les efforts notables devront être consentis par les établissements de crédit pour réduire davantage, les risques relatifs aux prêts non performants, afin de maintenir le système bancaire dans un régime calme ou de faible instabilité financière.

Tableau 4 : Résultats des VIF par modèle

Variables	Régimes de crises bancaires déterminés par les facteurs multiplicateurs de l'écart-type de l'ITF			Régimes de crises bancaires déterminés l'approche non-paramétrique		
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5	Modèle 6
FPA	2,07	2,07	2,07	1,98	1,98	1,99
CIMP	1,03	1,03	-	1,05	1,04	
CIMPA	-	-	1,2			1,19
ROA	1,37	-	1,41	1,35		1,36
ROE		1,33	-		1,33	
RES	1,42	1,42	-	1,42	1,42	
DPP	-	-	1,42			1,42
M2R	1,65	1,65	1,67	1,36	1,35	1,36
VPRIV	1,63	1,62	1,64	1,18	1,18	1,17
PIBR	1,19	1,13	1,19	1,18	1,16	1,19
DBUD	1,26	1,26	1,26	1,23	1,23	1,23
INFL				1,21	1,2	1,23
TCER	1,48	1,15	1,5	1,54	1,56	1,54
RESPREG	2,01	2,02	2,09	2,06	2,06	2,14
Moy. VIF	1,51	1,50	1,54	1,41	1,41	1,44

Source : Résultats d'estimation

Les variables relatives à la liquidité, notamment le ratio actifs liquides/total actif et du total des dépôts/total passif, font ressortir des signes négatifs dans les deux régimes pour leur coefficient respectif. Ce qui est conforme aux prédictions théoriques. Ainsi, la probabilité d'une instabilité financière du secteur bancaire s'accroît avec l'augmentation du risque d'illiquidité, notamment la baisse des réserves et des dépôts. Par ailleurs, le signe négatif obtenu dans un régime de faible tension s'expliquerait par la prédominance dans le bilan des banques, des dépôts à vue sur ceux à terme. Le caractère plus volatile de ces dépôts à vue rendrait plus instable le total des dépôts. Les politiques à envisager devraient viser à accroître et renforcer la stabilité des dépôts. Ceci pourrait permettre de contenir d'éventuels risques d'instabilité financière qu'engendrerait la volatilité des dépôts. Ces résultats confirment les travaux de Mishkin (1998) et de Gertler et Kyotaki (2012) qui ont associé les épisodes de tension dans le système bancaire au problème de liquidité.

Tableau 5 : Résultats des estimations du modèle logit multinomial pour les régimes de crises bancaires déterminés par les facteurs multiplicateurs de l'écart-type de l'ITF

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3	
	Y <sub>it</sub> = 1	Y <sub>it</sub> = 2	Y <sub>it</sub> = 1	Y <sub>it</sub> = 2	Y <sub>it</sub> = 1	Y <sub>it</sub> = 2
FPA <sub>t</sub>	-0.012 (-0.71)	-0.367* (-1.91)	-0.018 (-0.22)	-0.359* (-1.81)	-0.028** (-1.99)	-0.338* (-1.73)
CIMP <sub>t-1</sub>	0.019* (1.87)	0.210* (1.95)	0.021** (1.97)	0.022** (2.02)		
CIMPA <sub>t-1</sub>					0.095** (2.33)	0.168*** (3.02)
ROA <sub>t-1</sub>	-0.389** (-2.29)	-0.594** (-3.16)			-0.386* (-2.44)	-0.789** (-2.42)
ROE <sub>t-1</sub>			-0.025 (-1.61)	-0.042*** (-3.13)		
RES <sub>t-2</sub>	-0.029** (-2.23)	-0.077** (-2.40)	-0.039*** (-3.07)	-0.060** (-2.28)		
DPP <sub>t-2</sub>					-0.060** (-2.34)	-0.059* (-1.67)
M2R <sub>t-2</sub>	0.014** (2.13)	0.026*** (3.29)	0.014** (2.09)	0.025*** (3.21)	0.012* (1.96)	0.013* (1.70)
VPRIV <sub>t</sub>	0.405** (2.07)	0.626*** (3.00)	0.386* (1.96)	0.609** (2.94)	0.269* (1.71)	0.608*** (4.31)
PIBR <sub>t-2</sub>	-0.026 (-1.07)	-0.170** (-2.56)	-0.029 (-1.17)	-0.040** (-2.17)	-0.074* (-1.79)	-0.086** (-2.86)
DBUD <sub>t</sub>	-0.099** (-2.01)	-0.104 (-0.60)	-0.097** (-1.98)	-0.099 (-0.55)	-0.144** (-2.17)	-0.113*** (-2.40)
TCER <sub>t-1</sub>	0.022** (2.40)	0.028*** (2.50)	0.021*** (2.27)	0.029** (2.53)	-0.018** (-2.13)	0.025** (2.34)
RESPREG <sub>t</sub>	-0.345 (-0.72)	-0.470 (-1.02)	-0.365 (-0.76)	-0.495** (-2.31)	-0.231 (-0.54)	-0.606 (-0.55)
Cons	2.725* (1.71)	-6.040*** (-4.66)	2.529 (1.57)	-1.781 (-0.77)	-0.484 (-0.57)	-0.763*** (-0.45)
Obs.	231		231		231	
Wald Chi2(k)	106.56***		103.31***		105.49***	
k	20		20		20	
Pseudo R <sup>2</sup>	0.193		0.186		0,192	

Note : Ratio fonds propres/total actif (FPA), Crédits improductifs/total crédits bancaires (CIMP), Crédits improductifs/total actifs (CIMPA), Rendement des actifs (ROA), Rendement des fonds propres bancaires (ROE), Réserves des banques/total actifs (RES), Total des dépôts/total passif (DPP), Masse monétaire/réserves de changes (M2R), Volatilité du crédit au privé (VPRIV), Taux de croissance économique réel (PIBR), Déficit budgétaire/PIB (DBUD), Taux d'inflation (INFL), Taux de change effectif réel (TCER), indice du respect de la réglementation bancaire (RESPREG = ((Fonds Propres/Total actif) - 3%)). Les coefficients des variables explicatives sont présentés par régime. Les valeurs entre parenthèses sont les t-statistiques. \*\*\*, \*\* et \* indiquent respectivement une significativité au seuil de 1%, 5% et 10%. La statistique de Wald teste l'hypothèse nulle de non significativité de l'ensemble des coefficients associés aux variables explicatives (hors constante). Cette statistique suit une loi de Chi2 à k degrés de liberté.

S'agissant des variables de la profitabilité bancaire (ROA, ROE), une évolution baissière de ces dernières se traduit par une augmentation de la probabilité d'apparition des deux types de régime par rapport à un état stable « calme ». Ainsi, une perte sévère de rentabilité bancaire, notamment une baisse du rendement des actifs et des fonds propres bancaires, combinée aux problèmes de liquidité dans une économie, pourrait conduire aux épisodes de tensions extrêmes (Goodhart et al. 2006).

En ce qui concerne les indicateurs de vulnérabilité financière, les résultats ont montré qu'une hausse du ratio M2/réserves internationales, résultant d'un déclin considérable des réserves de change, se traduirait par un accroissement de la probabilité de passer d'un régime calme à celui de tension modérée dans le secteur bancaire des pays de l'UEMOA. Une telle hausse entraînerait celle de l'occurrence de régime de crise bancaire (tension extrême).

Tableau 6 : Résultats des estimations du modèle logit multinomial pour les régimes de crises bancaires déterminés l'approche non-paramétrique

	Modèle 4		Modèle 5		Modèle 6	
	Y <sub>it</sub> = 1	Y <sub>it</sub> = 2	Y <sub>it</sub> = 1	Y <sub>it</sub> = 2	Y <sub>it</sub> = 1	Y <sub>it</sub> = 2
FPA <sub>t</sub>	-0.092** (-2.86)	-0.365** (-3.48)	-0.089** (-2.73)	-0.365*** (-3.65)	-0.092** (-2.86)	-0.366** (-3.48)
CIMP <sub>t-2</sub>	0.063** (2.99)	0.281*** (31.96)	0.061** (3.00)	0.283** (32.82)		
CIMPA <sub>t-2</sub>					0.064** (2.99)	0.028** (3.20)
ROA <sub>t-2</sub>	-0.123*** (-15.63)	-0.045*** (-2.78)			-0.123** (-3.25)	-0.045** (-2.78)
ROE <sub>t-2</sub>			-0.079*** (-10.11)	-0.082** (-2.78)		
RES <sub>t-1</sub>	0.006 (1.21)	-0.152*** (-5.32)	0.005 (1.14)	-0.152** (-5.49)		
DPP <sub>t-2</sub>					-0.058** (-12.06)	-0.135*** (-4.71)
M2R <sub>t-1</sub>	0.014** (2.80)	0.026*** (4.63)	0.0137** (2.78)	0.026*** (4.63)	0.014** (2.80)	0.026*** (4.63)
VPRIV <sub>t-2</sub>	-0.069 (-1.37)	0.496** (2.66)	0.068*** (3.20)	0.488** (2.65)	0.069** (2.25)	0.496** (2.66)
PIBR <sub>t</sub>	-0.085*** (-4.00)	-0.311*** (-5.35)	-0.085*** (-3.99)	-0.309*** (-5.43)	-0.085*** (-4.00)	-0.311*** (-5.35)
DBUD <sub>t</sub>	0.008 (0.52)	-0.098*** (-3.69)	0.008 (0.52)	-0.100*** (-3.77)	0.007 (0.52)	-0.098*** (-3.69)
INFL <sub>t</sub>	0.037** (3.04)	0.140*** (4.63)	0.038** (3.14)	0.138*** (4.61)	0.037** (3.04)	0.140*** (4.63)
TCER <sub>t-1</sub>	0.042*** (11.25)	0.069*** (6.12)	0.046*** (12.1)	0.069*** (6.20)	0.042*** (11.2)	0.069*** (6.12)
RESPREG <sub>t</sub>	-0.098 (-1.46)	-0.357** (-2.79)	-0.098 (-1.44)	-0.354** (-2.87)	-0.098 (-1.46)	-0.357** (-2.79)
Cons	0.295 (0.43)	-7.960*** (-3.71)	0.223 (0.32)	-8.004*** (-3.75)	0.294 (0.43)	-7.960*** (-3.71)
Obs.	231		231		231	
Wald Chi2(k)	109.28***		108.74***		109.28***	
k	22		22		22	
Pseudo R <sup>2</sup>	0.1531		0.1533		0.1531	

Note : Ratio fonds propres/total actif (FPA), Crédits improductifs/total crédits bancaires (CIMP), Crédits improductifs/total actifs (CIMPA), Rendement des actifs (ROA), Rendement des fonds propres bancaires (ROE), Réserves des banques/total actifs (RES), Total des dépôts/total passif (DPP), Masse monétaire/réserves de changes (M2R), Volatilité du crédit au privé (VPRIV), Taux de croissance économique réel (PIBR), Déficit budgétaire/PIB (DBUD), Taux d'inflation (INFL), Taux de change effectif réel (TCER), indice du respect de la réglementation bancaire (RESPREG = ((Fonds Propres/Total actif) - 3%)). Les coefficients des variables explicatives sont présentés par régime. Les valeurs entre parenthèses sont les t-statistiques. \*\*\*, \*\* et \* indiquent respectivement une significativité au seuil de 1%, 5% et 10%. La statistique de Wald teste l'hypothèse nulle de non significativité de l'ensemble des coefficients associés aux variables explicatives (hors constante). Cette statistique suit une loi de Chi2 à k degrés de liberté.

Le coefficient de la variable volatilité de crédit au secteur privé est positif dans le régime de crise et d'épisode de tension modérée. Ce qui implique qu'à l'horizon de 24 mois, la persistance de la volatilité des crédits contribue significativement à la montée du risque de la fragilité du secteur bancaire. En d'autres termes, une plus grande volatilité des crédits accroît l'instabilité financière dans ce secteur.

Par ailleurs, il ressort des estimations que l'appréciation du taux de change effectif réel de 1% contribue significativement à la hausse du risque d'instabilité du secteur bancaire par rapport à un état « calme ». Ces résultats corroborent ceux d'Eboue (2007) ainsi que d'Angora et Tarazi (2011) qui ont montré que la détérioration des termes de l'échange a amplifié la crise bancaire connu dans les pays de l'UEMOA en 1980.

Dans le cas des indicateurs relatifs à la vulnérabilité macroéconomique interne, les coefficients du taux de croissance du PIB réel et du taux d'inflation ont respectivement donné des signes négatifs et positifs. En d'autres termes, des pertes sévères et durables de la croissance économique conduisant à une forte dégradation de la qualité des actifs des banques, accélèrent le risque de l'occurrence de crise et de tension financière modérée. De même, des fluctuations significatives du taux d'inflation combinées avec celles du PIB réel, complexifient la capacité d'évaluation des risques des crédits par le système bancaire. Ce résultat s'inscrit dans la lignée des travaux de Demirgüç-Kunt et Detragiache (1998) qui soutiennent que les crises bancaires ont pour origines la faiblesse de la croissance économique, la persistance de l'inflation, les taux d'intérêt trop élevés et la sortie brutale des capitaux. Toutefois, la stabilité monétaire ne saurait à elle seule garantir la stabilité financière du système bancaire dans l'UEMOA. Elle requiert cependant une plus grande efficacité de la régulation bancaire ou financière, notamment l'application ou le respect des dispositions micro et macroprudentielles.

Le coefficient du ratio du déficit budgétaire rapporté au PIB, exhibe également un signe négatif. Ce résultat implique qu'une baisse du déficit budgétaire réduirait la probabilité de l'apparition du régime de faible et d'extrême instabilité financière bancaire. Ainsi, la réduction des risques souverains au sein des Etats membres de l'UEMOA, limiterait la vulnérabilité du système bancaire aux crises. A cet effet, ces Etats devront prendre les dispositions nécessaires pour réduire des risques susceptibles de mettre en péril la stabilité financière dans l'Union.

Enfin, la variable relative à la qualité des institutions (RESPREG), affiche un signe négatif pour ses coefficients. Ainsi, l'inefficacité de la régulation (le non-respect des dispositions prudentielles) accroît la probabilité d'occurrence de crise bancaire. Ces résultats vont dans le même sens que ceux de Boudriga et al. (2010). Il conviendrait donc, de veiller au respect des dispositions prudentielles en vigueur par les établissements de crédit.

S'agissant de la qualité des modèles, il ressort des estimations que ces derniers présentent un pouvoir prédictif appréciable (Tableau 7). En effet, ils émettent 55,70% (respectivement de 59,66%) signaux corrects. L'estimation, avec la prise en compte des variables bancaires et celles de vulnérabilités financières et macroéconomiques, indique un ratio du bruit au signal de 0,51 (respectivement de 0,41) qui est faible et inférieur à l'unité. Aussi, la probabilité de crise conditionnée par les signaux est de 84,20% (respectivement de 61,15%).

Tableau 7 : Capacité prédictive du modèle logit multinomial

Capacité prédictive : Cut-off = 0,1	Approche 1	Approche 2
% de prédictions correctes pour toute valeur de $Y_{it}$	55,7	59,66
% de crise correctement prédites	57,9	42,59
% de faux signaux	42,8	25
% de probabilité de crise sachant le signal	84,21	61,15
% de probabilité de crise en absence d'un signal	15,79	18,52
ratio du Bruit au signal	0,51	0,41
Total obs.	231	231
Total signaux	45	23
Total absence de signaux	8	31

Source : Résultats d'estimation. Approche 1 est celle du modèle dont les régimes de crises bancaires sont déterminés en utilisant les facteurs multiplicateurs de l'écart-type de l'ITF. Approche 2, modèle dont les régimes de crises bancaires sont obtenus par la méthode non-paramétrique.

## CONCLUSION

L'objectif de cette étude est de proposer un système d'alerte précoce de détection de l'occurrence des épisodes de tensions financières dans le secteur bancaire des Etats membres de l'UEMOA. Pour y parvenir, une approche non paramétrique de détection d'alerte et une approche économétrique ont été utilisées.

Les résultats de l'approche non-paramétrique indiquent que les indicateurs identifiés ont de bonnes performances de détection et de prévision de crise bancaire dans les pays de l'UEMOA, sur un horizon de 24 mois. Leur capacité individuelle de prévision de crise bancaire varie entre 13% et 90% pour les seuils critiques associés. Entre 1988 et 1995, la plupart des indicateurs avaient dépassé leurs seuils respectifs pour l'UEMOA dans son ensemble et pour la plupart des Etats membres de l'Union. Ils traduisaient les problèmes de solvabilité, de la dégradation poussée de la qualité du portefeuille des établissements de crédit, d'illiquidité et de pertes ponctuelles de rentabilité bancaire. Dans ce même contexte, la vulnérabilité financière du secteur bancaire s'est accrue avec la pro-cyclicité du crédit au secteur privé, la détérioration des termes de l'échange combinée à l'incapacité du système bancaire à faire face à ses engagements intérieurs, dans un environnement d'aggravation des déficits budgétaires et de récession économique. Les seuils d'alerte se présentent comme suit.

Au titre des indicateurs du secteur bancaire :

- le ratio des fonds propres sur le total des actifs ne devrait pas être inférieur à 7,71% ;
- le ratio des créances improductives sur le total des crédits bancaires, devrait être inférieur au seuil de 10,35% ;
- la déviation du ratio des réserves des banques sur le total des actifs par rapport à sa tendance, ne devrait pas dépasser 3,96 points de pourcentage ;
- le ratio des crédits bancaires sur le total des dépôts bancaires, ne devrait pas être supérieur au seuil de 113,47% ;
- la déviation du ratio du rendement des fonds propres par rapport à sa tendance de long terme ne devrait pas excéder 13,56 points de pourcentage ;
- le ratio des dépenses de personnel sur les frais généraux, devrait être inférieur à 56,83%.

Concernant les indicateurs de vulnérabilité financière du secteur bancaire :

- la déviation du ratio de la masse monétaire sur les réserves de changes par rapport à sa tendance de long terme, ne devrait pas dépasser 6,88 points de pourcentage ;
- la déviation du taux de croissance du crédit au secteur privé par rapport à sa tendance de long terme, n'excéderait pas 11,19 points de pourcentage ;
- le ratio du déficit du compte courant rapporté au PIB serait au plus 3,53% ;
- le taux de change effectif réel, serait assorti d'un seuil d'au plus 5,31 points de pourcentage pour l'écart par rapport à sa tendance de long terme.

A propos des indicateurs macroéconomiques :

- le ratio du déficit budgétaire rapporté au PIB, ne devrait pas être supérieur à 5,38% ;
- le taux d'inflation serait assorti d'un seuil maximal de 3,97% ;
- la déviation du taux de croissance du PIB réel par rapport à sa tendance de long terme n'excéderait pas 2,14 points de pourcentage.

Les résultats des estimations du modèle logit multinomial relatifs aux régimes de crises ont, toutes choses égales par ailleurs, montré que la dégradation des indicateurs de profondeur et de

vulnérabilité financière du secteur bancaire, des conditions économiques, ainsi que l'inefficacité de la régulation, contribuent significativement à l'occurrence de la crise bancaire et des régimes de tensions financières modérées par rapport à un état « calme ».

Au regard de ces résultats, cinq sources de tension sur la stabilité du système bancaire devraient être surveillées bien que la situation globale de l'Union soit satisfaisante. Il s'agit notamment de la qualité du portefeuille, de la solvabilité des établissements de crédit et du non-respect des dispositions prudentielles, de l'augmentation du déficit du compte des transactions courantes et, dans une moindre mesure, de celle du déficit budgétaire, financé par la dette intérieure contractée auprès des banques. Le niveau atteint par ces indicateurs dans certains pays de l'Union n'est pas confortable. A cet égard, les Autorités en charge de la régulation devraient renforcer le suivi des risques, de la surveillance prudentielle et des fonds propres de ces établissements. A ce titre, il convient d'adapter la réglementation bancaire aux standards internationaux, afin de prévenir les distorsions de la dégradation des indicateurs de profondeur du secteur bancaire susceptibles d'entraver la stabilité financière de l'Union.



## BIBLIOGRAPHIE

- Alessi, L. et Detken, C. (2011) "Quasi Real Time Early Warning Indicators for Costly Asset Price Boom/bust Cycles: A Role for Global Liquidity". *European Journal of Political Economy*, 27(3), 520–533.
- Angora, A. et Tarazi, A. (2011), "Crises bancaires dans les pays de l'UEMOA : Un système d'alerte avancée fondé sur une approche logit multinomiale". *Brussels Economic Review*, vol. 54 (1) Spring
- Babecký, J., Havránek, T., Matějů, J., Rusnák, M., Šmídková, K. et Vašíček, B. (2012), "Banking, debt, and currency crises: early warning indicators for developed countries". *European Central Bank, Working Paper series*, n° 1485, october 2012.
- Borio, C. et Lowe, P. (2002), "Assessing the Risk of Banking Crisis". *BIS Quarterly Review*, December, 43–54.
- Boudriga, A., Taktak, N.B. et Jellouli, S. (2010), "Bank Specific, Business and Institutional Environment Determinants of Banks Nonperforming Loans: Evidence from MENA Countries". *Economic Research Forum, Working Paper n°547*.
- Caggiano, G., Calice, P. et Leonida L., (2013), "Early Warning Systems and Systemic Banking Crises in Low Income Countries: A Multinomial Logit Approach". Working Paper Series N° 190 *African Development Bank, Tunis, Tunisia*.
- Caprio, G. et Klingebiel, D. (2003), "Episodes of Systemic Borderline Crises". *The World Bank Group, Working papers*, January.
- Cardarelli, R., Elekdag, S. et Lall, S. (2010), "Financial stress and economic contractions". *J. Financial Stability* (2010), doi:10.1016/j.jfs.2010.01.005.
- Christensen, I. et Liu, L. (2014), "Predicting Financial Stress Events: A Signal Extraction Approach". *Bank of Canada Working Paper 2014-37*.
- Davis, P. et D. Karim (2008), "Comparing early warning systems for banking crises". *Journal of Financial Stability* (4), 2008, 89-120.
- Demirguc-Kunt, A. et Detragiache, E. (1998), "The Determinants of Banking Crises in Developing and Developed Countries". *International Monetary Fund staff papers*, Vol, 45, N°1, March.
- Diamond, D. et Dybvig, P. (1983), "Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity". *Journal of Political Economy* 91, 401-419.
- Doucouré, F. B. et Sene, B. (2014), "Les déterminants macroéconomiques de l'indice de stress bancaire dans les pays de l'UEMOA". *Revue Economique et Monétaire*, BCEAO, N° 16, décembre, pp 9-28.
- Eboué C. (2007), "Les coûts réels des crises bancaires en Afrique : Quels enseignements pour l'UEMOA". *Revue Economique et Monétaire*, BCEAO, N° 1, juin, pp 39-76.
- El-Shazly, A. (2002), "Financial Distress and Early Warning Signals: A Non-Parametric Approach with Application to Egypt". Paper Prepared for the Ninth Annual Conference of the *Economic Research Forum*, Emirates, October 2002.
- Frankel, J. A. et Saravelos, G. (2012), "Can Leading Indicators Assess Country Vulnerability? Evidence from the 2008–09 Global Financial Crisis". *Journal of International Economics*, 87(2), 216–231.
- Gavin M., Hausmann R. (1996), "The roots of banking crises: the macroeconomic context". *Inter-American Development Bank, working paper 318*
- Gaytan, A. et Johnson, C.A. (2002), "A review of the literature on early warning systems for banking crises". Working Paper N°1983, *Central Bank of Chile*, October (2002).
- George, E. A. J. (1998), "The New Lady of Threadneedle Street." Governor's Speech, *Bank of England*, London, February 24.
- Gertler, M. et Kiyotaki, N. (2012), "Banking, Liquidity and Bank Runs in an Infinite Horizon Economy". *NYU and Princeton University*. May.
- Goldstein, I. (2013), "Empirical Literature on Financial Crises: Fundamentals vs. Panic". Chapter 36, G.

- Caprio, ed., Elsevier-Amsterdam, pp. 523-534.
- González-Hermosillo, B. (1999), "Determinants of ex-ante banking system stress: a macro-micro empirical exploration of some recent episodes". *International Monetary Fund Staff Papers* n°99/33.
- Goodhart, C.A.E., Sunirand, P. et Tsomocos, D.P. (2006), "A Model to Analyse Financial Fragility". *Economic Theory*, Vol. 27, n°1, pp. 107-142, (Jan., 2006).
- Illing, M. et Liu, Y. (2006), "Measuring financial stress in a developed country: An application to Canada". *Journal of Financial Stability*, Vol. 2, n°3, October. p. 243–265.
- Kaminsky G., Lizondo S. et Reinhart, C. (1998), "Leading Indicators of Currency Crises". *International Monetary Fund Staff Papers* 1998(45), 1-48.
- Kaminsky, G. (1999), "Currency and Banking Crises: The Early Warnings of Distress". *International Monetary Fund Working Paper* n° 99/178.
- Kaminsky, G.L., Reinhart, C.M. (1999), "The twin crises: the causes of banking and balance-of-payments problems". *American Economic Review* 89, 473–500.
- Llewellyn, D. (2002), "An Analysis of the Causes of Recent Banking Crises". *The European Journal of Finance* 8, pp. 152-175.
- Lutton, T. (2006), "Early Warning Systems", *IMF-NBR Regional Seminar*. Sinaia, 7-9 november.
- Mishkin, S.F. (1998), "International Capital Movements, Financial Volatility and Financial Instability". Working Paper n°6390, *NBEER*. January.
- Pasricha, G., Roberts, T., Christensen, I. et Howell, B. (2013), "Vulnérabilités du système financier - une approche fondée sur des indicateurs avancés". *Revue de la Banque du Canada*, Automne.
- Popovska, J. (2014), "Modelling Financial Stability: the Case of the Banking Sector in Macedonia". *Journal of Applied Economics and Business*, Vol.2, Issue 1 – March, 2014, PP. 68-91.
- Rose, A. K. et Spiegel, M. M. (2011), "Cross-Country Causes and Consequences of the 2008 Crisis: An Update". *European Economic Review*, 55(3), 309–324.
- Van Den End, J.W. (2013), "A macroprudential approach to address liquidity risk with the loan-to-deposit ratio". *De Nederlandsche Bank Working Paper* No. 372, February 2013.
- Youngblood, C. (2003), "Leading Indicators of Currency Crises in Ghana". sigma one corporation, january 2003.

## ANNEXES

## Annexe 1 : Indicateurs utilisés dans l'Etude

	Sigles	Définitions	Signe attendu
<b>Indicateurs de vulnérabilité macroéconomique</b>			
Ratio déficit budgétaire dans compris/PIB	DBUD	Le taux d'inflation et le déficit budgétaire en pourcentage du PIB sont des signaux de confiance des investisseurs dans l'économie étant donné les implications qu'ils peuvent avoir pour les marchés financiers et la stabilité financière. Des niveaux insoutenables de déficit et élevés d'inflation sont associés à une instabilité macroéconomique qui influencent la rentabilité réelle des actifs, en décourageant l'épargne et en motivant les emprunts, ce qui accroît la probabilité des crises bancaires. Par ailleurs, un défaut de l'Etat en faisant accroître la dégradation du portefeuille des banques peut accroître la probabilité de crise bancaire, lorsque le déficit budgétaire est insoutenable.	+
Taux d'inflation	INFL		
Taux de croissance économique	PIBR	Les pertes sévères de croissance économique précèdent les crises bancaires et vice-versa. Ces pertes en impactant la capacité des emprunteurs à honorer leur dette, affectent la qualité du portefeuille du système bancaire. Compte tenu de la faible diversification des économies de l'Union, il n'est pas exclu que la concentration des expositions des banques, en particulier le choc dans le secteur dominant de l'économie puisse être d'importance systémique.	-
Taux de change effectif réel	TCER	Dans un régime de change fixe, une sur-évaluation du taux de change effectif est susceptible de déstabiliser le système bancaire si celui-ci est fortement exposé aux risques devises.	+
<b>Indicateurs vulnérabilité financière du secteur bancaire</b>			
Masse monétaire(M2)/Réserves internationales	M2R	Ce ratio mesure la capacité du système bancaire à faire face à ses engagements intérieurs essentiellement lors d'une crise de change ou d'une crise bancaire. Plus ce ratio est élevé, plus l'économie est vulnérable à une crise de confiance des investisseurs, et par conséquent à une crise bancaire. Plus les économies de l'Union disposent de réserves en devises, plus elles seront aptes dans le cas d'une crise à faire face aux fuites des capitaux à l'étranger et aux demandes de convertir la monnaie nationale en devises.	+
Compte des transactions courantes/PIB	CC	Le déficit du compte courant en pourcentage du PIB signale la vulnérabilité du pays aux chocs extérieurs. Son augmentation conduit à des déséquilibres qui engendrent la vulnérabilité du système bancaire en raison de son incapacité à constituer des dépôts libres.	+
Ecart du ratio du crédit au secteur privé/PIB par rapport à sa tendance de long terme.	VPRIV	Une croissance excessive du crédit peut provoquer une instabilité du système bancaire via une dégradation généralisée de la qualité des actifs et / ou une réduction de la liquidité, en particulier pour des sources de financement volatiles. Ainsi, une plus rapide accélération du crédit augmente la probabilité de crises bancaires.	+
Taux de croissance du crédit réel au secteur privé	GPRIV		
<b>Indicateurs de solidité du secteur bancaire</b>			
<b>Insolvabilité</b>			
Fonds propres/Total des actifs	FPA	Ce ratio est utilisé pour apprécier l'effet levier du système bancaire. Il indique la capacité des banques à faire face à des pertes inattendues.	-

		Ainsi, une détérioration de la qualité de fonds propres expose les banques à un risque de solvabilité, et augmente la probabilité de l'occurrence d'une crise bancaire.	
<b>Qualité des actifs</b>			
Total Crédits improductifs/Total crédit à la clientèle	CIMP	Ces ratios mesurent la qualité des actifs détenus par les banques. En effet, les épisodes de crise bancaire sont caractérisés par une importante dégradation du portefeuille des établissements de crédit.	+
Total Crédits improductifs/ Total des Actifs	CIMPA		
<b>Liquidité</b>			
Ratio crédits bancaires/total des dépôts bancaires	CRDP	Ces deux ratios permettent d'approximer la position de liquidité du système bancaire. Plus le premier est élevé, plus faible est la capacité du système bancaire à résister à des retraits de dépôts, d'où une relation positive avec la probabilité d'une crise est attendue. Alors que la baisse des deux derniers indique un problème d'illiquidité du système bancaire, qui par la ruée accroît la probabilité de crise bancaire. En d'autres termes, la position de liquidité du système bancaire est très pertinente pour la présente étude, car elle se caractérise par un taux de roulement élevé des dépôts et limité de sources alternatives de financement. Par ailleurs, la crise d'illiquidité se déclenche lorsque, le ratio ou les écarts des ratios considérés par rapport la tendance de long terme atteignent un seuil critique.	-
Ratio du total des dépôts/total passif	DPP		
Ratio des réserves des banques/total actifs	RES		
<b>Profitabilité</b>			
Résultats net/Total des Actifs	ROA		
Résultats net/ Fonds propres	ROE		-
Frais du Personnel/Frais Généraux	FPGN		
<b>Variables institutionnelles</b>			
Respect de la réglementation (Fonds propres nets /Total actif -3))	RESPREG	L'application des dispositions prudentielles vise à instaurer un système bancaire ou financier stable et capable d'absorber les chocs endogènes ou exogènes susceptibles de perturber le rôle majeur des banques dans une économie. A priori, ces dispositions sont supposées ralentir ou prévenir les épisodes de crises bancaires lorsqu'elles sont respectées par les institutions de crédit. Lorsque le ratio est inférieur à 3%, la norme prudentielle relative au levier financier n'est plus respectée. Ainsi, le système bancaire est en déphasage vis-à-vis de la réglementation bancaire.	-

**Annexe 2 : Graphiques relatives à l'évolution des indicateurs par rapport aux seuils**

Figure 1 : Evolution de ratio Fonds Propres/ Total actif (en %)

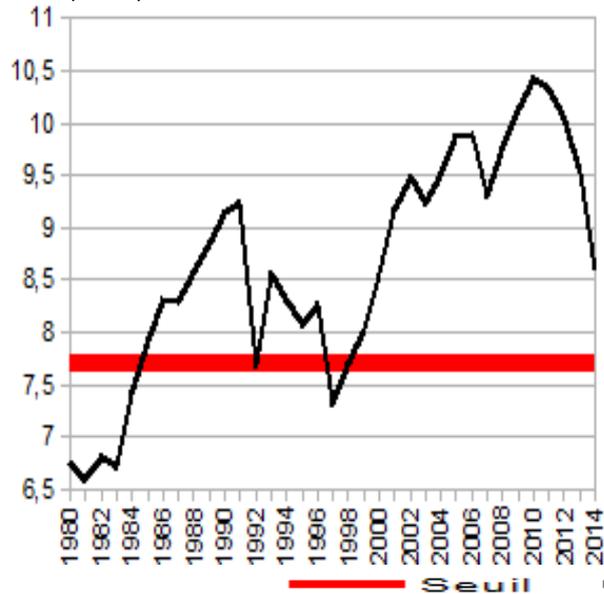
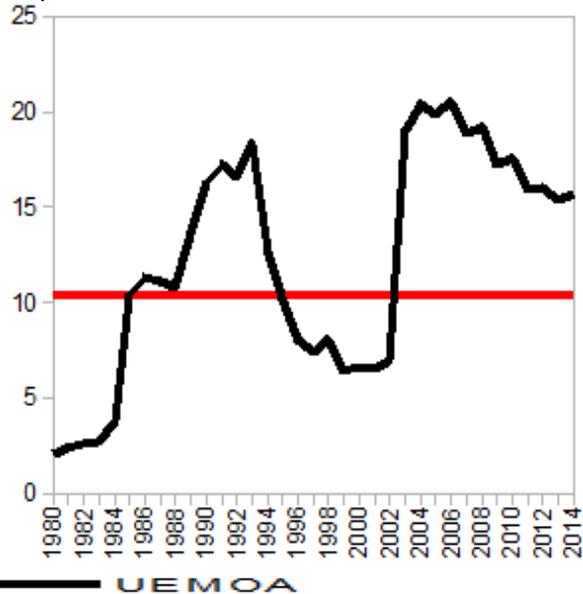


Figure 2: Evolution du ratio des créances productives/Total des crédits bancaires



Source : BCEAO

Figure 3 : Evolution du ratio des créances improductives/Total actif

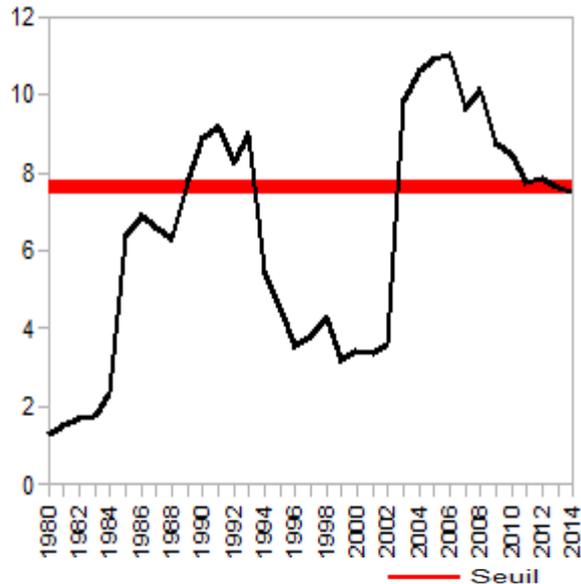
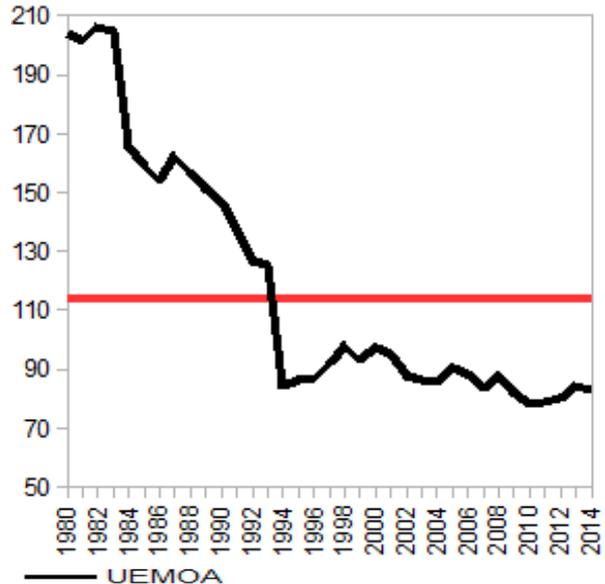


Figure 4 : Evolution du ratio des crédits bancaires /total dépôts bancaires (en %)



Source : BCEAO

Figure 5 : Evolution de l'écart à la tendance du ratio masse monétaire/réserves de change par rapport au seuil de 6,88 points de pourcentage

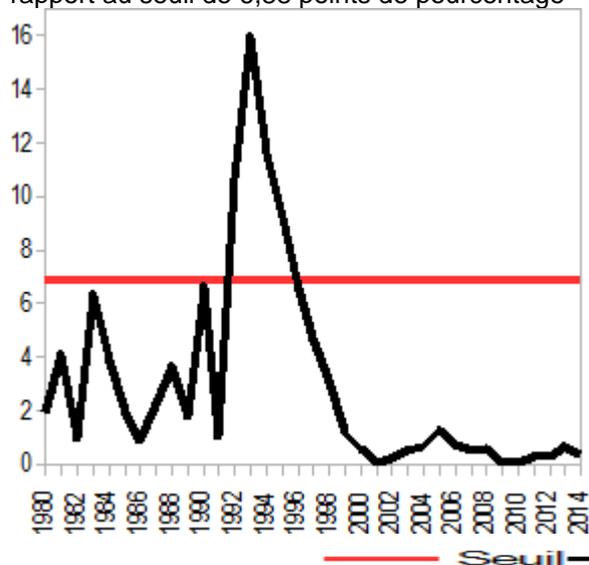
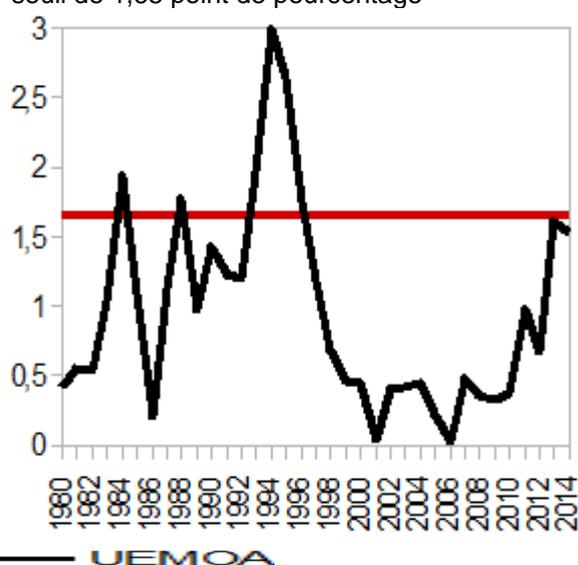


Figure 6 : Evolution de l'écart à la tendance du ratio du crédit au privé/PIB (%) par rapport au seuil de 1,65 point de pourcentage



Source : BCEAO

Figure 7 : Evolution de l'écart à la tendance du taux de croissance du crédit au privé(%) par rapport au seuil de 11,19 points de pourcentage

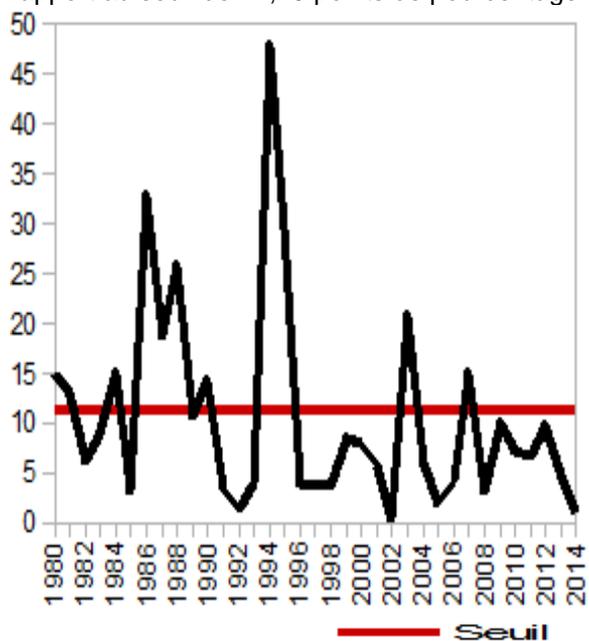
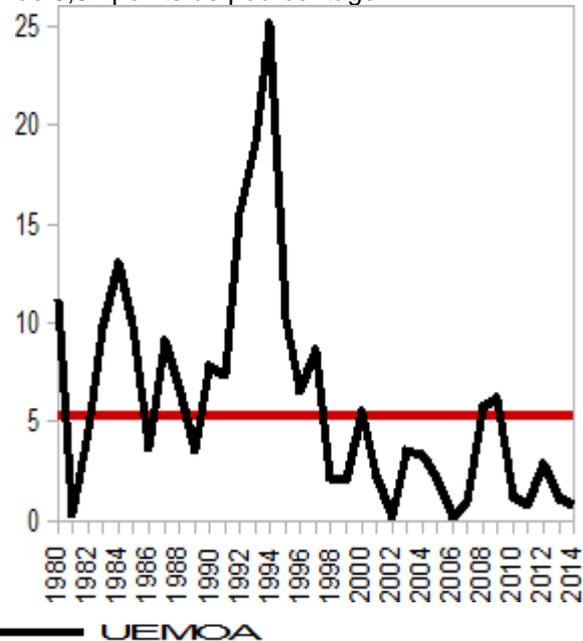
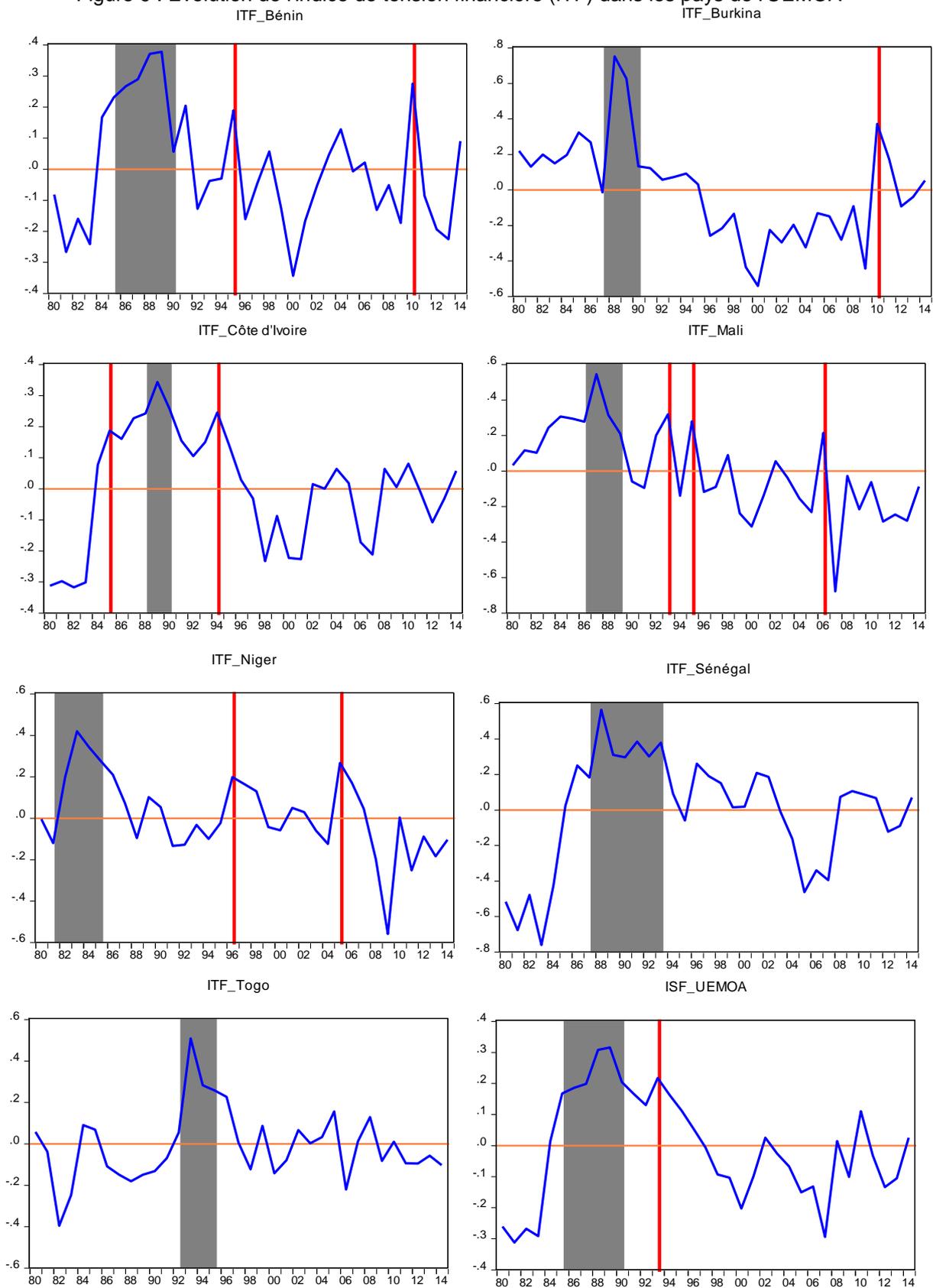


Figure 8 : Evolution de l'écart à la tendance du taux de change effectif réel par rapport au seuil de 5,31 points de pourcentage



Source : BCEAO

Figure 9 : Evolution de l'indice de tension financière (ITF) dans les pays de l'UEMOA



Source : Résultats d'estimation de l'auteur.

**PUBLICATIONS DE LA SERIE "DOCUMENT D'ETUDE ET DE RECHERCHE" DE LA BANQUE  
CENTRALE DES ETATS DE L'AFRIQUE DE L'OUEST**

-----

1. « Ratios simples de mesure de l'impact de la politique monétaire sur les prix », par Diop, P. L. et C. Adoby, Document d'Etude et de Recherche, DRS/SR/97/01, BCEAO, Juin 1997.
2. « Prévision à court terme des agrégats monétaires dans les pays de l'UEMOA », par Koné, S. et O. Samba Mamadou, Document d'Etude et de Recherche, DRS/SR/97/02, BCEAO, Juin 1997.
3. « Analyse de la compétitivité dans les pays membres de l'UEMOA », par Tenou, K. et P. L. Diop, Document d'Etude et de Recherche, DRS/SR/97/03, BCEAO, Juillet 1997.
4. « Evolution du taux de liquidité dans les pays de l'UEMOA », par Adoby, C. et S. Diarisso, Document d'Etude et de Recherche, DRS/SR/97/04, BCEAO, Juillet 1997.
5. « De l'origine de l'inflation dans les pays de l'UEMOA » par Doe, L. et S. Diarisso, Document d'Etude et de Recherche, DER/97/05, BCEAO, Octobre 1997.
6. « L'impact des taux directeurs de la BCEAO sur les taux débiteurs des banques » par Diop, P. L. Document d'Etude et de Recherche, DER/98/01, BCEAO, Mars 1998.
7. « La demande de monnaie dans les pays de l'UEMOA » par Diarisso, S. et K. Tenou, Document d'Etude et de Recherche, DER/98/02, BCEAO, Mai 1998.
8. « L'impact des politiques monétaire et budgétaire sur la croissance économique dans les pays de l'UEMOA » par Kone S. Document d'Etude et de Recherche, DER/98/03, BCEAO, Juin 1998.
9. « La demande de monnaie régionale dans l'UEMOA » par Diarisso, S. Document d'Etude et de Recherche, DER/98/04, BCEAO, Août 1998.
10. « Modèle intégré de projection Macro-économétrique et de Simulation pour les Etats membres de l'UEMOA (PROMES) : cadre théorique » par Samba Mamadou O., Document d'Etude et de Recherche, DER/98/05, BCEAO, Août 1998.
11. « Modèle intégré de projection Macro-économétrique et de Simulation pour les Etats membres de l'UEMOA (PROMES) : Estimation et application à la Côte d'Ivoire » par Samba Mamadou O., Document d'Etude et de Recherche, DER/98/06, BCEAO, Août 1998.
12. « Les Déterminants de la croissance à long terme dans les pays de l'UEMOA » par Tenou K., Document d'Etude et de Recherche, DER/98/07, BCEAO, Septembre 1998.
13. « Modèle de prévision à court terme des facteurs autonomes de la liquidité bancaire dans les Etats de l'UEMOA » par Kone S. Document d'Etude et de Recherche, DER/99/01, BCEAO, Mars 1999.
14. « Modèle de prévisions de billets valides et de demande de billets aux guichets de l'Agence Principale d'Abidjan » par Timité K. M. Document d'Etude et de Recherche, DER/99/02, BCEAO, Mars 1999.
15. « Les conditions monétaires dans l'UEMOA : confection d'un indice communautaire » par Diarisso, S. et O. Samba Mamadou, Document d'Etude et de Recherche, DER/99/03, BCEAO, Mai 1999.
16. « La production potentielle de l'UEMOA » par Diop P. L., Document d'Etude et de Recherche, DER/00/01, BCEAO, Août 2000.
17. « La règle de Taylor : un exemple de règle de politique monétaire appliquée au cas de la BCEAO » par Tenou K., Document d'Etude et de Recherche, DER/00/02, BCEAO, Novembre 2000.
18. « L'évolution structurelle récente des économies de l'UEMOA : la production » par Samba Mamadou O., Document d'Etude et de Recherche, DER/00/03, BCEAO, Décembre 2000.
19. « Modèle intégré de projection Macro-économétrique et de Simulation pour les Etats membres de l'UEMOA (PROMES) : Estimation et application au Bénin » par Tenou K., Document d'Etude et de Recherche, DER/01/01, BCEAO, Janvier 2001.
20. « Modèle intégré de projection Macro-économétrique et de Simulation pour les Etats membres de l'UEMOA (PROMES) : Estimation et application au Burkina » par Kone S., Document d'Etude et de Recherche, DER/01/02, BCEAO, Janvier 2001.

21. « Modèle intégré de projection Macro-économétrique et de Simulation pour les Etats membres de l'UEMOA (PROMES) : Estimation et application au Mali » par Diop P. L., Document d'Etude et de Recherche, DER/01/03, BCEAO, Janvier 2001.
22. « Modèle intégré de projection Macro-économétrique et de Simulation pour les Etats membres de l'UEMOA (PROMES) : Estimation et application au Niger » par Samba Mamadou O., Document d'Etude et de Recherche, DER/01/04, BCEAO, Janvier 2001.
23. « Modèle intégré de projection Macro-économétrique et de Simulation pour les Etats membres de l'UEMOA (PROMES) : Estimation et application au Sénégal » par Diarisso S., Document d'Etude et de Recherche, DER/01/05, BCEAO, Janvier 2001.
24. « Modèle intégré de projection Macro-économétrique et de Simulation pour les Etats membres de l'UEMOA (PROMES) : Estimation et application au Togo » par Doe L. et Tenou K., Document d'Etude et de Recherche, DER/01/06, BCEAO, Janvier 2001.
25. « L'impact de la variation des taux d'intérêt directeurs de la BCEAO sur l'inflation et la croissance dans l'UMOA » par Nubukpo K., Document d'Etude et de Recherche, DER/01/07, BCEAO, Août 2001.
26. « Evolution structurelle des économies de l'UEMOA : les finances publiques » par Sinzogan J. Y., Document d'Etude et de Recherche, DER/02/01, BCEAO, Mars 2002.
27. « Modèle intégré de projection Macro-économétrique et de Simulation pour les Etats membres de l'UEMOA (PROMES) : Estimation et application à la Guinée-Bissau », par Cissé A., Document d'Etude et de Recherche, DER/02/02, BCEAO, Avril 2002.
28. « Construction d'un indicateur synthétique d'opinion sur la conjoncture » par Kamaté M., Document d'Etude et de Recherche, DER/02/03, BCEAO, Mai 2002.
29. « Calcul d'indicateurs d'inflation sous-jacente pour les pays de l'UEMOA » par Pikbougoum G. D., Document d'Etude et de Recherche, DER/02/04, BCEAO, Mai 2002.
30. « Convergence nominale et convergence réelle : une application des concepts de Béta-convergence et de Sigma-convergence aux économies de la CEDEAO », par Diop P., Document d'Etude et de Recherche, DER/02/05, BCEAO, Décembre 2002.
31. « L'impact de l'offre locale des produits vivriers sur les prix dans l'UEMOA » par Diallo M. L. A., Document d'Etude et de Recherche, DER/03/01, BCEAO, Septembre 2003.
32. « Pauvreté et exclusion sociale dans l'UEMOA : l'initiative PPTTE est-elle une réponse ? » par Thiam T. M., Document d'Etude et de Recherche, DER/04/01, BCEAO, Novembre 2004.
33. « Construction d'un indicateur synthétique de mesure de la convergence des économies de l'Union au regard du pacte de convergence, de stabilité, de croissance et de solidarité » par Ngoran C. O., Document d'Etude et de Recherche, DER/05/01, BCEAO, Janvier 2005.
34. « La filière coton dans l'UEMOA : diagnostic organisationnel et propositions de pistes d'actions », par Mensah R., Document d'Etude et de Recherche, DER/05/02, BCEAO, Octobre 2005.
35. « Mondialisation et fondement du développement des pays de l'UMOA », par Sow O., Document d'Etude et de Recherche, DER/05/03, BCEAO, Décembre 2005.
36. « Amélioration de la mesure de l'inflation sous-jacente dans les pays de l'Union », par Pikbougoum G. D., Document d'Etude et de Recherche, DER/05/04, BCEAO, Décembre 2005.
37. « Le rôle des relations sociales dans le financement du secteur informel dans les pays de l'UEMOA », par Yattassaye P. W., Document d'Etude et de Recherche, DER/06/01, BCEAO, Janvier 2006.
38. « L'UEMOA et la perspective d'une zone monétaire unique de la CEDEAO : les enseignements d'un modèle de gravité », par DIOP C. A., Document d'Etude et de Recherche, DER/07/01, BCEAO, Avril 2007.
39. « Lien entre la masse monétaire et l'inflation dans les pays de l'UEMOA », par DEMBO TOE M. et HOUNKPATIN M., Document d'Etude et de Recherche, DER/07/02, BCEAO, Mai 2007.
40. « Les déterminants des investissements directs étrangers dans les pays en développement : leçons pour l'UEMOA », par DJE P., Document d'Etude et de Recherche, DRS/07/03, BCEAO, Septembre 2007.
41. « Structure des dépenses publiques, investissement privé et croissance dans l'UEMOA », par N'GUESSAN B. A., Document d'Etude et de Recherche, DRS/07/04, BCEAO, Septembre 2007.

42. « Les déterminants du différentiel des taux d'intérêt débiteurs entre les pays de l'UEMOA », par KOFFI S. K., Document d'Etude et de Recherche, DER/07/05, BCEAO, Novembre 2007.
43. « Endettement extérieur et croissance dans les pays membres de l'UEMOA », par Mor DIOP, Document d'Etude et de Recherche, DRS/07/06, BCEAO, Novembre 2007.
44. « Estimation et prévision de l'indice de la production industrielle dans l'UEMOA à travers l'étalonnage des soldes d'opinion des chefs d'entreprises dans l'industrie », par Rabé DJIBRIL, Document d'Etude et de Recherche, DRS/08/01, BCEAO, Août 2008.
45. « Analyse comparée des évolutions du crédit et de l'activité économique dans l'UEMOA », par ABOU N. B., Document d'Etude et de Recherche, DRS/10/01, BCEAO, juin 2010.
46. « Modèle de prévision de l'inflation dans les pays membres de l'UEMOA », par DEMBO TOE M., Document d'Etude et de Recherche, DRS/10/03, BCEAO, décembre 2010.
47. « Estimation d'une règle de ciblage d'inflation pour la BCEAO », par DIANE B., Document d'Etude et de Recherche, DRS/10/04, BCEAO, décembre 2010.
48. « Modélisation du comportement de soumission des banques aux opérations d'open-market de la BCEAO », par MELESSE F., Document d'Etude et de Recherche, DRS/11/01, BCEAO, juillet 2011.
49. « Prévision de l'inflation dans la Zone UEMOA : une approche par composantes », par DEMBO TOE M., Document d'Etude et de Recherche, DRS/11/02, BCEAO, octobre 2011.
50. « Détermination du niveau cible pour le taux interbancaire dans l'UEMOA » par DIANE B., Document d'Etude et de Recherche, DRS/12/01, BCEAO, juin 2012.
51. « Calcul de l'indice des conditions monétaires dans l'UEMOA », par DEMBO TOE M., Document d'Etude et de Recherche, DRS/12/02, BCEAO, juin 2012.
52. « Evaluation du PIB potentiel et l'écart de production de l'UEMOA », par ABOU N. B. et MELESSE F., Document d'Etude et de Recherche, DRS/12/04, BCEAO, décembre 2012.
53. « Résilience aux chocs des pays de l'UEMOA : Etude de cas par les approches SUR et VAR », par ADOM A. D., Document d'Etude et de Recherche, DER/14/01, BCEAO, décembre 2014.
54. « Efficacité des investissements dans l'UEMOA », par SOUMAILA I., Document d'Etude et de Recherche, DER/14/02, BCEAO, décembre 2014.
55. « Impacts macroéconomiques des transferts de fonds des migrants dans les pays de l'UEMOA », par GBENOU K. D. A., Document d'Etude et de Recherche, DER/14/03, BCEAO, janvier 2015.
56. « Impacts économiques du développement du secteur minier dans l'UEMOA », par AMEGANVI K., Document d'Etude et de Recherche, DER/14/04, BCEAO, janvier 2015.
57. « Analyse sectorielle des mécanismes de transmission de la politique monétaire dans les Etats membres de l'UEMOA : Une approche par l'indice de la production industrielle », par OLOUFADE D. K., Document d'Etude et de Recherche, DER/14/05, BCEAO, mars 2015.





**BCEAO**

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

Avenue Abdoulaye Fadiga  
BP 3108 - Dakar - Sénégal  
[www.bceao.int](http://www.bceao.int)