

REVUE D'ANALYSE ECONOMIQUE & FINANCIÈRE

N°01 - JANVIER 2021 N°ISSN 0851-8343



Les banques centrales face aux défis contemporains

• Par Pr Dominique Plihon, Professeur émérite

Stress Financier des Systèmes Financiers Décentralisés (SFD) et ses canaux de transmission dans les pays de l'UEMOA

• Par Pr Magloire Lanha & Martin Luc Satowakou

La montée de la désintermédiation bancaire dans l'UEMOA : Une réalité ? Quels sont les enjeux ?

• Par Catherine Gerst

La contribution des produits de bancassurance à la bancarisation au Cameroun

• Par Pr Mouhamadou Fall, Dr André Kadandji
& Samiratou Kabore

Stress Financier des Systèmes Financiers Décentralisés et Canaux de transmission dans les pays de l'UEMOA

Pr. Magloire Lanha¹ et Luc M. Satowakou²³

Email : maglanha@gmail.com

Email : smahutin81@gmail.com.

¹ Laboratoire de Microéconomie du Développement (LAMIDEV), Faculté des Sciences Economiques et de Gestion, Université d'Abomey-Calavi.

Résumé

Cet article examine les périodes de tension financière des Systèmes Financiers Décentralisés (SFD) à travers l'analyse du stress financier pour identifier ses canaux de transmission au secteur réel dans l'Union Économique Monétaire Ouest Africaine (UEMOA). A cet effet, une mesure du stress financier par un Indice Synthétique de Stress Financier (ISSF) est conçue grâce à l'Analyse en Composantes Principales (ACP). Un modèle VAR Structurel (1) sur données de panel allant 2002 à 2017 sur l'Union a été ensuite utilisé pour identifier les canaux de transmission. Les résultats indiquent que les ISSF permettent de prédire correctement les périodes de tension financière des SFD. Les canaux de transmission identifiés sont les subventions reçues qui rendent les SFD myopes aux désastres. Les SFD augmentent alors leurs crédits accordés, rehaussant ainsi le niveau d'inflation dans l'Union.

Mots-clés : Stress financier – SFD – Indice Synthétique – Canaux de transmission – UEMOA.

Classification JEL : G21 – G01 – G32 - E27.

Financial Stress of Decentralized Financial Systems and Transmission Channels in WAEMU Countries

Abstract

This article examines periods of financial stress in Decentralized Financial Systems (DFS) through the analysis of financial stress to identify its transmission channels to the real sector in the West African Economic Monetary Union (WAEMU). For this purpose, a measure of financial stress by a Synthetic Financial Stress Index (SFSI) is designed using Principal Component Analysis (PCA). A Structural VAR model (1) on panel data from 2002 to 2017 on the Union was then used to identify the transmission channels. The results indicate that SFSIs can accurately predict periods of financial stress for DFSs. The transmission channels identified are the grants received that make DFS myopic to disasters. SFDs then increase their loans, thus raising the level of inflation in the Union.

Keywords: Financial stress – DFS - Synthetic Index - Transmission channels - WAEMU.

JEL Classification: G21 – G01 – G32 – E27.

Introduction

La recherche de la stabilité de toutes les composantes du système financier est un objectif fondamental pour les autorités monétaires dans tous les pays. Elles sont alors amenées à mettre en place des règles et à veiller à leur strict respect par les institutions financières. Cette surveillance des institutions du secteur financier se justifie par leur importance dans le financement de l'économie et par les dégâts collatéraux que leurs difficultés pourraient engendrer sur le secteur réel.

Depuis la crise financière de 2007-2008, les objectifs de surveillance se sont renforcés au niveau des banques centrales qui se dotent d'instruments de mesures et de détection précoce des risques systémiques. L'identification du stress financier et ses canaux de transmission à l'économie réelle connaissent un regain d'intérêt.

Le stress financier est une situation dans laquelle les institutions financières voient leurs conditions financières dégradées et deviennent de plus en plus vulnérables aux chocs endogènes comme exogènes (Hanschel et Monnin, 2005 ; Illing et Liu, 2006). Le stress financier est phénomène continu ayant plusieurs sources et manifestations, et dont le point culminant est la crise financière. Il peut se mesurer par un Indicateur Synthétique de Stress Financier (ISSF).

Les outils de mesure de stabilité financière tels que les « stress tests » et les « modèles d'alerte précoce » ont des limites soulignées par plusieurs auteurs. Les stress tests trouvent leur limite dans la difficulté d'envisager des scénarios critiques comme celui de la crise de 2008. « Même en faisant preuve de beaucoup d'audace personne n'aurait accepté de prendre pour base de simulation un scénario semblable à celui de la crise actuelle » (Pollin, 2009 : 421). Après la crise de 2008, « l'expérience des stress tests appliqués récemment aux banques américaines a montré que les hypothèses retenues pouvaient faire l'objet de marchandages et donner lieu en définitive à des résultats à la demande » (Pollin, 2009 : 421). En effet, le fait de publier qu'une institution financière n'a pas résisté au stress test peut précipiter sa chute. Les résultats de stress tests sont alors souvent publiés pour des ensembles d'institutions pour masquer quelque peu, les situations individuelles pour le grand public, sujet à des paniques.

Selon Chadwick et Öztürk (2018), les modèles d'alerte précoce fondés sur une codification binaire utilisent sur les mesures d'évaluation subjectives. Ils ne donnent pas de façon précise l'ampleur du stress et ignorent une ambiguïté de la définition de crise financière. L'ISSF serait alors est un outil qui permet de prévoir les périodes de stress de façon opportune et

précise. Un autre avantage de l'ISSF réside dans la possibilité de l'adapter aux conditions spécifiques d'une structure financière dans une économie donnée (Malega et Horvath 2017).

Au regard de l'importance des SFD dans le processus de l'inclusion financière dans l'UEMOA, et en tenant compte des crises de maturité auxquelles ils sont souvent confrontés, la surveillance du secteur par les autorités monétaires devient une exigence majeure. Ainsi, pour accomplir cette mission de surveillance des SFD dans l'Union, plusieurs actions ont été menées, dont notamment le Programme Régional d'Appui à la Finance Décentralisées (PRAFIDE)⁴, renforcé par le Plan d'action pour la préservation et la consolidation de la viabilité du secteur des SFD⁵. Ces actions ont entre autres objectifs « la protection des ressources des déposants, l'intégrité, la stabilité du secteur et l'amélioration de l'information financière des SFD afin d'assainir le secteur par la reconnaissance des SFD légaux » (BCEAO, 2014 : 51).

L'un des objectifs de ces actions est de réduire le stress financier des SFD de l'Union. Le secteur des SFD de l'Union garantit en moyenne un minimum de solvabilité de 19,5% en 2016 et de 15,5% en 2017 supérieurs à la norme de capitalisation fixée à 15%. Il est à noter, toutefois, qu'en Côte d'Ivoire comme au Togo, le respect de cette norme constitue un problème pour les SFD dans la même période. Ainsi, entre 2016 et 2017, les SFD en Côte d'Ivoire enregistrent une norme de capitalisation qui s'élève à 4,5% en 2016 et 8,1% en 2017. Quant au Togo, le secteur enregistre une norme de capitalisation de 4,9% en 2017 contre 16,6% en 2016 ; ceci dénote une insolvabilité dudit secteur en 2017 (BCEOA-Commission Bancaire 2017 et 2018).

La vulnérabilité du secteur des SFD face aux perturbations économiques reste un défi pour les autorités monétaires. Entre 2016 et 2017, les SFD de toute l'Union enregistrent en moyenne des ratios d'indépendance financière inférieurs à 1, soit 0,69 en 2016 et 0,72 en 2017. Les fonds propres de tout le secteur ne leur permettent pas d'être protégés contre les chocs (BCEOA-Commission Bancaire 2017 et 2018).

Les études réalisées sur la mesure des indicateurs du stress financier des institutions financières dans l'Union se portent sur le secteur bancaire (Doucouré et Sene, 2014 ; Gbénou et Amoussouga, 2017). En complément à ces études, la construction d'un indicateur synthétique de mesure du

⁴ Adopté depuis 2004.

⁵ Adopté depuis 2012.

stress financier des SFD et l'identification des canaux de transmission constituent des enjeux en matière stabilité financière dans l'Union.

L'objectif du présent article est d'analyser les périodes de tension financière des SFD et d'identifier les canaux de transmission des stress financiers sur l'économie réelle des pays de l'UEMOA. Un Indicateur Synthétique de Stress Financier (ISSF) est construit en se basant sur la méthode d'Analyse en Composantes Principales (ACP) pour déterminer les périodes de tension financière. Un modèle VAR Structurel sur données de Panel a permis de déterminer les canaux de transmission. Le reste de l'article expose les fondements des stress financiers et leurs canaux de transmission à l'économie réelle (section 1), présente la méthodologie de recherche (section 2) et analyse les résultats (section 3). La section 4 conclut.

1. les fondements des stress financiers et leurs canaux de transmission

Cette section présente une revue de la littérature théorique et empirique relative au stress financier des institutions financières et leurs canaux de transmission dans l'économie. Ces travaux analysés portent sur la mesure de stress financier au sein des systèmes financiers à travers des approches conceptuelles et quantitatives.

1.1. Les fondements théoriques

D'une manière générale, les auteurs ne s'accordent pas sur une définition conceptuelle de stress financier. Illing et Liu (2006) appréhendent le stress financier comme un phénomène systémique qui affecte sévèrement l'économie réelle. La situation économique des ménages et des entreprises se détériorent et cela se répercute sur les marchés financiers. Ils conceptualisent le stress financier comme une variable continue, répartie en spectre de valeurs dont la plus élevée est assimilée à la crise financière. La combinaison de la vulnérabilité des institutions financières et de certains chocs exogènes permet de mesurer le niveau de stress. Ce niveau dépend à la fois de l'ampleur des chocs et de l'interaction entre les structures financières.

Hakkio et Keeton (2009) considèrent le stress financier comme le niveau de risque systémique déjà réalisé. Les principales sources du stress financier se trouvent dans la hausse des risques financiers, dans une

importante volatilité du prix des actifs du marché, dans la baisse de la valeur actuelle des bénéfices futurs des intermédiaires financiers.

Pour Rouabah (2007), le stress financier est une situation dans laquelle un intermédiaire financier constate un déséquilibre financier suite à une prise de risque démesuré dont l'ampleur peut conduire à un événement systémique grave. Dans cet ordre d'idées, Sorge et Virolainen (2006) et Froyland et Larsen (2002) estiment le stress financier par le stress test qui est le niveau du risque produit par une simulation d'évènements extrême mais plausibles.

1.2. Les fondements empiriques

Les modèles d'alerte précoce du secteur bancaire, basés sur des variables financières binaires du bilan, ne tiennent pas compte de l'interaction entre les différents marchés : marché du crédit, marché de change, marché des dettes et marché boursier. Ces modèles n'intègrent pas les risques systémiques auxquels sont exposés les intermédiaires financiers à travers leurs relations avec les autres marchés de l'économie (Kaminsky et Reinhard, 1999 ; Logan, 2000).

Depuis les travaux de Illing et Liu (2006), la construction des indicateurs composite de stress financier pour détecter les périodes de tension financière a fait l'objet de nombreux travaux. A l'aide d'une fonction de transformation quantile, Holló, Kremer et Duca (2012) construisent un indice synthétique de stress financier à partir de cinq sous-indices représentant cinq marchés.

Chadwick et Öztürk (2018), construisent l'ISSF qui combine aussi les données de cinq marchés pour le secteur financier de la Turquie à l'aide de quatre approches : l'Analyse en Composantes Principales (ACP), la théorie de base du portefeuille, la variance des poids égaux et le modèle bayésien à facteurs dynamiques. Les résultats issus de ces quatre approches montrent la robustesse de prévision de période de tension financière par l'ISSF.

Les travaux de Malega et Horvath (2017) réalisés à travers une modélisation VAR, montrent que l'indice de stress financier a été très élevé pendant la crise financière de 2007-2008 dégageant un bon pouvoir prédictif de période de tension financière. Les sources trouvées de transmission du stress financier dans l'économie réelle sont : la hausse du

niveau de chômage, la baisse du niveau général des prix et de celle du taux d'intérêt.

La transmission du risque systémique à partir des stress financiers dépend aussi du niveau de développement des pays membres d'une zone économique et monétaire. Ainsi, selon Zhang, Yan et Tsopanakis (2018), les pays ayant un niveau élevé de développement de la zone Euro ont tendance à être plus dépendants des chocs positifs tandis que les pays ayant une économie faible dans la même zone économique dépendent plus des chocs négatifs.

De rares études ont été réalisées sur la stabilité financière du secteur bancaire par la mesure de stress financier et ses déterminants dans l'UEMOA. Doucouré et Sene (2014) ont mesuré le stress financier du secteur bancaire de l'Union en recourant à la méthode de la variance des poids égaux. En utilisant la méthode du Mean Group pour estimer un modèle de long terme, ils obtiennent le résultat selon lequel, les principales sources du stress financiers du secteur bancaire sont les fondamentaux économiques suivants : la volatilité de l'inflation, la baisse du crédit à l'économie, la hausse de la masse monétaire rapportée au PIB nominal et les déficits budgétaires. En approfondissant la même étude sur le secteur bancaire de l'Union par l'analyse factorielle et la modélisation VAR à correction d'erreur sur données de panel, Gbénou et Amoussouga (2017) concluent que le stress financier du secteur bancaire permet de prédire l'activité d'intermédiation financière et la croissance économique dans l'Union.

2. Approche méthodologique et données de l'étude

Cette section fait une synthèse des différentes méthodes de mesure du stress financier puis précise la démarche méthodologique adoptée dans l'étude.

2.1. Synthèse des méthodes de mesures quantitatives du stress financier

Les méthodes courantes relatives à l'indice de stress financier sont la méthode de pondération à variance égale, l'Analyse en Composantes Principales (ACP) et les méthodes économétriques basées sur les modèles de probabilité ou les modèles à facteur dynamique.

La méthode de pondération à variance égale consiste à calculer l'ISSF à partir de la moyenne arithmétique des variables sous-jacentes avec une pondération de variance égale. Dans cette méthode, toutes les variables ont le même niveau de risque, ce qui est sa faiblesse. Ainsi, pour N variables notés X_i , i allant 1 à N, entrant dans le calcul de l'ISSF, on a :

$$ISSF_t = \sum_i^N \frac{(X_{it} - \bar{X}_i)}{\sigma(X_i)} \quad (1).$$

où $ISSF_t$ est l'indice synthétique du stress financier à l'instant t, X_{it} est la valeur non normalisée de la variable i sous-jacente à l'instant t. \bar{X}_i la moyenne et $\sigma(X_i)$ l'écart type de la variable X_i .

L'approche basée sur l'ACP vient corriger le problème d'affectation du même poids de la méthode de pondération à variance égale. Elle détermine, pour chaque composante principale, une combinaison linéaire pondérée de variables entrant dans le calcul de l'ISSF qui maximise la part de la variance totale de chaque série.

La méthode de probabilité détermine le niveau de stress financier à l'aide de la probabilité calculée à partir de la fonction de densité cumulée. Cette méthode permet d'éliminer la sensibilité de la moyenne et de la variance de l'échantillon aux valeurs aberrantes. Elle a pour inconvénient la non prise en compte de la différence absolue de valeur entre les variables mais plutôt de leur ordre (Holló et al., 2012 ; Sinenko et al., 2013).

La méthode de la théorie de portefeuille est utilisée pour évaluer le stress financier en cas de risque systémique. Elle se fonde sur la modélisation Dynamic Conditional Correlation-Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic (DCC-GARCH) proposée par Engel (2002) pour déterminer la pondération des différents sous-indices de l'ISSF. En ce qui concerne la méthode basée sur les modèles à facteur dynamique, elle permet de prendre en compte le caractère dynamique de l'indice composite du stress financier.

Notons que les méthodes basées sur la théorie de portefeuille et les modèles à facteur dynamique, sont plus adaptées aux systèmes financiers où le marché boursier est développé. Du fait que le marché financier de l'UEMOA est peu développé et que les SFD de l'Union sont moins présents sur ce marché, la présente étude adopte la méthode basée sur l'Analyse en Composantes Principales pour l'agrégation du stress financier des SFD dans les pays de l'UEMOA.

La démarche méthodologique, adoptée dans cette étude, est une méthode en deux étapes. La première est la construction de l'ISSF des SFD des pays

de l’UEMOA à l’aide de l’ACP. La seconde consiste à déterminer les canaux de transmission du stress financier des SFD dans l’économie des pays de l’Union grâce à un VAR(p) sur données de panel.

2.2. Quantification du stress financier des SFD par ACP

La complexité du stress financier pousse à la prise en compte plusieurs indicateurs financiers et macroéconomiques dans la construction de l’ISSF. L’adoption de l’ACP permet d’une part de déterminer les indicateurs les plus représentatifs et d’autre part de transformer les variables qui sont corrélées en des facteurs communs sur la base de leur variabilité totale. Ces facteurs communs estimés représentent des sous-indices de l’ISSF.

Le modèle d’analyse factorielle vise à écrire chaque variable individuel aléatoire entrant dans le calcul des sous-indices en fonction de facteurs latents communs à toutes les variables et de facteurs spécifiques ou uniques. L’hypothèse principale de ce modèle est la non-corrélation des facteurs communs.

Soit un ensemble de variables x^k avec $k = 1, \dots, p$, de n réalisations dans le temps

$t = 1, \dots, n$ pour chaque pays de l’étude. La matrice des données de chaque pays est de type : $X (n \times p)$.

	x^1	x^2	...	x^k	...	x^p
$t = 1$	x_1^1	x_1^2		x_1^k		x_1^p
$t = 2$	x_2^1	x_2^2				
...						
$t = i$				x_i^k		
...						
$t = n$	x_n^1			x_n^k		x_n^p

Dans cette étude empirique, il y a $p = 15$ indicateurs et $n = 16$ années de 2002 à 2017. Les p indicateurs retenus sont explicités dans le Tableau 3 de l’Annexe 1.

En considérant $x = (x^1, x^2, x^3, \dots, x^p)'$ un vecteur des variables individuelles aléatoires de n réalisations appartenant à l'espace \mathbb{R}^p , d'espérance mathématique $\mu \in \mathbb{R}^p$ et de valeur centrée réduite $\bar{x} = \frac{x-\mu}{\sigma}$, le modèle d'analyse factorielle associé au vecteur des variables individuelles aléatoires à chaque période t , peut s'écrire de la manière suivante :

$$\bar{x} = \mathbf{A}_q \mathbf{f}_q + \mathbf{e} \quad (2)$$

(p×1) (p×q)(q×1) (p×1)

Avec A_q la matrice des coefficients de pondération associée aux q facteurs communs ; f_q est le vecteur aléatoire des q facteurs communs ($q \leq p$) aux p variables aléatoires centrées réduites et e un vecteur aléatoire centré de \mathbb{R}^p , constitué des p facteurs uniques à chaque variable centrée individuelle \bar{x}^k . Les q facteurs communs sont dans l'étude, les sous-indices qui entrent dans le calcul de l'indice synthétique.

Pour p variables aléatoires individuelles centrées avec n réalisations, le modèle d'analyse factorielle pour tout l'échantillon est :

$$\bar{X} = \mathbf{F}_q \mathbf{A}'_q + \mathbf{E}_q \quad (3).$$

(n×p) (n×q)(q×p) (n×p)

où \bar{X} est la matrice des données centrées réduites des n réalisations des p variables aléatoires, F_q la matrice des n réalisations des q facteurs communs, A'_q la transposée de la matrice des scores des facteurs communs et E_q la matrice des erreurs spécifiques. En suivant Chavent, Kuentz et Saracco (2008), la résolution de l'équation (3) pour déterminer les estimateurs de A_q par la méthode de l'ACP permet d'avoir :

$$\hat{\mathbf{A}}_q \hat{\mathbf{A}}'_q = \mathbf{R} - \hat{\mathbf{E}} = \mathbf{BDB}' = (\mathbf{BD}^{\frac{1}{2}})(\mathbf{BD}^{\frac{1}{2}})' \quad (4)$$

avec R , la matrice des corrélations empiriques notée $R = \bar{X}'M\bar{X}$, $\hat{E} = E(EE')$ estimateur de la matrice des erreurs spécifiques et D , la matrice diagonale des q valeurs propres non nulles de la matrice $R - \hat{E}$ et B , la matrice composée en colonne des vecteurs propres normés de $R - \hat{E}$ liés aux q valeurs propres non nulles. Pour déterminer l'estimateur de F_q , une fois \hat{A}_q est connu, il faut minimiser l'erreur quadratique moyenne tout en choisissant un estimateur linéaire tel que $\hat{F}_q = L\bar{X}$. Ainsi, en tenant compte de l'expression de \bar{X} de (3), l'erreur quadratique moyenne est donnée par :

$$E \left(\|\hat{F}_q - F_q\|^2 \right) = E \left(\|L\bar{X} - F_q\|^2 \right) = E \left(\|LF_qA'_q + LE_q - F_q\|^2 \right) \quad (5)$$

En suivant Seber (1984), l'équation (5) devient :

$$E \left(\|LF_qA'_q + LE_q - F_q\|^2 \right) = \text{trace} (L'LS) - 2\text{trace}(LA_q) + q \quad (6)$$

où S est l'estimateur empirique de la matrice de variance-covariance de (6). Une optimisation de (6) suivant l'argument (L) donne $\hat{F}_q = \bar{X}S^{-1}\hat{A}_q \Rightarrow \hat{F}_q = \bar{X}R^{-1}\hat{A}_q$

A cause de la parcimonie de données liée à la taille de l'échantillon, le critère du pourcentage de variance expliquée est maintenu. Ainsi, un facteur commun est retenu lorsque son pourcentage de variance expliquée est supérieur à 70% (Bourque, Poulin et Alicia, 2006). Par ailleurs, l'extraction des facteurs communs est possible par l'ACP, si la valeur de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) est supérieure ou égale à 0,60 et si le test de sphéricité de Bartlett est significatif. L'objectif desdits tests est de savoir si la matrice des corrélations est une matrice identité ou non avant de poursuivre l'ACP.

Chaque sous-indice est la moyenne arithmétique simple des indicateurs individuels représentatifs normalisés. Une fois les sous-indices déterminés, l'ISSF est la moyenne arithmétique desdits sous-indices avec comme poids le nombre des indicateurs individuels représentatifs de chaque sous-indice. Grâce au critère d'évaluation du modèle de rating CAMELS6et en tenant compte de la spécificité des SFD de l'Union, trois sous-indices sont retenus. Il s'agit de : sous-indice mesurant la fragilité des indicateurs de la santé financière des SFD (SIFSF) ; sous-indice de la vulnérabilité financière des SFD (SIVF) et sous-indice du climat économique des principaux partenaires de l'UEMOA (SICE). Ainsi, pour chaque sous-indice mesuré à chaque instant t, nous avons :

$$SI_t^q = \frac{\sum_{j=1}^{p_q} \bar{x}_{j,t}^q}{p_q} \quad (7)$$

où SI_t^q est le sous-indice q avec ($q = 1, 2, 3$) de l'indice du stress financier à l'instant t, $\bar{x}_{j,t}^q$ la valeur centrée réduite de chaque indicateur individuel représentatif entrant dans le calcul de chaque sous-indice q à

⁶ *Capital adequacy, Asset quality, Management, Earning, Liquidity and Sensitivity to market risk (CAMELS).*

l'instant t et p'_q le nombre de variables x^k représentatifs de chaque sous-indice q. En tenant compte du poids p'_q respectif de chaque sous-indice, l'ISSF des SFD de chaque pays à l'instant t, se calcule de la façon suivante :

$$ISSF_i^{sfd} = \frac{p'_1 \times SIFSFi + p'_2 \times SIVFi + p'_3 \times SICE_i}{p'} \quad (8).$$

Avec $p' = p'_1 + p'_2 + p'_3$, le nombre de variables x^k représentatifs pour tout l'échantillon de l'étude. Un système financier est dit stressé financièrement lorsque la valeur de son ISSF à l'instant t est supérieure à zéro (0). Dans le cas contraire il y a absence de stress financier (Slingenberg et de Haan, 2011 ; Gbénou et Amoussouga Gréro, 2017).

2.3. Modèle de transmission du stress financier dans l'économie

Le modèle VAR(p) sur données de panel inspiré des travaux de Lütkepohl (2005) ; Malega et Horvath (2017) pour déterminer les canaux de transmission se présente comme suit :

$$X_{it} = \gamma + AX_{it-j} + U_{it} \quad (9).$$

où X est le vecteur des variables dépendantes du pays i à l'instant t : l'ISSF, le crédit à l'économie des SFD rapporté au PIB réel (Crédtsfd), le taux de chômage (Txchom), le taux d'inflation (Inf), la subvention des partenaires étrangers et des gouvernements aux SFD sur le total des actifs (SubPG), γ le vecteur des constants relatif à l'effet spécifique de chaque pays et U_{it} le vecteur des termes d'erreurs associés à chaque variable dépendante pour le pays i à la date t et A la matrice des coefficients associés aux variables dépendantes retardées à l'ordre j.

Etant donné qu'il s'agit d'un VAR sur données de panel, les tests suivants sont nécessaires pour valider le modèle :

- test de stationnarité de Im, Pesaran et Shin (IPS) ;
- test de cointégration de Pedroni ;
- test causalité de Dumitrescu et Hurlin ;
- et le test de de stabilité du modèle et d'autocorrélation des erreurs.

Les critères d'information de Akaike (AIC) et de Schwarz (SIC) permettent de déterminer le nombre de retards. Pour identifier les canaux de transmission du stress financier des SFD dans l'économie,

l'analyse de la fonction de réponse impulsionnelle généralisée (IRG) est utilisée. La décomposition de Cholesky permet gérer le problème d'autocorrélation des erreurs. Le modèle indiqué dans ces conditions est le VAR Structurel.

2.4. Variables et sources des données de l'étude

Les variables utilisées dans le cadre de cette étude sont de deux catégories. Il s'agit des variables entrant dans la construction de l'Indice Synthétique du Stress Financier et celles permettant d'identifier les canaux de transmission.

Pour le calcul de l'ISSF et compte tenu de sa complexité, plusieurs indicateurs sont mobilisés et regroupés par sous-indice. Les indicateurs de la mesure du sous-indice la fragilité des indicateurs de la santé financière des SFD sont : la norme de capitalisation pour l'insolvabilité (Solv) ; le taux de la dégradation du portefeuille (TDF), le taux de croissance de crédits accordés (TxCrédtsfd) et le taux de croissance du total d'Actif (Txactif) pour la qualité des actifs ; le ratio total dépôt/ total actif (Lidépactif) et le ratio total crédit/ total dépôt (Licreddep) pour la liquidité ; la rentabilité des actifs (ROA) et la rentabilité des fonds propres (ROE) pour la profitabilité. Ces données proviennent des bases de données statistique de la BCEAO.

Quant aux indicateurs de vulnérabilité financière des SFD, il y a : le taux de croissance du PIB réel (TCréel), le taux d'inflation (Tinf) pour le secteur réel ; le ratio subvention sur total actif (Subv) pour le risque des partenaires et du gouvernement et le rapport balance des transactions courantes sur le PIB réel (BTC) pour le secteur extérieur. Les données de ces dernières variables proviennent respectivement des bases de données statistique de la BCEAO et la base de données en ligne de la Banque Mondiale World Development Indicators (WDI). En ce qui concerne le sous-indice du climat économique des principaux partenaires de l'UEMOA, il y a : le taux de croissance du PIB réel de la zone Euro (TC-Euro), le taux de croissance du PIB réel des USA (TC-USA) et le taux de croissance du PIB réel de la Chine (TC-Chine). En effet, plus de 40% du commerce de l'Union s'effectuent avec ce groupe de partenaire. Les données proviennent de la base de données en ligne de la Banque Mondiale WDI. Les données sont annuelles et couvrent la période de 2002 à 2017 et concernent chaque pays de l'UEMOA sauf la Guinée-Bissau.

Les variables de la relation 9 aidant à l'indentification des canaux de transmission du stress financier dans l'économie réelle se décrivent comme-suit.

- Crédsfd : est le total des crédits accordés par les SFD sur le PIB réel. Une hausse plus rapide du crédit accordé par les intermédiaires financiers dont les SFD que celle de l'activité économique est capable de rendre le secteur plus vulnérable (Doucouré et Sene, 2014). De ce fait, le risque associé à cette hausse devient important, car la plupart des crédits accordés par le secteur des SFD sont à faibles garanties matérielles.

- Taux de chômage (Txchom) : les programmes de microcrédit dans les pays en développement ont, entre autres objectifs, l'encouragement de l'employabilité des bénéficiaires. Ainsi, une hausse inattendue de l'ISSF des SFD induit la hausse du taux de chômage (Malega et Horvath 2017). Vu la non-disponibilité des données sur le taux chômage sur une longue période, le taux combiné du chômage et de la main d'œuvre potentielle des personnes âgées de 15 ans et plus est considéré comme variable proxy du taux de chômage.

- TInf : est le taux d'inflation moyen de l'Indice de Prix à la Consommation (IPC). Une hausse de la demande globale ou une hausse de façon incontrôlée de la masse monétaire peut induire une hausse importante de l'inflation qui est néfaste à l'activité économique et conduit à la fragilité du secteur financier (Doucouré et Sene, 2014).

- SubPG : est le total des subventions accordées aux SFD sur le total des actifs. Ce ratio permet de mesurer l'impact de la dépendance des SFD bénéficiant des fonds spécialisés d'investissement auprès des partenaires étrangers et des gouvernements de l'Union. Selon Bogan et al. (2008), le financement par le biais des subventions a un effet négatif sur la rentabilité des SFD, ce qui peut les rendre fragiles financièrement.

Les données de ces variables proviennent de la base de données de la BCEAO pour l'inflation, des bilans des SFD présentés dans les rapports de la commission bancaire de l'UEMOA complétés par les monographies des SFD pour Crédsfd et SubPG. Pour le taux de chômage, elles proviennent de la base de données ILOSTAT de l'Organisation Internationale du Travail (OIT). Elles couvrent la période de 2002 à 2017 pour sept pays de l'UEMOA sauf la Guinée-Bissau, soit 112 observations.

3. Présentation et analyse des résultats

3.1. Estimation des facteurs communs par l'ACP

Le test de Bartlett montre une absence de matrice-identité de la matrice de corrélation des indicateurs individuels de l'ISSF (cf. Tableau 1). Quant à l'indice de KMO, les premières estimations en considérant toutes les variables montrent une faible valeur de KMO comprise entre 0,15 et 0,39. La correction de cette faible valeur de KMO par la matrice de corrélation anti-image (Pett, Lackey et Sullivan, 2003), améliore cette valeur de KMO qui varie entre 0,60 et 0,70. Ceci dénote de l'existence d'une corrélation entre les indicateurs individuels de l'échantillon et il est important de les mettre en commun pour expliquer l'ISSF des SFD de l'UEMOA.

Tableau 1: Résultats du test de Bartlett et l'Indice de KMO.

Pays	Bénin	Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo
Tests							
P-value du test de Bartlett	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Indice de KMO sur toutes les variables	0,39	0,16	0,32	0,17	0,24	0,17	0,15
Indice de KMO après correction	0,70	0,60	0,61	0,61	0,62	0,62	0,62

Source : Calculs des auteurs.

L'analyse par la variance totale expliquée permet de confirmer qu'il existe, selon le pays de l'Union, deux à trois sous-indices déterminants. Ainsi, au Bénin, en Côte d'Ivoire et au Mali, la variance totale est expliquée respectivement par les trois sous-indices de l'ISSF des SFD à hauteur de 83,48%, 72,43% et 88,03%. Alors qu'au Burkina Faso, au Niger, au Sénégal et au Togo, ce sont deux sous-indices qui expliquent

respectivement la variance totale à hauteur de 76,80%, 73,29%, 73,52% et 75,34%. Les pondérations associées à chaque sous-indice des ISSF des SFD dans chaque pays en considérant la contribution des différents indicateurs individuels de l'ISSF au premier facteur principal sont consignées dans le tableau 2. Les indicateurs individuels n'ayant pas un coefficient de corrélation supérieur ou égal à 0,5 avec au moins un facteur commun, ne sont pas pris en compte pour le calcul des sous-indices. Les numérateurs des pondérations correspondent au nombre d'indicateurs individuels représentatifs entrant dans le calcul des sous-indices définis dans la méthodologie. Il s'agit de p'_1 pour SIFSF, p'_2 pour SIVF et p'_3 pour SICE. Les dénominateurs sont la somme des trois pondérations.

Tableau 2 : Pondération des sous-indices dans le calcul de l'ISSF des SFD par pays.

Les pays ayant trois sous-indices de l'ISSF après correction de l'indice de KMO				
	Bénin	Côte d'Ivoire	Mali	
Pondération SIFSF	5/10	6/11	5/7	
Pondération SIVF	2/10	4/11	1/7	
Pondération SICE	3/10	1/11	1/7	
Les pays ayant deux sous-indices de l'ISSF après correction de l'indice de KMO				
	Burkina Faso	Niger	Sénégal	Togo
Pondération SIFSF	3/6	3/8	4/8	5/8
Pondération (ISVF et SICE)	3/6	5/8	4/8	3/8

Source : Auteurs à partir des résultats d'extraction par l'ACP relatifs au premier facteur.

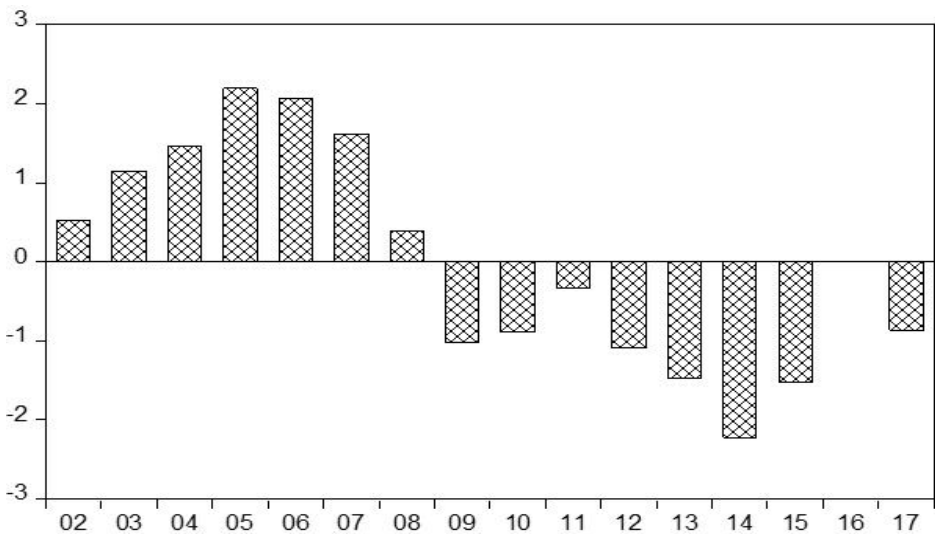
De l'analyse des résultats de l'ACP sur les indicateurs individuels du stress financier des SFD des pays de l'UEMOA, il ressort que la source interne de la fragilité financière du secteur est plus déterminante que la source externe ; elle varie entre 3 et 6 indicateurs individuels représentatifs sauf pour le Niger où la source externe surpasse celle interne. Les résultats de

l'ACP ayant servi au calcul des pondérations du Tableau 2 sont consignés dans le Tableau 3 de l'Annexe 1.

3.2. Analyse de l'évolution des ISSF des SFD de chaque pays de l'UEMOA

L'analyse globale de l'évolution de l'ISSF (cf. Figure 1) permet d'identifier deux périodes pour l'ensemble du secteur. La première, allant de 2002 à 2008, révèle des périodes de tension financière dont la plus instable a été enregistrée au Mali en 2006 avec un ISSF de 6,99. La seconde période est celle où le secteur a connu en moyenne une stabilité financière entre 2009 et 2017.

Figure 1 : Evolution de l'ISSF moyen de tout le secteur des SFD de l'UEMOA de 2002 à 2017.



Source : Auteurs à partir des données de l'ISSF.

Les fortes tensions financières observées au sein des SFD entre 2002 et 2008, s'expliquent par les difficultés rencontrées le secteur dans le respect de certaines normes prudentielles dans certains pays de l'Union. En Côte d'Ivoire comme au Togo, durant la période, le secteur a enregistré respectivement un *ratio de capitalisation* de 0,7% et 8,3% qui sont inférieurs à la norme de 15%.

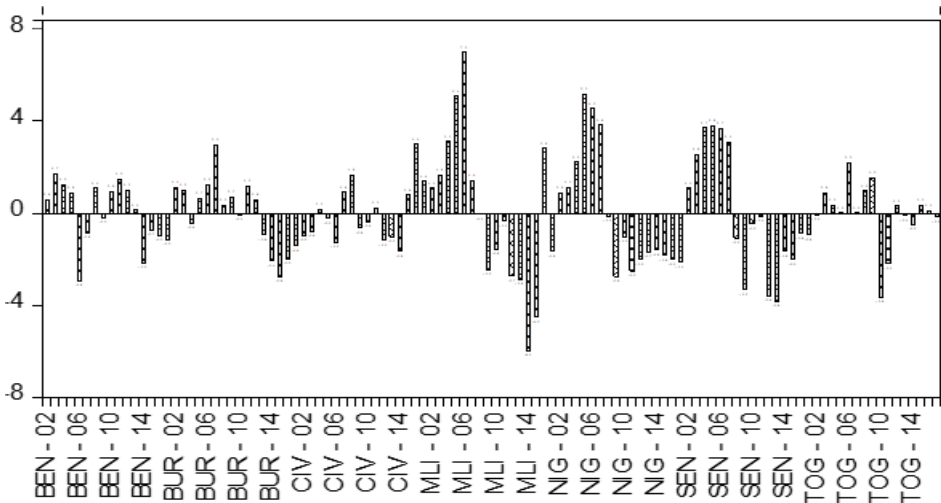
La détérioration de la qualité du portefeuille des SFD s'est accentuée en 2005. Le portefeuille à risque à 30 jours (PAR-30) est ressorti à 16,2% en Côte d'Ivoire, à 7,2% au Bénin, à 6,5% au Mali et à 10,6% au Niger contre une norme maximale de 5% (BCEAO, 2008 : 27). Cela est dû aux problèmes rencontrés par les SFD dans le suivi des crédits et dans l'analyse des capacités de remboursement de leurs clients au cours de la période. Les causes de ces problèmes sont : l'accroissement de l'activité d'intermédiation et du nombre accru de bénéficiaires des services financiers des SFD de l'Union (BCEAO, 2008).

En ce qui concerne les *risques liés à la rentabilité* du secteur pendant cette période de tension financière, le secteur des SFD dans l'Union, a enregistré en moyenne une rentabilité de fonds propres de 8,3% entre 2000 et 2004, ce qui est largement inférieur à la norme internationale du secteur des SFD de 15%. La plus importante détérioration de la rentabilité de fonds propres a été enregistré en Côte d'Ivoire avec -2114,6% en moyenne (BCEAO, 2008 : 27). Cette dernière est imputable aux premières séries de crises politiques de 1999 à 2007 qui ont gravement touché les activités économiques et financières du pays.

Après la période de crise financière de 2007-2008, l'ensemble du secteur des SFD de l'UEMOA a connu en moyenne de 2009 à 2017 une stabilité financière globale. Cette dernière s'explique par les effets des différentes actions menées telles que : le Programme Régional d'Appui à la Finance Décentralisée (PRAFIDE) et le Plan d'action pour la préservation et la consolidation de la validité du secteur des SFD, en vue d'assainir le secteur et de consolider sa viabilité financière.

Nonobstant, cette période de stabilité financière des SFD (2009-2017), une analyse minutieuse du stress financier pays par pays, révèle certaines périodes de montée du stress financier dans certains pays. Au Bénin, entre 2010 et 2012, l'ISSF a connu une montée, variant entre 0,95 et 1,48. Cette période d'épisodes de tension financière est liée à la crise de Ponzi des structures illégales de placement d'argent qui a engendré d'énormes dégâts sur l'économie du pays (Eggoh et Acclassato, 2013 : 200). Le secteur des SFD a connu aussi des montées de stress financier durant la même période au Burkina Faso, en Côte d'Ivoire et au Togo. Cela s'explique par les difficultés connues par le secteur dans le respect de certaines normes prudentielles telles que la norme de capitalisation, en Côte d'Ivoire et au Togo (cf. Figure 2).

Figure 2 : Evolution de l'ISSF des SFD par Pays de l'UEMOA de 2002-2017.



Source : Auteurs à partir des données de l'ISSF.

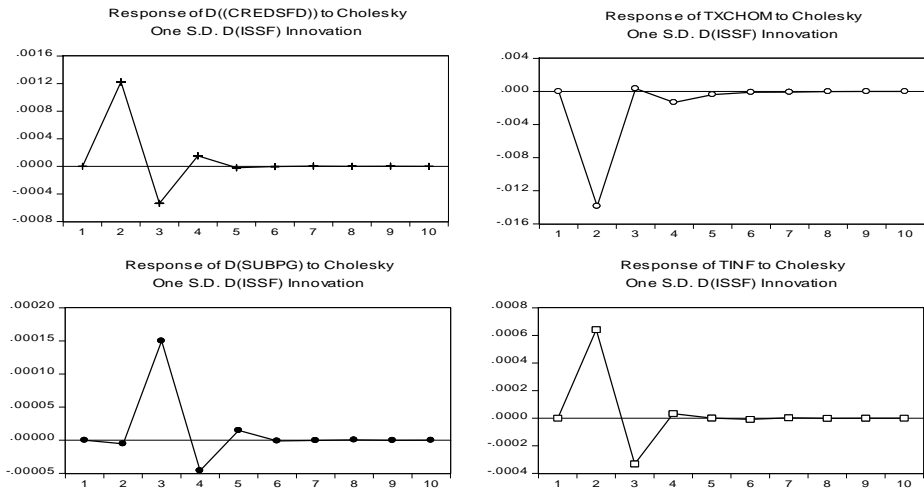
3.3. Les canaux de transmission du Stress financier des SFD dans les économies de l'UEMOA.

Les résultats issus des tests de stationnarité sur données de panels d'Im, Pesaran et Shin (IPS) montrent que les variables taux d'inflation $Tinf$ et $Txchom$ sont stationnaires en niveau alors que les variables ISSF et $Subpg$ sont intégrées d'ordre 1. Quant à la variable $Credsfd$, elle est intégrée d'ordre 2. En présence d'un panel non stationnaire, le test de cointégration de Pedroni révèle une absence de relation de cointégration, car les p-values associées à toutes les sept étapes dudit test sont supérieures au seuil de 10%. A cet effet, la modélisation VAR sur les données de panels stationnaires est effectuée en différenciant respectivement les variables intégrées d'ordre 1 et 2 par le filtre de différence première [$d(.)$] et celui de différence seconde [$d((.))$] (cf. annexe 2).

Par ailleurs, le niveau de retard déterminé par les critères d'information AIC et SIC a permis de spécifier un VAR(1). Les tests de stabilité du modèle montrent que les racines unitaires sont à l'intérieur du cercle unitaire et il y a présence d'autocorrélation des erreurs. Ceci a conduit à spécifier un VAR Structurel d'ordre 1 (SVAR(1)) en utilisant la décomposition de Cholesky pour corriger cette autocorrélation dans l'interprétation des réponses impulsionnelles (cf. annexe 2).

Pour identifier les canaux de transmission du stress financier des SFD dans les économies des pays de l'UEMOA, les analyses des fonctions de réponse impulsive des chocs des Indices Synthétique du Stress financier des SFD sur les autres variables du modèle VAR structurel, figurant dans la figure 3, et la décomposition des variances ont été faites.

Figure 3 : Fonctions de réponses des canaux de transmission après les chocs positifs du stress financier



Source : Auteur à partir des résultats d'estimation.

L'analyse des différentes figures de la réaction des différents canaux de transmission du stress financier des SFD après les chocs des erreurs dudit stress financier (cf. figure 3) montre que la hausse du choc des erreurs du stress financier sur les variables : les crédits accordés par les SFD rapportés au PIB, les Subventions reçues des partenaires et gouvernements par les SFD, le taux d'inflation et le chômage, n'est pas instantané. Il faut attendre au moins 6 mois avant que la réaction ne soit effective. Ceci dénote de la faiblesse de la part du marché du secteur dans le système financier entier de l'UEMOA et la place des SFD dans le financement du développement desdits pays (Montalieu, 2002).

Au-delà de ce délai de 6 mois, l'étude révèle que les principales sources de vulnérabilité des SFD de l'Union sont les subventions reçues des partenaires et gouvernements, car sur une période de cinq ans, les erreurs de prévision du stress financier des SFD sont expliquées, après celles de ses propres innovations (79,90%), à 6,95% pour les subventions, 6,59% pour le taux d'inflation, 6,27% pour le crédit à l'économie par les SFD

contre 0,27% pour le taux combiné du chômage et de la main d'œuvre potentielle (cf. Annexe 2).

La hausse du stress financier est due aux subventions reçues par les SFD qui, constituant un levier important au démarrage des SFD, les rendent dépendant vis-à-vis desdites subventions. Cela réduit leur capacité à devenir les vrais pôles intermédiaires financiers en finançant les crédits à partir de l'épargne clients et des fonds levés à des taux d'intérêt commerciaux auprès des banques (Berguiga, 2008 ; Labie, 1996).

Quant au crédit à l'économie par les SFD, il dénote que les SFD de l'UEMOA sont "myopes aux désastres" entre la première période et la troisième période avant de connaître une baisse de crédit à partir de la moitié de la troisième période. Cela s'explique par le fait que la hausse des subventions reçues, les incite à augmenter les crédits accordés selon les objectifs sociaux visés par lesdites subventions bien qu'étant en période de tension financière avant de penser à l'endurcissement des conditions d'octroi de crédit. Ces objectifs sociaux se traduisent par la baisse du taux de chômage.

Par ailleurs, la hausse de l'inflation après le choc positif des innovations du stress financier des SFD se justifie par le lien de complémentarité entre les SFD et les banques commerciales. Ce lien se manifeste par le biais de gros dépôts des SFD auprès des banques et le refinancement du secteur par les banques. Ces opérations augmentent la marge de création monétaire des banques qui peut induire la hausse du niveau général des prix. Ce résultat révèle le problème d'arbitrage entre la politique monétaire de stabilité des prix et de la stabilité financière au sein de la Banque Centrale de l'UEMOA qui présente la mise en cause de l'approche microprudentielle à celle macroprudentielle qui est essentielle (Doucouré et Sene, 2014).

4. Conclusion

La question de la mesure du stress financier a fait l'objet de plusieurs investigations récentes après la crise financière de 2007-2008 dans le secteur financier. La plupart de ces études occultent le secteur des SFD qui est en plein essor et subit des crises de maturité dans les pays en développement.

Le présent article a permis de détecter les périodes de tension financière au sein des SFD de l'UEMOA et identifié ses canaux de transmission à l'économie réelle dans les pays de l'Union. La mesure du stress financier,

en construisant l'ISSF à l'aide de l'ACP, révèle que l'ISSF permet de prédire correctement les périodes de tension financière au sein des SFD de l'Union.

L'identification des canaux de transmission par un VAR Structurel d'ordre 1, révèle que les subventions reçues dans une vision de réduction du chômage, rendent les SFD, "myopes aux désastres". Ceci s'explique par la rehausse du niveau de crédits pendant la période de tension financière qui, par conséquent, induit l'inflation dans l'Union. Cette dernière pose le problème d'arbitrage entre la politique de stabilité des prix et celle de stabilité financière. Les résultats suggèrent que les ISSF soient considérés comme des outils d'alerte précoce de tension financière au sein des SFD de l'UEMOA afin de mieux surveiller le secteur.

5. REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES.

BCEAO, (2014). PROMOTION DE L'INCLUSION FINANCIERE : ROLE DES BANQUES CENTRALES. REVUE ECONOMIQUE ET MONETAIRE, N°16, DECEMBRE, PP. 34-56.

BCEAO. (2008). REVUE DE LA STABILITE FINANCIERE DANS L'UNION ECONOMIQUE ET MONETAIRE OUEST AFRICAINE. N° 2, JUIN, PP. 104.

BCEAO-COMMISSION BANCAIRE (2017). RAPPORT ANNUEL 2016 DE LA COMMISSION BANCAIRE DE L'UNION MONETAIRE OUEST AFRICAINE. ABIDJAN, 18 AOUT.

BCEAO-COMMISSION BANCAIRE (2018). RAPPORT ANNUEL 2017 DE LA COMMISSION BANCAIRE DE L'UNION MONETAIRE OUEST AFRICAINE. ABIDJAN, 06 SEPTEMBRE.

BERGUIGA I. (2008). PERFORMANCE SOCIALE VERSUS PERFORMANCE FINANCIERE DES INSTITUTIONS DE MICROFINANCE. E.R.U.D.I.T.E, UNIVERSITE PARIS XII, PP. 25.

BOGAN, V., JOHNSON, W. ET MHLANGA, N. (2008). DOES CAPITAL STRUCTURE AFFECT THE FINANCIAL SUSTAINABILITY OF MICROFINANCE INSTITUTIONS? DEPARTMENT OF APPLIED ECONOMICS AND MANAGEMENT WORKING PAPER, CORNELL UNIVERSITY, 454 WARREN HALL, ITHACA, NY 14853, PP. 45.

BOURQUE, J., POULIN, N. ET ALICIA, F. (2006). ÉVALUATION DE L'UTILISATION ET DE LA PRESENTATION DES RESULTATS D'ANALYSES FACTORIELLES ET D'ANALYSES EN COMPOSANTES PRINCIPALES EN EDUCATION. REVUE DES SCIENCES DE L'EDUCATION, VOL. 32, N° 2, PP. 325-344.

CHADWICK, M., G. ET ÖZTÜRK, H., (2018). MEASURING FINANCIAL SYSTEMIC STRESS FOR TURKEY: A SEARCH FOR THE BEST COMPOSITE INDICATOR. TÜRKİYE CUMHURİYET MERKEZ BANK, ASI WORKING PAPER N°: 18/16, PP. 31.

CHAVENT, M. KUENTZ, V. ET SARACCO, J. (2007). ANALYSE EN FACTEURS : PRESENTATION ET COMPARAISON DES LOGICIELS SAS, SPAD ET SPSS. LA REVUE DE MODULAD, PP. 1-30.

DOUCOURE, F. B. ET SENE, B., (2014). LES DETERMINANTS MACROECONOMIQUES DE L'INDICE DE STRESS BANCAIRE DANS LES PAYS DE L'UEMOA. REVUE ECONOMIQUE ET MONETAIRE, N° 16, DECEMBRE, PP. 9-33.

EGGOH, J. C. ET ACCLASSATO, D. H. (2013). CRISE DES INSTITUTIONS DE PLACEMENT ILLÉGAL D'ARGENT AU BENIN : ORIGINE ET MANIFESTATIONS. REVUE TIERS MONDE, VOL. 216, N°4, PP. 191-204.

ENGEL, R. F. (2002). DYNAMIC CONDITIONAL CORRELATION: A SIMPLE CLASS OF MULTIVARIATE GENERALIZED AUTOREGRESSIVE CONDITIONAL HETEROSKEDASTIC MODEL. JOURNAL OF BUSINESS AND ECONOMIC STATISTICS, VOL. 20, N° 3, PP. 339-350.

FROYLAND, E., ET LARSEN K., (2002). HOW VULNERABLE ARE FINANCIAL INSTITUTIONS TO MACROECONOMIC CHANGES? AN ANALYSIS BASED ON STRESS TESTING. NORGES BANK, ECONOMIC BULLETIN, Q3-02, PP. 92-98.

GBENOU, K., D., A. ET AMOUSSOUGA G., F. (2017). MESURE ET PREVENTION DU STRESS FINANCIER DU SYSTEME BANCAIRE DES PAYS DE L'UEMOA. FINANCE & FINANCE INTERNATIONALE, PP. 1-23.

HAKKIO, S., C. ET KEETON, W., R., (2009). FINANCIAL STRESS: WHAT IS IT, HOW CAN IT BE MEASURED, AND WHAT DOES IT MATTER? FEDERAL RESERVE BANK OF KANSAS CITY ECONOMIC REVIEW. SECOND QUARTER, PP 1-50.

HANSCHER, E. ET MONNIN, P., (2005). MEASURING AND FORECASTING STRESS IN THE BANKING SECTOR: EVIDENCE FROM SWITZERLAND. BIS PAPER N°22, APRIL, PP. 131-449.

HOLLÓ, D., KREMER, M. ET DUCA, (2012). CISS- A COMPOSITE INDICATOR OF SYSTEMIC STRESS IN THE FINANCIAL SECTOR. ECB WORKING PAPER SERIES. N° 1426.

ILLING, M., ET LIU, Y., (2006). MEASURING FINANCIAL STRESS IN DEVELOPED COUNTRY: AN APPLICATION TO CANADA. JOURNAL OF FINANCIAL STABILITY, VOL, 2, PP. 243-265.

KAMINSKY, G ET REINHART C. (1999). THE TWIN CRISIS: THE CAUSES OF BANKING AND BALANCE-OF-PAYMENT PROBLEMS. AMERICAN ECONOMIC REVIEW, VOL. 89, N° 3, PP 473-500.

LABIE, M. (1996). PERSPECTIVES D'AUTONOMIE ET DE PERENNISATION DES SYSTEMES FINANCIERS DECENTRALISES. IN REVUE TIERS-MONDE, VOL. XXXVII, N° 145, JANVIER-MARS, PP. 85-95.

LOGAN, A., (2000). THE EARLY 1990S SMALL BANKS CRISIS: LEADING INDICATORS. BANK OF ENGLAND. FINANCIAL STABILITY REVIEW, N° 9, PP. 130-140.

LÜTKEPOHL, H., (2005). NEW INTRODUCTION TO MULTIPLE TIME SERIES ANALYSIS. SPRINGER-VERLAG BERLIN HEIDELBERG. ISBN 3-540-40172-5.

MALEGA, J. ET HORVATH, R., (2017). FINANCIAL STRESS IN THE CZECH REPUBLIC: MEASUREMENT AND EFFECTS ON THE REAL ECONOMY. PRAGUE ECONOMIC PAPER, VOL. 26, N° 3, PP. 257-268.

MONTALIEU, T. (2002). LES INSTITUTIONS DE MICRO-CREDIT : ENTRE PROMESSE ET DOUTES. QUELLES PRATIQUES BANCAIRES POUR QUELS EFFETS ? MONDES EN DEVELOPPEMENT, VOL. 119, N° 3, PP. 21-32.

PETT, M., A., LACKEY, N., R., ET SULLIVAN, (2003). MAKING SENSE OF FACTOR ANALYSIS. THE USE OF FACTOR ANALYSIS FOR INSTRUMENTS DEVELOPMENT IN HEALTH CARE RESEARCH. THOUSAND OAKS, CA: SAGE.

POLLIN, J. P. (2009). QUEL SYSTEME BANCAIRE POUR L'APRES CRISE ? REVUE DE L'OFCE, 2009/3 N° 110, PP. 413-430.

ROUABAH, A., (2007). MESURE DE LA VULNERABILITE DU SECTEUR BANCAIRE LUXEMBOURGEOIS. CAHIER D'ETUDES DE LA BANQUE CENTRALE DU LUXEMBOURG. N° 24.

SEBER G.A.F. (1984). MULTIVARIATE OBSERVATIONS. WILEY SERIES IN PROBABILITY AND MATHEMATICAL STATISTICS, PP. 713.

SINENKO, A., TITARENKO, D. ET ARINŠ, M. (2013). THE LATVIAN FINANCIAL STRESS INDEX AS AN IMPORTANT ELEMENT OF THE FINANCIAL SYSTEM STABILITY MONITORING FRAMEWORK. BALTIC JOURNAL OF ECONOMICS, VOL. 13, N° 2, PP. 85-110.

SLINGENBERG, J. W. ET DE HAAN, J. (2011). FORECASTING FINANCIAL STRESS. DNB WORKING PAPER N°292, APRIL, PP. 33.

SORGE, M. ET VIROLAINEN, K. (2006). A COMPARATIVE ANALYSIS OF MACRO STRESS-TESTING METHODOLOGIES WITH APPLICATION TO FINLAND. JOURNAL OF FINANCIAL STABILITY, N° 2, PP. 113-151.

ZHANG, D., YAN, M. ET TSOPANAKIS, A., (2018). FINANCIAL STRESS RELATIONSHIPS AMONG EURO AREA COUNTRIES: AN R-VINE COPULA APPROACH. THE EUROPEAN JOURNAL OF FINANCE, 24(17), 1587-1608.

ANNEXES 1

Tableau 3 : Résultats d'analyse en composante principale des indicateurs individuels de l'ISSF des SFD.

Indicateurs	Bénin	Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo
Facteur 1							
Solv	-	-0,728	-0,754	-	-	-	-0,869
TDF	0,808	-	0,704	-	-	-	-0,805
Txcreditsfd	-	-	-	0,704	-0,429	-	-
Txactif	-0,745	-	-0,634	0,710	0,744	0,738	-
lidepactif	0,865	0,810	0,703	-	-	-	-
licredep	-	-	-0,860	0,678	-	0,677	0,502
ROA	-0,850	-	-0,742	0,858	0,968	0,927	0,834
ROE	-0,855	-0,638	-0,393	0,778	0,934	0,900	0,762
Méthode d'extraction : Analyse en composantes principales.							
Facteur 1							
Tcreel	-	-	-0,787	-	-	-	-0,745
Tinf	0,653	-	0,660	-	-	-	-
BTC	-	0,935	0,669	-	0,825	-	-
Subv	0,914	0,966	0,776	0,828	0,782	0,826	0,883
Méthode d'extraction : Analyse en composantes principales.							
Facteur 1							
TC-Euro	0,656	-	-	-	0,719	0,562	-
TC-USA	-0,634	-	-	-	0,711	-0,758	-
TC-Chine	0,775	0,874	0,668	0,796	0,684	0,721	0,749

Source : Calculs des Auteurs.

NB : les tirets (-) des cellules du tableau 3 signifient que ce sont des variables retirées pour pouvoir corriger l'indice de KMO selon Pett et al. (2003). Les valeurs en gras sont des indicateurs dont le coefficient de corrélation avec l'un des facteurs principaux est inférieur à 50%.

ANNEXES 2.

Tableau 4 : Synthèse des tests des stationnarités de IPS sur données de panels

Variables									
Credsfd		ISSF		Subpg		Tinf		Txchom	
Ordre	P-value	Ordre	P-value	Ordre	P-value	Ordre	P-value	Ordre	P-value
I(2)	0,007	I(1)	0,0015	I(1)	0,043	I(0)	0,0001	I(0)	0.0433

Source : Auteurs à partir des données de l'estimation.

Critère d'information AIC et SC

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: CREDSFD ISSF SUBPG TINF
TXCHOM

Exogenous variables: C

Date: 10/17/19 Time: 16:25

Sample: 2002 2017

Included observations: 56

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	450.5321	NA	8.46e-14	-15.91186	-15.73103	-15.84175
1	556.8236	189.8062	4.66e-15	-18.81513	-17.73012*	-18.39447*
2	573.6827	27.09507	6.37e-15	-18.52438	-16.53520	-17.75318
3	590.3423	23.79939	9.07e-15	-18.22651	-15.33315	-17.10476
4	619.9420	36.99963	8.59e-15	-18.39079	-14.59325	-16.91849
5	654.3836	36.90168	7.43e-15	-18.72798	-14.02628	-16.90514
6	696.6689	37.75476*	5.49e-15	-19.34532	-13.73943	-17.17193
7	744.6651	34.28297	3.99e-15*	-20.16661	-13.65655	-17.64267
8	777.3567	17.51340	6.82e-15	-20.44131*	-13.02708	-17.56683

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

Test Autocorrelation des erreurs

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h

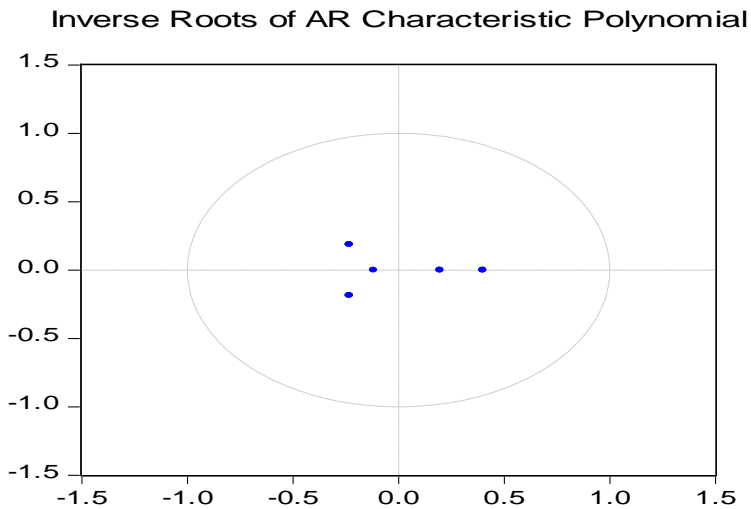
Date: 10/17/19 Time: 16:16

Sample: 2002 2017

Included observations: 98

Lags	LM-Stat	Prob
1	40.74558	0.0244
2	39.83239	0.0303
3	48.80053	0.0030
4	17.45266	0.8647
5	50.35269	0.0019

Probs from chi-square with 25 df.

**Décomposition de la variance issue du choc de l'ISSF.**

Period	S.E.	D((CREDSFD))	TXCHOM	D(SUBPG)	TINF	D(ISSF)
1	0.006429	3.160766	0.248813	4.239477	2.636677	89.71427
2	0.006788	5.545903	0.272734	7.001815	6.637292	80.54226
3	0.006834	6.237402	0.270700	6.961775	6.587659	79.94246
4	0.006838	6.275814	0.271143	6.958931	6.589609	79.90450
5	0.006839	6.275860	0.271271	6.958339	6.594161	79.90037

Cholesky Ordering: D((CREDSFD)) TXCHOM D(SUBPG) TINF D(ISSF)