

Les déterminants d'instabilité financière : Un essai de détection à partir de l'Indice de Stress Financier

[Determinants of financial instability: an attempt at detection by the Financial Stress Index]

Montassar Zayati¹ and Makram Gaaliche²

¹Laboratoire Tourisme et Développement,
Faculté des Sciences Economiques et de Gestion,
Sousse, Tunisia

²Département des Sciences Economiques,
Institut Supérieur d'Administration des Entreprises,
Gafsa, Tunisia

Copyright © 2014 ISSR Journals. This is an open access article distributed under the *Creative Commons Attribution License*, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

ABSTRACT: This article provides an empirical assessment of the relationship between financial development and institutional quality, taking into account financial instability. This instability remains one of the first symptoms of the disorder of the financial system which implies the need to highlight warning indicators to assess the soundness of the financial system and identify policy measures to reduce the risk of financial instability. The assumption is that the instability of financial development increases with financial crises. Indeed, using a panel of 13 emerging countries and a period of 15 years from 1996 to 2011, we tried to detect the impact of various external macroeconomic factors and financial instability on financial understanding by the index financial stress (ISF). The construction of this index leads to the conclusion that besides the traditional elements of institutional quality of a country plays an important role in the intensity of stress. In other words, such an indicator is crucial in the early detection of financial crises. Moreover, econometric and quantitative analysis revealed that there is a significant negative correlation between the index of financial stress on the one hand and economic growth and institutional quality by other, while is positively correlated with banking regulations. Moreover, the analysis strongly rejected the assumption of homogeneity of data on the index of financial stress in our panel, and the suggestion of a heterogeneous random individual effect model.

KEYWORDS: Financial instability, financial stress, governance, institutional quality, heterogeneous panel.

RESUME: Cet article fournit une évaluation empirique de la relation entre le développement financier et la qualité institutionnelle en prenant en compte l'instabilité financière. Cette instabilité demeure l'un des premiers symptômes du désordre du système financier ce qui suppose la nécessité de mettre en évidence des indicateurs d'alerte qui permettent d'apprécier la solidité du système financier et de détecter les mesures politiques afin de réduire les risques d'instabilité financière. L'hypothèse de départ, est que l'instabilité de développement financier croît avec les crises financières. En effet, en utilisant un panel de 13 pays émergents et une période de 15 ans allant de 1996 à 2011, on a essayé de détecter l'impact des différents facteurs macroéconomiques, externes, et financiers sur l'instabilité financière appréhendée par l'indice de stress financier (ISF). La construction de cet indice a abouti à conclure qu'à côté des éléments traditionnels, la qualité institutionnelle d'un pays joue un rôle primordial sur l'intensité de stress. En d'autres termes, un tel indicateur est déterminant dans la détection précoce des crises financières. Par ailleurs, l'analyse économétrique et quantitative a révélé qu'il existe une corrélation négative et significative entre l'indice de stress financier d'une part et le taux de croissance

économique et la qualité institutionnelle d'autre part, alors qu'il est positivement corrélé avec la réglementation bancaire. Par ailleurs, l'analyse a fortement rejetée l'hypothèse d'homogénéité des données relatives à l'indice de stress financier dans notre panel, ainsi que la suggestion d'un modèle hétérogène à effet individuel aléatoire.

MOTS-CLEFS: Instabilité financière, stress financier, gouvernance, qualité institutionnelle, panel hétérogène.

1 INTRODUCTION

La succession de crises qui a secoué la majorité des marchés émergents, a révélé la nécessité de mettre en évidence des indicateurs d'alerte, qui permettent d'apprécier la solidité du système financier, afin d'en réduire les risques d'instabilité. L'instabilité financière demeure l'un des premiers symptômes du désordre du système financier. Elle a fait l'objet d'une attention particulière, aussi bien, par la littérature économique que financière, durant les dernières décennies. A cet égard, une panoplie d'études empiriques utilise l'indice de stress financier (IFS) comme indicateur d'instabilité financière. Cet indicateur permet de fournir un signal continu de l'instabilité. En d'autres termes, il mesure l'influence des facteurs macroéconomiques, externes, financiers et institutionnels sur l'instabilité financière. Les travaux pionniers de détermination des indicateurs d'instabilité financière concluent l'importance des variables macroéconomiques réelles et financières dans le déclenchement des crises financières, des dispositifs internes de gestion des institutions financières et des marchés, de l'efficacité du dispositif de réglementation et de supervision de ces institutions ainsi que les systèmes de paiement.

Les travaux de [1] [2], [3], [4], etc, font ressortir des indicateurs de types externes, internes, financières et institutionnels, comme déterminants précurseurs des crises financières récentes. Ces études fournissent une base de données riche de crises financières dans les économies émergentes, mais ils sont moins adaptés pour mesurer le processus de propagation de stress, vu qu'ils utilisent souvent des variables binaires (0,1). Ces derniers ne fournissent pas une mesure de l'intensité de stress et ignorent l'ambiguïté des événements.

Afin de compléter les indicateurs utilisés dans la littérature, ce travail identifie des épisodes de tensions financières dans les économies émergentes, et ce en utilisant une variable composite appelée "*Emerging Markets Index du stress financier*" (*EM-FSI*). Il s'agit d'une première mesure qui fournisse des données comparables à haute fréquence sur le stress financier. Le travail s'inspire des méthodologies utilisées pour la construction de l'indice de stress financier pour les économies avancées (*AE-FSI*) proposées par [5]. Le but est d'étudier la pertinence des indicateurs d'instabilité financière dans les pays émergents, en appliquant une méthode quantitative qui permet d'incorporer plusieurs variables explicatives, et permet d'aboutir à des résultats rigoureux. Pour ce faire nous allons se référer aux modèles utilisés par [6], [7], [8] [9], [10]. L'analyse est réalisée sur un panel de 13 pays¹ et ce pour une période allant de 1996 à 2011. Notre choix est justifié par la disponibilité des données, et par le fait que ces pays ont connu de graves périodes d'instabilité financière, durant la phase de transition démocratique.

2 LE STRESS FINANCIER : UNE MESURE D'INSTABILITE FINANCIERE

Dans la littérature, le stress financier est défini, comme étant la force exercée par l'incertitude et le changement des espérances des pertes sur des agents économiques dans les marchés et les institutions financières [9], [10]. Pour [11], un épisode de stress financier est défini comme une période où le système financier est sous pression et sa capacité de servir d'intermédiation est altérée. Il peut être relatif à une interruption du fonctionnement normal des marchés financiers [12]. Selon [13], [14], [15], les caractéristiques clés du stress financier sont l'amplification de l'incertitude à propos des valeurs fondamentales des actifs et à propos du comportement des autres investisseurs, l'élévation de l'asymétrie de l'information, la baisse de la volonté de détenir des actifs risqués [13], [14], alors que pour [16], il s'agit de la baisse de la volonté de détenir des actifs illiquides.

Une panoplie d'études empiriques a dégagé les facteurs ou les indicateurs d'amplification du stress financier et l'émergence de l'instabilité financière. On peut citer les travaux de [17], [18], qui ont effectué plusieurs analyses dont l'objectif est de vérifier l'impact de l'environnement institutionnelle sur l'instabilité financière et l'émergence des crises bancaires, et ce à partir d'un échantillon des pays développées et en développement, sur la période allant de 1980-1995 et

¹ Argentine, Brazil, Chine, Colombie, Maroc, Mexique, Malaysia, Pérou, Pologne, Thaïlande, Tunisie, Türkiye, South-Africa.

1980-1997. Dans le même ordre d'idées [15], ont étudiés cette problématique sur les pays émergents sur la période 1975-1992. Réf. [19] ont réalisé une étude sur un panel de 75 pays émergents sur la période allant de 1975 à 1997. Ils concluent que les facteurs les plus robustes sont incarnés dans une croissance rapide des crédits bancaires, un ratio élevé de M2 rapporté aux réserves internationales. Dans l'étude de [18], on peut recenser les variables déterminantes suivantes : taux de croissance du PIB réel, termes de l'échange, taux d'inflation, taux de change, M2/réserves internationales et la croissance des crédits domestiques. De même [3], ont identifié 103 indicateurs de crise, dont les plus intéressants et significatifs sont : réserves de changes internationales, taux de change réel, crédits domestiques, crédits accordés au secteur public, taux d'inflation, balance commerciale, croissance de la masse monétaire, M2/réserves de change, taux de croissance du PIB réel et le déficit fiscal. D'une façon similaire, [20] ont fait appel au taux de croissance de l'économie, taux de croissance de la population, les dépenses publiques, l'inflation, le taux de change réel, taux d'ouverture de l'économie, pour expliquer les crises bancaires. Réf. [21] ont mené une étude sur 92 pays sur la période 1970 à 1997 et concluent que les variables macroéconomiques et financières concomitamment sont des bons déterminants des crises systémiques et de meilleurs indicateurs de stress financier.

Réf. [22], [23] etc... ont examiné la contribution de l'environnement institutionnelle sur l'instabilité financière et les crises bancaires. Ils arrivent à conclure que la présence d'un environnement institutionnel bien équilibré tend à réduire la probabilité des crises et fait diminuer les volatilités sur le marché financier dans son ensemble. En outre, on peut ajouter les travaux de [24], [25], [26], [27], [28], [29], etc., ces travaux stipulent que les crises récentes des pays émergents sont expliquées par la volatilité des taux d'intérêt, des taux de change et par les termes de l'échange. Elles s'expliquent encore par un environnement macroéconomique instable, des réserves internationales en devises, un volume important des crédits bancaires accordés aux investisseurs et par une baisse excessive du taux de croissance de l'économie. Certes, les indicateurs de stress utilisés varient d'une étude à une autre, que ce soit au niveau de la méthode de calcul utilisée ou, au niveau des indicateurs qui entrent dans sa composition. C'est le but de notre travail où, nous essayons de construire un indice de stress financier fiable, tout en examinant l'influence des déterminants macroéconomiques, externes, financiers et institutionnels sur lui.

3 INDICE DE STRESS FINANCIER : DESCRIPTION ET METHODOLOGIE DE CONSTRUCTION

Le but dans cette section est de construire un Indice de Stress Financier capable de capter les caractéristiques clés du stress financier. Ce dernier présente une mesure d'instabilité financière. Nous allons présenter ainsi la construction d'un indice de stress financier pour le système financier d'Amérique Latine et les pays Asiatiques. La méthode retenue suit la logique des études de [9], [30], [31], [32], et plus récemment [33].

Nous utilisons des données quotidiennes. L'ISF donne des informations sur la stabilité du système en reflétant son degré de solidité. Pour se faire, l'ISF sera composé de sous-indices associés aux marchés bancaires, boursiers et de change. Une fois les indicateurs ont été sélectionnés, on doit les agréger en un seul indice de stress financier. Le calcul de FSI se base sur des observations quotidiennes du marché financier afin de capturer la continuité du stress financier. Les données sont de haute qualité.

On se réfère aux travaux de [11]. L'ISF comprend cinq variables, qui sont agrégés dans un indice global afin de capturer des conditions de crédit dans les trois segments du marché financier à savoir : les marchés bancaires, les marchés des valeurs mobilières, et les marchés de changes. Les quatre composantes de l'ISF sont : "bêta du secteur bancaire», notée β , les rendements des marchés boursiers, la volatilité des rendements du marché boursier et un index de pression du marché de change (EMPI), tels que :

- Le bêta du secteur bancaire

Le bêta mesure la quantité des risques systématiques d'un actif (risque non diversifiable). Elle représente la corrélation de la rentabilité d'un actif avec celle du marché. Il se traduit mathématiquement par la pente de la droite de régression des rentabilités de l'actif contre celle du marché. Cette composante capte l'incertitude à propos des valeurs fondamentales et du comportement des investisseurs, ainsi que l'asymétrie de l'information qui peuvent régner sur le marché bancaire. Par ailleurs, le bêta du marché est par définition égale à 1.

Le calcul du bêta est comme suit (Financial bêta) noté $\beta_t = \frac{COV(r_t^M, r_t^B)}{\sigma_M^2}$.

Avec :

- r : le rendement annuel du secteur bancaire (B) ou du marché (M).
- $cov(r_t^M, r_t^B)$ = Covariance de la rentabilité de l'actif bancaire (B) avec celle du marché.
- σ_M^2 = Variance de la rentabilité du marché.

Selon cette suggestion, la prime de risque de l'actif est corrélée relativement à son bêta. Cela suppose que chaque cours boursier doit être repéré sur la droite d'ajustement linéaire qui relie le titre sans risque au portefeuille du marché. Cette droite est appelée, bien sur, droite de MEDAF. Ainsi, un bêta supérieur à 1 prouve que la covariance entre le titre et le marché est supérieur à la volatilité de ce dernier et par suite le secteur bancaire relatif à ce titre est plus risqué que le portefeuille du marché. D'ailleurs, on peut conclure que les actions du secteur bancaire varie plus que proportionnellement au marché global. Cependant, pour canaliser le stress financier du secteur bancaire, [11] a suggéré que le bêta ne sera enregistré que lorsque les rendements sont inférieurs au rendement du marché global.

- Les rendements du marché boursier : toute baisse des rendements boursiers est considérée comme une hausse du stress relatif au marché. D'ailleurs, toute baisse de rendement peut provoquer une baisse dans l'appétit du risque chez les investisseurs. Ainsi, la fuite vers la liquidité et vers la qualité seront observées. C'est pour cette raison que Les changements des rendements boursiers mensuels seront multipliés par -1.
- La volatilité du marché boursier : mesurée par la moyenne déplacée au carré des six mois en arrière d'un mois à l'autre des rendements du marché boursiers. La hausse de la grande volatilité du marché boursier implique l'asymétrie de l'information et la fuite vers la liquidité des investisseurs et l'incertitude à propos des valeurs fondamentales.
- La volatilité du marché de change : mesurée par l'indice de pression spéculative sur le marché de change. La première méthode de mesure est construite à partir d'une moyenne pondérée de variations observées du taux de change, des pertes des réserves internationales et des mouvements significatifs du taux d'intérêt [34], [35]. Une moyenne pondérée parce que ses composantes ont des variances conditionnelles inégales, les mouvements des réserves et le taux de change sont normalisés par leurs écarts types. Les pondérations sont constituées pour tenir compte de la volatilité de chaque variable, si bien que chaque variable a la même influence dans l'indice.

La deuxième méthode est proposée par [36], [3], [37], [38]. L'indice de pression est égal à une moyenne pondérée des taux de change et des réserves internationales. Une troisième méthode de calcul est proposée par [39], [40]. L'indice de pression spéculative sur le marché de change est déterminé sur la base des variations des taux de changes.

C'est la deuxième catégorie d'indice qui est la plus utilisée dans le cas des pays émergents et ceux en développement car dans ces derniers, la littérature économique considère que les taux d'intérêt sont rarement déterminés par les marchés et elle n'est pas considérée comme déterminante lors de prise de décision d'investissement. Alors, ils ne peuvent pas être utilisés comme une composante de l'indice de pression spéculative. C'est la deuxième catégorie d'indice qui sera utilisée dans le cas de notre étude [41].

L'indice de pression spéculative sur le marché de change est calculé comme suit:

$$PMC_{it} = \frac{1}{\sigma_{DTCR}} * \text{Log} \frac{TCR_t}{TCR_{t-1}} - \frac{1}{\sigma_{DRES}} * \text{Log} \frac{RES_t}{RES_{t-1}}$$

Avec :

PMC : L'indice de pression spéculative sur le marché de change

TCR : Taux de change réel, la hausse de TCR se traduit par une dépréciation de la monnaie nationale.

RES : Réserves internationales de change.

σ_{DTCR} : écart-type de $\text{Log} \left(\frac{TCR_t}{TCR_{t-1}} \right)$.

σ_{DRES} : écart-type de $\text{Log} \left(\frac{RES_t}{RES_{t-1}} \right)$

4 MODELISATION ET ANALYSE DESCRIPTIVE AIS DE PUBLICATION

Pour bien tester la pertinence des déterminants d'instabilité financière et leurs effets sur l'accentuation de la pression financière, nous allons privilégier l'approche quantitative des variables retenues dans notre analyse. Pour ce faire, nous allons nous référer aux modèles utilisés par [6], [7], [11],[42], [43]. Dans leurs travaux de recherches, ces auteurs ont testé la

pertinence des indicateurs d'instabilité financière et des crises bancaires ainsi que leurs éventuelles influences sur l'indice de stress financier. Notre contribution par rapport à ces études consiste notamment à incorporer les variables de réglementation bancaire et de qualité institutionnelle.

Le modèle à estimer est le suivant :

$$ISF_t = \alpha_0 + \beta_1 EGROW_t + \beta_2 INF_t + \beta_3 QI_t + \beta_4 OPEN_t + \beta_5 M2RES_t + \beta_6 REG_t + \beta_7 MGROW_t + \beta_8 DEBT_t + \varepsilon_t$$

- ✓ L'inflation, INF
- ✓ Le taux de croissance de l'économie, EGROW
- ✓ Les termes de l'échange rapporté au PIB (Openess), OPEN
- ✓ M2 rapporté aux réserves internationales, M2RES
- ✓ La dette externe à court terme, DEPT
- ✓ Le taux de croissance de la masse monétaire (Money Growth), MGROW
- ✓ La réglementation bancaire, REG
- ✓ La qualité institutionnelle, QI

Tableau 1. Statistiques Descriptive

	ISF	QI	REG	DEBT	EGROW	INF	M2RES	MGROW	OPEN
Mean	-0.081	-0.189	61.152	20.788	4.392	7.385	4.319	16.241	34.500
Median	-0.909	-1.398	43.831	17.809	4.817	4.214	3.665	14.291	27.829
Maximum	11.365	16.847	165.72	69.58	14.20	85.733	31.127	116.54	110.203
Minimum	-3.917	-9.954	10.49	1.052	-10.89	-1.408	1.189	-19.436	7.466
Std. Dev.	2.822	5.094	44.563	12.045	3.838	12.56	2.879	15.57	22.772
Skewness	1.421	1.301	0.754	1.522	-0.907	4.425	4.581	3.806	1.693
Kurtosis	5.35	4.694	2.136	5.228	5.007	24.498	38.59	21.844	5.342
JB	117.91	83.544	25.985	123.35	63.42	4684.15	11706.65	3579.69	146.91
Prob	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Le test de Jarque et Bera, fondé sur la notion du Skewness (asymétrie) et du Kurtosis (aplatissement), permet de vérifier la normalité de la distribution statistique des rendements.

$$\text{Skewness (S)} : \beta_1 = S = \frac{\mu_3}{\mu_2^{3/2}}$$

$$\text{Kurtosis (K)} : K = \beta_2 = \frac{\mu_4}{\mu_2^2}$$

Avec $\mu_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^k$ est le moment centré d'ordre k.

$$JB = (n/6) S^2 + (n/24) (k - 3)^2 \sim \chi^2(2)$$

Donc, si $JB > \chi^2(2)$ alors, on rejette l'hypothèse (H_0) de normalité des résidus au seuil (α). Ce qui a été validé et montré selon les résultats du test de JB pour tous les indices financiers, bancaires et institutionnelles. En effet, tous les statistiques de JB sont largement supérieur à $\chi^2(2)$. D'ailleurs, tous les Prob(JB) sont nulles et inférieur au seuil ($\alpha = 5\%$). Ce qui nous permet d'utiliser les modèles de régression linéaire et les modèles paramétriques.

Le tableau 1 révèle aussi, que le taux de croissance économique moyen de l'échantillon sur la période étudiée est de 4,39%. La valeur minimale moyenne du taux de croissance économique est enregistrée en Argentine en 2002 (-10,89%), tandis que le maximum est en Chine en 2007 (14,2%). En ce qui concerne l'indice de stress financier, la Thaïlande enregistre les valeurs maximales de (11,36%). La moyenne de cet échantillon est de (-0,08). Un niveau faible de stress est signe de calme. Plus il est en augmentation plus les tensions financières s'accroissent. Un taux moyen de -0,08, que nos pays l'ont subis, montre bien qu'ils ne risquent pas d'être affecté par la crise financière internationale mais plutôt ils ont pu en tirer profit.

En ce qui concerne la corrélation entre les variables (tableau 2), deux constats méritent d'être faits. D'abord, on remarque que tous les coefficients de corrélations sont très faibles : ce qui diminue et presque néglige la présomption de colinéarité entre les variables. Une autre remarque porte sur la corrélation négative et significative au seuil de 5% entre l'indice de stress financier d'une part et les variables EGROW et QI d'autre part. On note également une corrélation positive et significative entre l'indice de stress financier et le REG. Quant à l'inflation, elle est négativement corrélée aussi bien aux variables de

développement financier qu'au taux de croissance économique et bien sûr comme attendu il est positivement corrélé à l'indice de stress financier.

Tableau 2. Analyse de Corrélation

Correlation	ISF	QI	REG	DEBT	EGROW	INF	M2RES	MGROW	OPEN
ISF	1								
QI	-0.14599	1							
REG	0.15000	0.38210	1						
DEBT	0.02947	0.25555	0.6210	1					
EGROW	-0.13944	0.04460	0.0713	0.21088	1				
INF	0.02470	-0.08921	-0.2702	-0.0201	-0.08803	1			
M2RES	0.07509	-0.10256	0.3879	0.18119	-0.02673	-0.025	1		
MGROW	-0.05945	-0.07494	-0.1977	0.06481	0.08400	0.8492	0.0037	1	
OPEN	0.04892	0.56099	0.5739	0.27551	0.03938	-0.179	-0.1473	-0.1973	1

Calcul de l'auteur.

5 MODELISATION PAR L'ÉCONOMETRIE DES PANELS STATIQUES

A Nous examinerons le rapport entre stress financier et les indicateurs de développement financier ainsi que la qualité institutionnelle.

$$ISF_t = \alpha_0 + \beta_1 EGROW_t + \beta_2 INF_t + \beta_3 QI_t + \beta_4 OPEN_t + \beta_5 M2RES_t + \beta_6 REG_t + \beta_7 MGROW_t + \beta_8 DEBT_t + \varepsilon_t$$

La première étape à établir pour un échantillon de données de panel est de vérifier si l'échantillon est harmonieux ou présente des différences significatives. On parle, ainsi, de l'hétérogénéité du panel. De plus, on peut parler d'hétérogénéité des données et d'hétérogénéité des comportements. La phase de test de spécification revient, sur le plan financier, à déterminer si on est en droit de supposer des fonctions de stress financiers totalement identique pour tous les pays (modèle Pooled). Dans ce cas, les élasticités des facteurs explicatifs (variables exogènes) sont identiques ($\beta_i = \beta$); et le niveau moyen de stress est lui aussi identique pour tous les pays ($\alpha_i = \alpha$).

Toutefois, lorsqu'on travaille sur des séries agrégées, il est peu probable que les variables étudiées soient strictement identique pour tous les pays étudiés. Si ce n'est pas le cas, il n'existe a priori aucune structure commune entre les pays, et donc l'utilisation des données de panels ne se justifie pas et peut même conduire à des biais d'estimation. On doit, alors, estimer stress financier pays par pays. En revanche, s'il existe bien une relation identique pour tous les pays, alors la source d'hétérogénéité ne peut provenir que des constantes α_i . Or, ceci n'est pas garanti dans la réalité. Evidemment, des multiples facteurs comme la position géographique, le climat financier du pays, ... pouvaient conduire à des différences structurelles de niveau de stress entre les pays. Dans ce cas, le niveau moyen de stress (ou le stress autonome des facteurs), déterminé par $E(\alpha_i + \varepsilon_{it}) = \alpha_i$; varie selon les pays même si la structure d'élasticité est la même. Entre ces deux cas extrêmes, il convient surtout d'identifier la source d'hétérogénéité pour bien spécifier le modèle.

5.1 TEST DE SPÉCIFICATION

- Hétérogénéité des Données

La première chose à analyser, avant de débiter l'estimation des coefficients du modèle, est celle d'hétérogénéité des données et des comportements pour savoir quelles méthodes d'estimation utiliser. Ainsi, pour une variable donnée, on peut valider qu'il y a homogénéité des données si la distribution de cette variable dans le temps est très proche ou similaire d'un individu à un autre. En d'autres termes, pour la même variable, les moyennes individuelles doivent être identiques. Dès lors, nous pouvons, à partir de l'analyse de la variance, estimer un indicateur permettant d'évaluer le degré d'homogénéité des données.

En effet, la variabilité totale de la variable endogène à étudier (Y) représentée par le terme TSS et qui indique la somme des carrés totales (TSS : Total Somme Square), peut être décomposée comme la somme :

- de sa variabilité inter-individuelle : BSS (Between Somme Square)

- de sa variabilité intra-individuelle : WSS (Within Somme Square)

$$TSS_{YY} = WSS_{YY} + BSS_{YY}$$

$$\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (Y_{it} - \bar{Y})^2 = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (Y_{it} - \bar{Y}_{i0})^2 + T \sum_{i=1}^N (\bar{Y}_{i0} - \bar{Y})^2$$

Où \bar{Y} est la moyenne générale de Y :

$$\bar{Y} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T Y_{it}$$

Et

$$\bar{Y}_{i0} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T Y_{it}$$

La variabilité totale de Y peut donc être interprétée comme la somme de la variabilité entre les moyennes individuelles et de la variabilité dans le temps des Y par rapport à leurs moyennes individuelles. Ce qui est dit ici de la variabilité de Y peut l'être tout aussi bien de n'importe quelle autre variable ou même de la covariabilité de X et Y.

Deux cas particuliers méritent d'être signalés :

- S'il y a parfaite homogénéité des données, les moyennes individuelles de Y sont identiques entre elles et identiques à la moyenne générale. Dans ce contexte, la variabilité inter-individuelle BSS_{YY} de Y est nulle et la variabilité totale est égale à la variabilité intra-individuelle (WSS_{YY}).
- Si, en revanche, pour un même individu, la valeur de Y est stable dans le temps, c'est-à-dire elle est toujours égale à sa moyenne, alors la variabilité intra-individuelle est nulle et la variabilité totale égale à la variabilité inter-individuelle (BSS_{YY}).

Le but de cette première analyse est, en fait, de décider s'il est utile ou non d'introduire la dimension temporelle dans le panel. En effet, si pour le même individu, la variabilité de Y évolue faiblement dans le temps, alors on pourra travailler en coupe instantanée sans recourir aux modèles temporelles du panel. Il suffit d'utiliser les moyennes individuelles sur toute la période.

La spécification de cette analyse pour l'indice de stress financier dans notre panel a été réalisée par le biais du test de Fisher de décomposition de la variance du logiciel Eviews 7.1. Les résultats présentés dans le tableau 3 montrent qu'on peut rejeter fortement l'hypothèse nulle d'égalité des moyennes individuelles, ce qui implique que la part de la variabilité interindividuelle est forte au sein de la variabilité totale. Il y a, donc, hétérogénéité des données relatives à l'indice de stress financier.

Tableau 3. Test d'Homogénéité des Données

Test for Equality of Means of ISF				
Categorized by values of PAYS				
Sample: 1996 2011				
Included observations: 208				
Method	df	Value	Probability	
Anova F-test	(12, 195)	4.326910	0.0000	
Welch F-test*	(12, 75.7104)	5.311602	0.0000	
*Test allows for unequal cell variances				
Analysis of Variance				
Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.	
Between	12	346.6835	28.89029	
Within	195	1301.993	6.676888	
Total	207	1648.677	7.964621	
Category Statistics				
PAYS	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err.of Mean
ARG	16	-0.384317	1.802119	0.450530
BRA	16	-0.653834	1.507335	0.376834
CHN	16	0.275959	2.440192	0.610048
COL	16	-1.011218	1.850995	0.462749
MAR	16	0.099649	1.947712	0.486928
MEX	16	-0.857121	2.147544	0.536886
MYS	16	-0.515329	2.855566	0.713891
PER	16	-0.207459	2.489572	0.622393
POL	16	-0.796819	2.066048	0.516512
THA	16	0.386443	4.745611	1.186403
TUN	16	4.108535	2.238651	0.559663
TUR	16	-1.096641	2.766292	0.691573
ZAF	16	-0.398166	3.112566	0.778141
All	208	-0.080794	2.822166	0.195682

Source : Calcul de l'auteur

- Hétérogénéité des Comportements

Plusieurs configurations sont disponibles :

- Les constantes α_i et les paramètres β_i sont identiques. On qualifie ce panel de panel homogène (pooled).
- Les N constantes α_i et les N vecteurs de paramètres β_i sont différents selon les individus. On a donc N=13 (selon le nombre de pays) modèles différents, on rejette la structure de panel.
- Les N constantes α_i sont identiques, $\alpha_i = \alpha$; tandis que les paramètres β_i diffèrent selon les individus. Dans ce cas, tous les coefficients du modèle, à l'exception des constantes, sont différents selon les individus. On a donc N modèles différents.
- Les N vecteurs de paramètres β_i sont identiques, $\beta_i = \beta$; tandis que les constantes α_i diffèrent selon les individus. On obtient un modèle à effets individuels.

Pour discriminer ces différentes configurations et pour s'assurer du bienfondé de la structure de panel, il convient d'adopter une procédure de tests d'homogénéité emboîtés. La procédure générale de test présentée est décrite sur la figure suivante :

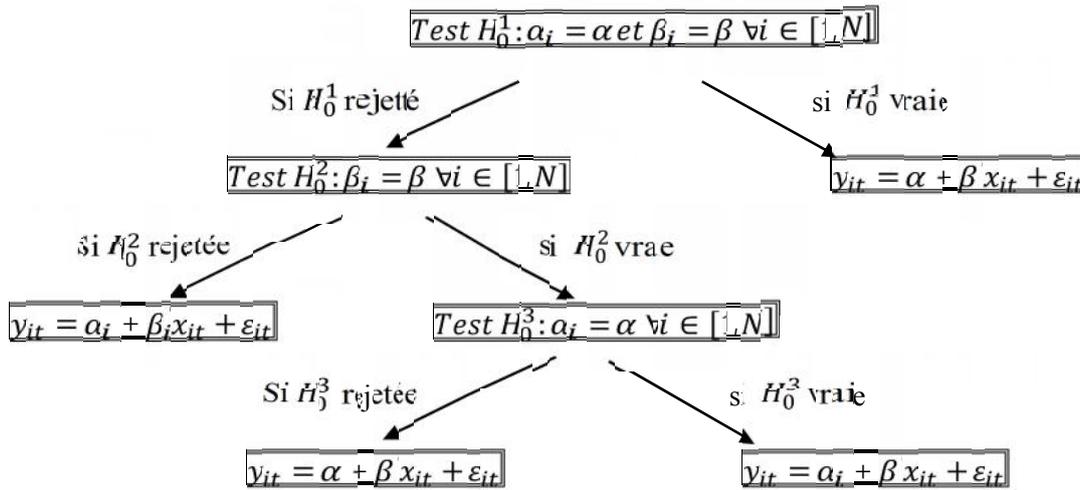


Fig. 1. Procédure Générale du test d'homogénéité

5.2 TEST D'HOMOGENEITE GLOBALE (H0^1)

Il s'agit de tester le test suivant :

$$\text{Test } H_0^1: \alpha_i = \alpha \text{ et } \beta_i = \beta \forall i \in [1, N]$$

La statistique utilisée est celle de Fisher : $F_{c1} = \frac{(SCR_c - SCR) / (N-1)(K+1)}{SCR / [NT - N(K+1)]}$

Avec :

- N=13 pays, K= 8 variables exogènes et T = 16 années.
- SCR c'est la somme des carrés résiduels du modèle (1) : $y_{it} = \alpha_i + \beta_i' X_{it} + \varepsilon_{it}$ $SCR = \sum_{i=1}^N SCR_i$ pour chaque individu (pays).
- SCR_c est celle du modèle contraint (modèle d'homogénéité totale ou *pooled*) : elle est calculée en estimant le modèle sur l'échantillon complet à NK paramètres. $y_{it} = \alpha + \beta' X_{it} + \varepsilon_{it}$.

Ainsi pour notre modèle les résultats sont les suivantes : $SCR_c = 1451,120$ et $SCR = \sum_{i=1}^{13} SCR_i = 100,344$.

$$\text{Donc } F_{c1} = \frac{(SCR_c - SCR) / (N-1)(K+1)}{SCR / [NT - N(K+1)]} = \frac{1451,12 - 100,344 / (12 \cdot 9)}{100,344 / [208 - 13(9)]} = 11,339$$

La statistique ainsi calculée est supérieure à F(108 ; 91) du tableau de Fisher ; on rejette alors l'hypothèse H_0^1 d'une parfaite homogénéité du modèle et on passe au deuxième test.

5.3 TEST D'HOMOGENEITE DES COEFFICIENTS B_i (H0^2)

Le test est le suivant :

$$\text{Test } H_0^2: \beta_i = \beta \forall i \in [1, N]$$

La statistique du test est la suivante : $F_{c2} = \frac{(SCR'_c - SCR) / (N-1)K}{SCR / [(NT - N(K+1))]}$

Avec :

- SCR'_c est la somme des carrés résiduelles du modèle contraint à effet individuels :

$$y_{it} = \alpha_i + \beta' X_{it} + \varepsilon_{it}$$

Ici les estimateurs (*Within*) des paramètres α_i et σ sont obtenus en centrant les variables sur les moyennes individuelles respectives. C'est le même que l'estimateur à effet fixe donné par Eviews ou l'estimateur *Last Squared Dummy Variable* (LSDV) calculé par le logiciel TSP.

Les résultats d'estimation dans notre modèle sont les suivantes : $SCR'_c = 218,276$

$$F_{c2} = \frac{(SCR'_c - CR)/(N-1)K}{SCR'/[NT-N(K+1)]} = \frac{(218,276 - 1(0,344))/(12 \cdot 3)}{100344/[208 - 13(9)]} = 2,97.$$

Cette valeur est inférieure à celle du tableau de Fisher pour les degrés de liberté $u_1 = 36$ et $u_2 = 91$. Ainsi, on accepte l'hypothèse H_0^2 et on admet le modèle de panel avec homogénéité des coefficients β_i et on passe au test suivant d'homogénéité des coefficients α_i .

5.4 TEST D'HOMOGENEITE DES CONSTANTES $A_i(H_0^3)$

$$Test H_0^3: \alpha_i = \alpha \forall i \in [1, N]$$

La statistique de ce test est la suivante :

$$F_{c3} = \frac{(SCR'_c - SCR'_c)/(N-1)}{SCR'_c/[N(T-1)-K]} = \frac{(145,120 - 18276)/12}{218,276/[13(15)-9]} = 87,547 > F(12; 186)$$

On rejette, alors, l'hypothèse H_0^3 pour opter à un modèle de panel à effet individuel causé par l'hétérogénéité de la constante α_i . Il ne reste maintenant qu'à déterminer la nature de cet effet par le test d'Hausman.

5.5 TEST D'HAUSMAN

C'est un test qui sert à discriminer les effets fixes et aléatoires des effets individuels dans un modèle des données en panel. Il s'agit de tester la présence éventuelle d'une corrélation ou d'un défaut de spécification (corrélation entre des effets individuels et des variables explicatives). Le test est le suivant :

$$\begin{cases} H_0^4: E(\alpha_i / X_i) = 0 \\ H_1^4: E(\alpha_i / X_i) \neq 0 \end{cases}$$

sous l'hypothèse H_0^4 , les effets individuels sont aléatoires, alors la méthode adéquate pour l'estimation est la Méthode des Moindres Carrés Généralisés (MCG). Sinon, sous l'hypothèse H_1^4 , l'estimateur utilisé est l'estimateur *Within*. La statistique du test est la suivante :

$$H = (\beta_{MCG} - \beta_{LSDV})' [Var(\beta_{MCG} - \beta_{LSDV})]^{-1} (\beta_{MCG} - \beta_{LSDV})$$

Les résultats d'estimation étaient les suivantes :

Tableau 4. Estimation du Stress Financier : Estimation Within – MCQG

Variables	Within (LSDV)	MCG
Cte		-0.870127*
QI	-0.095153*	-0.150112***
REG	0.058814***	0.040228***
DEBT	0.004187	-0.006948
EGROW	-0.012262	-0.092257*
INF	0.101650***	0.127121***
M2RES	0.095298	0.053478
MGROW	-0.041731**	-0.061894***
OPEN	-0.107283***	-0.150112*
Test d'Hausman	-	17.475357
P-value		(0.0255)**

Les valeurs entre parenthèses sont les t-statistic.

*, ** et *** sont les significativités respectivement à 10%, 5% et 1%.

Source : Calcul de l'auteur

La statistique du test d'Hausman est égal à 17.475 et présente une probabilité statistique de 0,0255 donc on va rejeter l'hypothèse H_0 , et opter pour un modèle de panel à effet aléatoire. Ainsi, en utilisant la méthode des données de panel statique pour 13 pays sur la période 1996-2011, on obtient les résultats présentés dans le tableau ci-dessus. Ce tableau, résume la régression de la variable ISF, reflétant le degré de stress financier, et des variables de contrôle prises dans ce modèle. On constate, à l'issue de ces résultats, que le coefficient de la variable qualité institutionnelle est significativement différent de zéro et négatif. Ainsi, toute amélioration de cette dernière permet une diminution du stress financier. De ce fait, les résultats de cette estimation sont importants puisqu'ils viennent confirmer l'existence d'une relation significative entre ces deux indicateurs, ce qui corrobore les travaux [3], [44], [45], [46].

D'un autre côté, on remarque que la croissance économique présente un effet discriminant et significativement négatif à long terme sur le stress et l'instabilité financière. Le même résultat est déduit pour le facteur de croissance de la masse monétaire. Deux autres facteurs ont un effet discriminant sur l'explication du stress financier mais positivement, à savoir l'inflation et la réglementation du secteur bancaire. Ce dernier résultat implique que toute amélioration de l'un de ces deux facteurs entrainera une croissance du stress financier.

6 CONCLUSION

Une panoplie d'études empiriques a dégagée les facteurs ou les indicateurs d'amplification du stress financier et l'émergence de l'instabilité financière. Ces investigations nous renseignent sur la fragilité de l'environnement macroéconomique, financière et institutionnelle. C'est ainsi que la plus part des économies émergentes et en voie de développement ont procédé à la mise en application des réformes afin de normaliser leurs économies.

De notre part, nous avons essayé dans cette étude d'examiner l'influence des déterminants macroéconomiques, financiers et institutionnels sur l'indicateur d'instabilité financière mesuré par l'indice de stress financier. Nous avons utilisé une méthodologie d'analyse descriptive et de panel statique sur un panel de 13 pays parmi les pays émergents et développés sur une période de 15 ans de 1996 à 2011. En somme, l'examen des résultats trouvés, corrobore bien l'acceptation de notre première hypothèse de recherche selon laquelle l'instabilité financière a pour origine les déterminants macros et micros économiques, externes, financières et institutionnels. En effet, on a pu déceler particulièrement que les coefficients de qualité institutionnelle et de croissance économique sont des facteurs discriminants du stress financier avec effet négatif. Ainsi, toute amélioration de ces derniers permet une diminution du stress financier.

Certes, l'étendue du système financier, qui regroupe des éléments aussi divers que les institutions financières, les marchés financiers et les systèmes de compensation et de réglementation, laisse entrevoir de nombreuses sources possibles de stress. C'est pourquoi le stress financier devrait être mesuré en repérant les différents indicateurs macroéconomiques, financiers et institutionnels et les considérer comme déterminants précurseurs des crises bancaires.

REFERENCES

- [1] M.Goldstein and P. Turner, "Banking Crises in Emerging Economies: Origins and Policy Options," *Bank for International Settlements Economic Paper*, no. 46, 1996.
- [2] B. Eichengreen and A. Rose, "Staying Afloat When the Wind Shifts: External Factors and Emerging-Market Banking Crises," *NBER Working Paper*, no.6370,1998.
- [3] K. Graciela, and C. M. Reinhart, "On Crises, Contagion, and Confusion," *University Library of Munich, Germany*, 1998.
- [4] D.K. Asli and E. Detragiache, "Banking Crises Around the World: Are There Any Common Threads." *IMF Staff Papers*, 1998.
- [5] R. Cardarelli, S. Elekdag and S. Lall, "International Monetary Fund. Asia and Pacific Dept, Financial stress, downturns, and recoveries," *IMF Working Paper*, no.9, 2009.
- [6] S.O. Fadar, "Banking Sector Liquidity and Financial Crisis in Nigeria", *International Journal of Economics and Finance*, Vol. 3, no. 5, 2011
- [7] C.T.Albulescu, "Romanian financial system dynamics: an aggregate stability index analysis," *MPRA Paper*, no. 16754, 2009.
- [8] V. O. Mikhail, "SAFE: An Early Warning System for Systemic Banking Risk", *Federal Reserve Bank Working Paper*, no. 11,2011.
- [9] M. Illing and Y. Liu, "An index of Financial Stress for Canada" Banque Nationale de Canada Working Paper, no. 14, 2003
- [10] M.Illing and Y. Liu, "Measuring financial stress in a developed country: An application to Canada," *Journal of Financial Stability*, vol.2, no.4, 2006.

- [11] R. Balakrishnan, S. Danninger, S. Elekdag, and I. Tytell, "The Transmission of Financial Stress from Advanced to Emerging Economies", *IMF working paper*, no.9, 2009.
- [12] C.S. Hakkio and W.R. Keeton, "Financial Stress: What Is It, How Can It Be Measured, and Why Does It Matter?", *Economic Review*, second quarter, 2009.
- [13] F. Rötheli, *Banking Principles, Bank Competition and the Credit Boom of the 1920s*, Department of Economics, University of Erfurt, 2010.
- [14] D.G Baur and B.M. Lucey, "Flights and Contagion—An Empirical Analysis of Stock-Bond Correlations," *Journal of Financial Stability*, Vol.5, 2009.
- [15] M. Dungey, M. MacKenzie, and V. Smith, "Empirical evidence of jumps in the term structure of the U.S. treasury market", *Journal of Empirical Finance*, no.16, 2009.
- [16] D. Easley and M. O'Hara, (2010): "Liquidity and valuation in an uncertain world", *Journal of Financial Economics*, no.97, 2010.
- [17] A. Dmirgüç-kunt and E. Detragiache, "The determinants of banking crises in developing and developed countries", *IMF Working Papers*, vol. 45, no.1, 1998.
- [18] A. Dmirgüç-kunt and E. Detragiache, "Does Deposit Insurance Increase Banking System Stability? An Empirical Investigation", *Journal of Monetary Economics*, no.49, 2002.
- [19] B. Eichengreen and C. Arteta, "Banking Crises in emerging markets: presumptions and evidence", *Centre for International and Development Economics Research Working Papers*, no.115, 2000.
- [20] R. Ranciere, A. Tornell and F. Westermann "Decomposing the effects of financial liberalization: Crises vs. Growth", *Journal of Banking & Finance*, no.30, 2006.
- [21] E. Falcetti and M. Tudela, "What do Twins Share? A Joint Probit Estimation of Banking and Currency Crises", *Economica*, vol.75, no. 298, 2008.
- [22] M. Gil and D. Kaufman, "Transparency, Liberalization and Banking Crises", *World Bank Policy Research Working Paper*, no. 2286, 2000.
- [23] C. Sinapi, "Fondements institutionnels de la fragilité institutionnelle dans l'approche minskyenne : application au cas des pays émergents libéralisés", *Colloque Economie Politique de la Gouvernance*, Université de Bourgogne, Dijon, 2-3 décembre, 2005.
- [24] F.S. Mishkin and J. Simon, "An Empirical Examination of the Fisher Effect in Australia," *NBER Working Papers*, no 5080, 1997.
- [25] P. Pasquariello, "The anatomy of financial crises: Evidence from the emerging ADR market," *Journal of International Economics*, vol.76, no.2, 2008.
- [26] P. Artus, J.P. Betbèze, C. Boissieu et G.C. Blancard, "Les crises de subprimes", *Conseil d'analyse économique*, 2008.
- [27] Trachtman J. P., *The economic structure of international law*, 4th ed, Harvard University Press, 2009.
- [28] A. K. Rose and M. M. Spiegel, "Cross-Country Causes and Consequences of the 2008 Crisis: International Linkages and American Exposure", *Pacific Economic Review*, vol.15, no.3, 2010.
- [29] A. K. Rose and M.M. Spiegel, "Cross-Country Causes and Consequences of the Crisis: An Update", *European Economic Review*, vol. 55, no.3, 2011.
- [30] D. Calin, "Implications de l'unification monétaire européenne sur les pays candidats à l'adhésion: le cas de la Roumanie" *Thèse de doctorat*, Université de Poitiers, 2004.
- [31] A. Gersl and J. Hermanek, "Financial Stability Indicators: advantages and disadvantages of their use in the Assessment of the Financial System Stability", *Financial Stability Report*, Czech National Bank, 2006.
- [32] C.T. Albuлесcu, "Romanian financial system dynamics: an aggregate stability index analysis", *MPRA Paper*, no. 16754, 2008.
- [33] V.O. Mikhail, "An Early Warning System for Systemic Banking Risk", *FRB working paper*, no.11, 2011.
- [34] E. Barry, A. Rose, and C. Wyplosz, "Speculative Attacks on Pegged Exchange Rates: An Empirical Exploration with Special Reference to the European Monetary System," *NBER Working Papers*, no. 4898, 1994.
- [35] E. Barry, A. Rose, and C. Wyplosz, "Exchange Market Mayhem: The Antecedents and Aftermath of Speculative Attacks," *Economic Policy*, no.21, 1998.
- [36] J. Sachs, A. Tornell and A. Velasco, "Financial Crises in Emerging Markets: The Lessons from 1995," *Brookings Paper*, vol. 27, no.1, 1996.
- [37] A. Cartapanis, V. Drosy and S. Mametz, "Crises de change et indicateurs de vulnérabilité", *Économie internationale*, no. 76, 1998.
- [38] K. Schindler, "The Contributions of Domestic and External Factors to Emerging Market Devaluation Crises: An Early Warning Systems Approach," *International Finance Discussion Papers*, no. 711, 2002.

- [39] J.A. Frankel and A.K. Roseb, "Currency crashes in emerging markets: An empirical Treatment", *Journal of International Economics*, no.41,1996.
- [40] I.Goldfajin and R.O. Valdes, "Capital Flows and the Twin Crises: The Role of Liquidity", *IMF Working Paper*, no. 97, 1997.
- [41] G. Lanc, and D. Roper, "A Monetary Model of Exchange Market Pressure Applied to the Postwar Canadian Experience," *American Economic Review*, no.67,1977.
- [42] K. Aykut, "Excessive Risk-Taking, Banking Sector Fragility, and Banking Crises," *University of Illinois at Urbana-Champaign Working Papers*, no.02-0114, 2002.
- [43] E. Lambregts and D. Ottens, "The Roots of Banking Crises in Emerging Market Economies: A Panel Data Approach", *DNB Working Paper*, vol. 84, 2006.
- [44] S.Edwards, "Capital Controls, Sudden Stops and Current Account Reversals", *NBER Working Paper*, no.11170,2009.
- [45] T. Komulainen and J. Lukkarila, "What drives financial crises in emerging markets? ", *BOFIT Discussion Paper*, no.2, 2003.
- [46] G.Reuven and M.M. Hutchison, "Banking and Currenc Crises: How Common Are Twins?", *Cambridge University Press*,2001.