

Stress test macroprudentiel du risque de crédit bancaire dans les pays de la Cemac

M. Opoumba et R. B. Ndong Eyinga*

L'objectif de cet article est d'évaluer la capacité du système bancaire des pays de la Commission économique et monétaire d'Afrique centrale (Cemac) à résister aux chocs extrêmes. À cette fin, nous évaluons l'impact d'une dégradation des conditions économiques et financières sur la solvabilité du système bancaire en recourant aux techniques de prévision du modèle VAR pour simuler les scénarios de stress en se basant sur l'expérience des années 1980-1990. Pour se prononcer quant à la résistance ou non du secteur bancaire en cas d'occurrence de ces événements extrêmes, l'indicateur de résultat retenu est le ratio d'adéquation au capital calculé selon les recommandations de Bâle 2. Nos résultats montrent que le système financier de chacun des pays étudiés souffre encore des stigmates de la crise qui a débuté en juin 2014. En effet, en dehors du Cameroun qui a un taux d'adéquation aux fonds propres supérieur à 8 % pour certains scénarios, ce ratio est inférieur au seuil réglementaire pour les autres pays de la Cemac et se situe en dessous de 4 %, en République centrafricaine (RCA) et au Gabon notamment. De plus, la détérioration du taux de change réel a moins d'impact sur la solvabilité du secteur bancaire que la dégradation du taux de croissance de l'économie. Les principales recommandations sont alors de mener une politique monétaire capable de soutenir la croissance économique des pays membres, en contribuant à la rendre moins vulnérable aux chocs susceptibles de la dégrader et de pratiquer régulièrement des stress tests macroprudentiels permettant de faire des anticipations sur des crises systémiques.

Introduction

Depuis la crise de 2007-2008, les autorités du secteur financier et les institutions financières de par le monde ont de plus en plus recours à deux principaux instruments macroprudentiels de surveillance du risque systémique : les indicateurs de solidité financière (ISF) du secteur bancaire qui sont des ratios caractéristiques de la santé et la solidité du système bancaire, et les stress tests ou tests de résistance bancaire qui permettent d'évaluer la capacité d'un établissement de crédit ou du système bancaire tout entier à faire face à des chocs extrêmes, et d'examiner les risques qui pèsent sur le système financier.

Le comité de Bâle (2009) sur le contrôle bancaire définit les stress tests comme des instruments dont se servent les banques pour gérer les risques en interne et qui permettent aux autorités de mesurer les effets que des chocs négatifs graves mais plausibles pourraient avoir sur le niveau de fonds propres des établissements bancaires. Ces tests sont menés en faisant abstraction

des mesures correctives que prendraient normalement les banques si de tels chocs venaient à se matérialiser (Kartik et al, 2014). En ce sens, les tests de résistance servent à évaluer des événements extrêmes. Cihak (2004) et Melecky et Podpiera (2010) définissent les stress tests comme un outil quantitatif d'évaluation de la résilience du système financier aux chocs indésirables.

Zeman et Jurca (2008), Gutierrez et Matias (2009), Niyogi et Bhattacharya (2011), Melecky et Buncic (2012), implémentent des stress tests macroprudentiels du risque de crédit bancaire respectivement en Slovaquie, en Argentine, en Inde et en Europe de l'Est. La particularité de ces travaux est qu'ils utilisent la modélisation VAR comme une option viable aux modèles structurels plus complexes et autres modèles de prévision utilisés par les banques centrales pour construire un scénario spécifique au pays sur les variables macroéconomiques. Pour les pays africains, très peu de travaux sur le stress test du secteur bancaire sont recensés à ce jour. C'est le cas d'Amediku (2007)

* Marcel Opoumba est directeur des études à l'Institut sous régional de statistique et d'économie appliquée (Issea), Yaoundé marcelopefr@yahoo.fr et René Basin Ndong Eyinga est doctorant à l'université de Yaoundé II nrenebasin@yahoo.fr

au Ghana, Havrylchuk (2010) en Afrique du Sud, Gammadigbé (2012) et Trinnou (2013) dans l'Union économique et monétaire d'Afrique de l'Ouest (UEMOA). Trinnou (2013) implémente le stress test macroprudentiel du risque de crédit du secteur bancaire de la zone UEMOA. Pour cela, il simule des scénarios macroéconomiques à partir d'un modèle VAR, en faisant référence aux expériences de crise bancaire vécues par les pays de l'UEMOA dans les années 1980-1990. Les résultats du stress test révèlent que le secteur bancaire est résistant aux chocs macroéconomiques sévères. En effet, à la suite des chocs, le ratio d'adéquation au capital des banques reste toujours supérieur au minimum exigé de 8 %, bien qu'il baisse remarquablement.

L'autorité monétaire des pays de la Commission économique et monétaire d'Afrique centrale (Cemac) a pratiqué jusqu'en 2010 une politique monétaire dont l'objectif était la stabilité des prix. Depuis lors, et en réponse aux effets de la crise de 2007-2008, la Banque des États d'Afrique centrale (BEAC) a développé un dispositif macroprudentiel dont l'objectif est de prévenir les crises systémiques pour éviter ses conséquences macroéconomiques et financières désastreuses. La politique macroprudentielle devient donc selon l'expression consacrée par Aglietta (2011) « une nouvelle responsabilité des banques centrales ».

La baisse des cours du pétrole de juin 2014 a dégradé les finances publiques des pays de la Cemac et également déstabilisé leur système financier. En effet, le taux de croissance du PIB en 2017 se situe à 0,2 %, le taux d'inflation a reculé de 1 point par rapport à 2016, le taux de couverture extérieure de la monnaie est en repli mais demeure confortable à 64,8 %, supérieur à la norme statutaire de 20 % (BEAC, 2017). C'est à ce titre que le CSF-AC¹ dans ses rapports du 28 avril 2016 et celui du 9 mai 2017 constate que, malgré cette situation, le secteur financier fait preuve d'une certaine résilience. Les perspectives pour l'année 2018 tablent sur un regain de la croissance économique réelle, avec un taux de 2,1 %, une hausse de l'inflation à 1,8 % sous le seuil communautaire de 3 % et une amélioration dans la gestion des finances publiques induisant *de facto* un recul du déficit budgétaire à 2,4 % contre 3,3 % en 2017 (BEAC, 2017), et une réduction du risque de solvabilité du secteur bancaire.

Cette dernière analyse reste toutefois très optimiste au regard des projections macroéconomiques de la zone. Nous allons donc dans ce contexte tester la résistance du système bancaire des pays de la Cemac dans ces conditions mais également dans le cas où des événements extrêmes, mais plausibles, viendraient compromettre ces hypothèses optimistes. Quelle est la capacité du système bancaire des pays de la Cemac à résister aux chocs extrêmes ? Autrement, comment

réagirait le système bancaire des pays de la Cemac à différents scénarios de crise ?

Pour tenter d'y répondre, nous allons d'abord dans la section 2 présenter les aspects méthodologiques, ensuite dans la section 3 nous chercherons à présenter les scénarios des stress et les tests pré et post estimation, enfin à la section 4 la présentation et l'interprétation des résultats du stress test. L'analyse portera sur quatre² des six pays de la Cemac, les données étant insuffisamment disponibles pour la Guinée équatoriale et le Congo.

Aspects méthodologiques

Pour réaliser le stress test macroprudentiel du risque de crédit bancaire, nous partons d'une modélisation VAR sur les données macroéconomiques et financières pour la construction des scénarios de stress. La modélisation VAR est adoptée en raison de sa plus grande facilité et flexibilité à générer une série cohérente des variables prédites. De plus, cette modélisation tient compte des effets de *feedback* qui existeraient entre les variables incluses dans le modèle. Cette modélisation sera développée pour chacun des quatre pays de la Cemac retenus dans notre échantillon. Sa spécification est la suivante :

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + E_t \quad (E1)$$

$$Y_t = \begin{bmatrix} TNDPF_t \\ TPIB_t \\ RLLP_t \\ RER_t \\ TIAO_t \end{bmatrix}$$

La matrice comportant les variables du modèle à l'instant t,

$$A_j = \begin{bmatrix} a_1^{TNDPF} & a_1^{TPIB} & a_1^{RLLP} & a_1^{RER} & a_1^{TIAO} \\ a_2^{TNDPF} & a_2^{TPIB} & a_2^{RLLP} & a_2^{RER} & a_2^{TIAO} \\ a_3^{TNDPF} & a_3^{TPIB} & a_3^{RLLP} & a_3^{RER} & a_3^{TIAO} \\ a_4^{TNDPF} & a_4^{TPIB} & a_4^{RLLP} & a_4^{RER} & a_4^{TIAO} \\ a_5^{TNDPF} & a_5^{TPIB} & a_5^{RLLP} & a_5^{RER} & a_5^{TIAO} \end{bmatrix}$$

La matrice des coefficients associés à la matrice des variables retardés d'ordre j,

$$A_0 = \begin{bmatrix} A_0^{TNDPF} \\ A_0^{TPIB} \\ A_0^{RLLP} \\ A_0^{RER} \\ A_0^{TIAO} \end{bmatrix}$$

La matrice des termes constant,

¹Le Comité de stabilité financière en Afrique centrale est créé le 02 octobre 2012 et a pour mission de promouvoir la

stabilité financière et de prévenir les risques systémiques en mettant en place des politiques macroprudentielles.

² Cameroun, Gabon, République centrafricaine et Tchad.

$$E_t = \begin{bmatrix} E_t^{TNDPF} \\ E_t^{TPIB} \\ E_t^{RLLP} \\ E_t^{RER} \\ E_t^{TIAO} \end{bmatrix}$$

La matrice des chocs à l'instant t.

Avec : taux net de dégradation du portefeuille (TNDPF) : calculé en rapportant les créances en souffrance³ au total des crédits accordés par le secteur bancaire ; taux de croissance du PIB réel (TPIB) : il se calcule en rapportant la différence entre le PIB réel de l'année courante et celui de l'année précédente au même PIB réel de l'année précédente ; ratio provision⁴ en cas de défaut sur crédit accordé (RLLP) : il est mesuré en rapportant les provisions constituées au total des prêts accordés ; le taux de change réel (RER⁵) se mesure comme étant le produit du taux de change nominal coté à l'incertain multiplié par le rapport des indices de prix à la consommation (IPC) de la zone euro et de la zone Cematic ; le taux d'intérêt des appels d'offre (TIAO) : c'est le taux d'*open market* qui permet aux banques commerciales de se refinancer auprès de la banque centrale. C'est le principal instrument de politique monétaire qui permet à la BEAC de réguler la quantité de monnaie en circulation.

L'indicateur retenu pour se prononcer sur la résistance ou non du système financier dans l'hypothèse de la survenance des événements de stress est le ratio d'adéquation aux fonds propres (CAR⁶). Ce ratio s'obtient par la formule suivante (Comité de Bâle sur le contrôle bancaire, 2006) :

$$CAR = \frac{FONDS PROPRES}{RWA} \quad (E2)$$

$$\text{Avec } RWA = K \times 12,5 \times EAD \quad (E3)$$

$$K = \left[LGD \times N \left[G(PD) \times \sqrt{\frac{1}{1-R}} + G(0.999) \times \sqrt{\frac{1}{1-R}} - PD \times LGD \right] \times \frac{(1+(M-2,5) \times B)}{1-1,5 \times B} \right] \quad (E4)$$

$$R = 0,12 \left[\frac{1 - \exp(-50 \times PD)}{1 - \exp(-50)} \right] + 0,24 \times \left[1 - \frac{1 - \exp(-50 \times PD)}{1 - \exp(-50)} \right] \quad (E5)$$

$$B = (0,11852 - 0,05478 \times \ln(PD))^2 \quad (E6)$$

Où K est le niveau du capital réglementaire, RWA représente les actifs pondérés au risque, PD est la probabilité de défaut, LGD le taux de perte en cas de défaut et EAD est l'exposition en cas de défaut, R

mesure la corrélation d'actifs, M est la maturité effective et B est l'ajustement de maturité.

Les abréviations ln et exp représentent les fonctions logarithme et exponentielle ; F est la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite ; F(X) est la probabilité que la variable aléatoire normale soit inférieure ou égale à X ; G est l'inverse de la fonction de répartition de la loi normale.

Il restera à calculer la PD et la LGD car M est supposée égale à 2,5 dans les statuts de la COBAC, et les fonds propres sont tirés des informations sur le total du bilan des banques de la zone. Ainsi, parallèlement à beaucoup de travaux sur le stress test qui approximent le ratio des créances en souffrance sur le total du crédit à la probabilité de défaut, nous approximations le taux net de dégradation du portefeuille (TNDPF) à la probabilité de défaut. Par ailleurs, la littérature admet qu'il y a une relation entre la probabilité de défaut PD et le taux de perte en cas de défaut LGD (Altman et al, 2002). Van Den End et al (2006), approximent la LGD au ratio $\frac{LLR}{\frac{CRED}{TNDPF}}$, utilisant l'équation des pertes attendues (EL⁷) pour calculer le taux de perte en cas de défaut (LGD⁸).

$$EL = PD \times LGD \times EAD \quad (E7)$$

$$LGD = \frac{EL}{PD} \approx \frac{LLR}{\frac{CRED}{TNDPF}} \quad (E8)$$

Nous allons nous inscrire dans la lignée méthodologique de Van Den End et al (2006), en intégrant la modification majeure faite par Trinnou (2013) qui consiste à ajouter le ratio $\frac{LLR}{CRED}$ dans le modèle VAR plutôt que de réaliser des estimations séparées des deux indicateurs. Les valeurs du TNDPF et $\frac{LLR}{CRED}$ seront déterminées à partir des scénarios de stress macroéconomiques.

Cette approche a l'avantage de faire dépendre simultanément TNDPF et $\frac{LLR}{CRED}$ des variables macroéconomiques et de mettre en relation TNDPF et $\frac{LLR}{CRED}$. Après avoir déterminé TNDPF et $\frac{LLR}{CRED}$, à partir des scénarios simulés, on calcule LGD suivant Van Den End et al (2006) qui sera alors égal à :

$$LGD = \frac{LLR}{\frac{CRED}{TNDPF}} \quad (E9)$$

Une fois le TNDPF et la LGD déterminés dans les scénarios de base et de stress, on remonte les équations (E6) à (E2) pour calculer le ratio d'adéquation aux fonds propres qui sera comparé au seuil minimum de

³ Les créances en souffrance sont constituées des créances immobilisées, des créances impayées et des créances douteuses (COBAC, 1998).

⁴ Les provisions sur créances en souffrances sont constituées conformément aux principes énoncés dans l'article 9 du Règlement (COBAC, 1998).

⁵ Real Exchange Rate.

⁶ Capital Adequacy Ratio.

⁷ Expected Loss.

⁸ Loss Given Default.

8 % pour apprécier la résistance ou non du secteur bancaire de la Cemac aux chocs macroéconomiques extrêmes. On comparera ensuite le ratio d'adéquation aux fonds propres en période normale (scénario de base) et en période de crise (scénario de stress) pour évaluer l'impact des scénarios de stress test sur le ratio d'adéquation au capital du secteur bancaire.

Scénarios de stress et tests pré et post estimation

Présentation des scénarios

Dans la pratique des stress tests, il existe deux grandes méthodes pour mener les tests de résistance. La première est l'approche ascendante ou « *bottom up* » dans laquelle le test de résistance est effectué pour chaque banque prise individuellement. Selon cette approche chaque banque utilise ses modèles internes pour effectuer elle-même les tests et évaluer l'impact individuel des chocs. La seconde est l'approche descendante ou « *top down* », mise en place par les autorités réglementaires afin d'évaluer l'impact agrégé des chocs macroéconomiques et financiers. L'impact en question étant appréhendé selon les deux types de scénarios : l'un de base et l'autre de stress.

Le scénario de base caractérise la situation normale dans laquelle aucun événement extrême ne survient. Les résultats issus de ce scénario sont ceux obtenus

Tableau 1

Information sur le rythme de décroissance de la variation du TPIB et du RER, en %

Pays	Variabiles	88/89	89/90	90/91	91/92	92/93	93/94	94/95
Cameroun	RER	- 12,6	4,3	- 7,0	1,0	- 10,2	- 48,5	6,6
Cameroun	TPIB	6,0	- 4,3	2,3	0,7	- 4,8	10,0	2,1
Gabon	RER	31,9	0,7	- 46,1	- 15,7	- 4,4	- 46,3	10,1
Gabon	TPIB	- 4,3	- 3,4	0,9	- 9,2	7,0	- 0,2	1,3
RCA	RER	- 6,9	1,4	- 11,0	- 2,7	- 8,4	- 48,1	14,6
RCA	TPIB	0,3	- 4,1	1,6	- 5,9	6,8	4,6	2,3
Tchad	RER	- 1,8	0,1	- 6,5	- 3,2	3,7	- 21,3	10,4
Tchad	TPIB	- 10,6	- 9,1	12,7	- 0,5	- 23,7	25,8	- 8,9

Source : Nos calculs à partir des données de la BEAC et du FMI.

Scénario 1

Baisse du taux de croissance du PIB réel, en %

	Cam.	Gabon	RCA	Tchad
Baisse du TPIB	-4,8	-9,2	-5,9	-23,7

Scénario 2

Détérioration du taux de change réel, en %

	Cam.	Gabon	RCA	Tchad
Baisse du RER	-48,5	-46,3	-48,1	-21,3

Scénario 3

Baisse du TPIB et détérioration des RER, en %

	Cam.	Gabon	RCA	Tchad
Baisse du TPIB	-4,8	-9,2	-5,9	-23,7
Baisse du RER	-48,5	-46,3	-48,1	-21,3

avec les données précisées précédemment sans aucune modification, et pour lesquelles nous allons faire des projections pour les cinq prochains trimestres (les quatre trimestres de 2017 et le premier trimestre 2018).

Le scénario de stress (ou scénario de crise) concerne des chocs sévères qui sont survenus pendant la crise bancaire des années 1980-1990. Cela consiste à se mettre dans les conditions de la crise des années 80 et à simuler les conditions sévères qu'ont subies les variables macroéconomiques clés dans les pays de la zone.

D'une façon plus pratique, nous allons nous intéresser aux rythmes de décroissance des variables TPIB et RER pendant la crise bancaire des années 80-90 pour simuler les chocs (tableau 1). Le rythme de décroissance le plus fort entre deux années sera celui à considérer pour chaque pays. Partant de ces informations, nous constatons les périodes de plus fortes dégradations du taux de croissance du PIB réel et celles de plus grandes détériorations du taux de change réel. Nous remarquons à cet effet que, pour les pays de la Cemac, la période 1993-1994 a été celle de fortes détériorations du taux de change réel (jusqu'à - 46,3 % et même au-delà de - 48 %) et que celle de 1991-1993 est celle de forte récession (jusqu'à - 24 %). Sur la base de ces informations, nous pouvons simuler nos différents scénarios de stress énoncés (scénarios 1 à 3).

Ainsi, il s'agira de savoir si le système financier des pays de la Cemac aurait pu résister en 2017 et au premier trimestre 2018 :

- à un choc sévère sur le TPIB (baisse du taux de croissance du PIB réel à hauteur du niveau consigné dans chaque pays dans le scénario 1).
- à un choc sévère sur le RER (détérioration des termes de l'échange à hauteur du niveau consigné dans chaque pays dans le scénario 2).
- à un choc simultané sur le TPIB et les RER.

Pour simuler chaque scénario de façon pratique, nous partons de la modélisation VAR spécifiée au départ : on

y insère les nouvelles données illustrant le rythme de dégradations de ces deux variables repères dans les quatre trimestres de l'année 2016, puis on utilise la technique de prévision du VAR pour disposer des prévisions jusqu'au premier trimestre 2018 des variables nécessaires pour le calcul des indicateurs de résultats du stress test. Ces variables sont le taux net de dégradation du portefeuille (TNDPF), le ratio des provisions en cas de défaut sur le total des crédits accordés (RLLP). Le taux de perte en cas de défaut (LGD) quant à lui sera calculé à partir des deux premières variables. Par ailleurs, il est à noter que les projections pour le scénario de base sont évidemment obtenues avec les mêmes données dont nous disposons au départ.

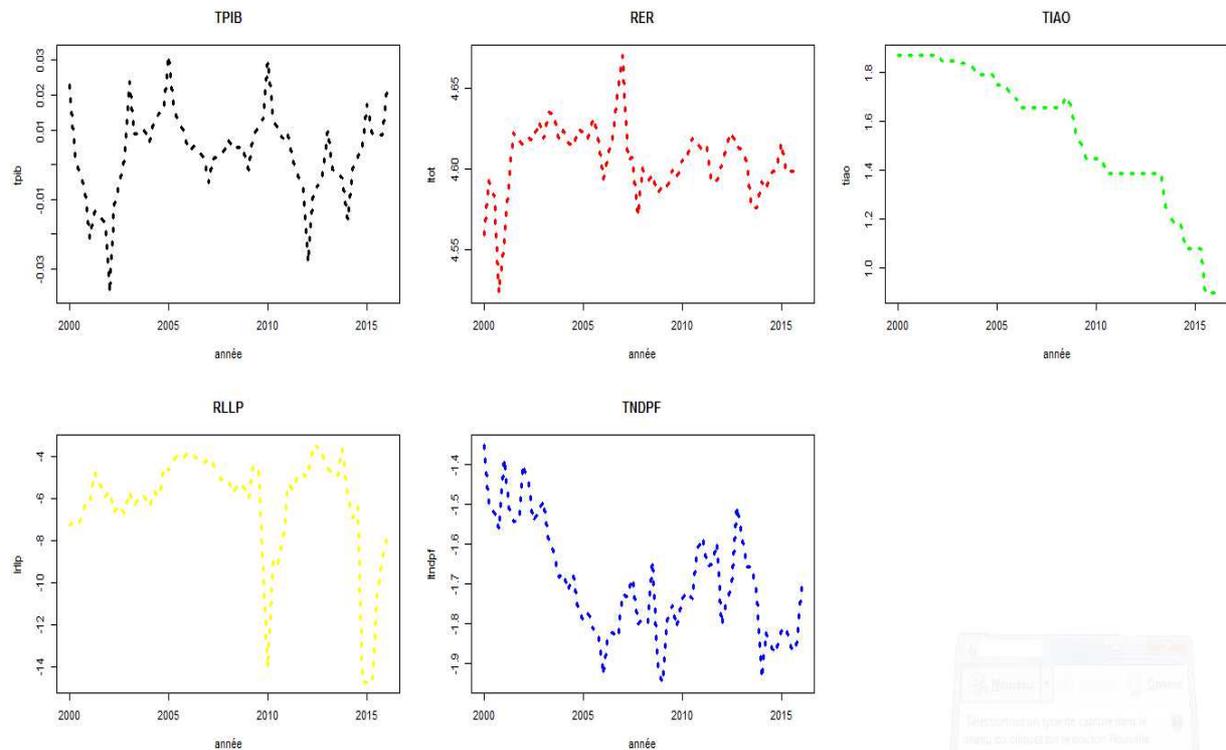
Résultats des tests et prévisions des variables cible

Analyse descriptive des variables individuelles et détermination du processus générateur de chacune des séries

L'analyse descriptive des séries consiste à faire ressortir les composantes qui gouvernent l'occurrence de chaque série, notamment les composantes saisonnières et tendancielle. Les séries étant trimestrielles, elles peuvent être gouvernées par des tendances saisonnières. Pour juger de la saisonnalité de chaque série, nous avons commencé par représenter l'évolution graphique de chacune (graphique 1).

Graphique 1

Évolution graphique des séries pour le Cameroun⁹



Source : nos calculs à partir des données de la BEAC.

Les résultats laissent penser que les séries ne semblent pas être gouvernées par une composante saisonnière, car les variables n'évoluent pas de façon identique dans le temps pour les trimestres des différentes années. Nous avons utilisé par ailleurs le test de Fisher de détection de la saisonnalité. Il ressort de ces résultats qu'en dehors du TIAO, toutes les autres séries de chacun des pays choisis dans notre échantillon viennent confirmer les résultats du test visuel. Nous utilisons par la suite le filtre moyenne mobile de longueur 4 pour corriger la variable TIAO des variations saisonnières.

Étude de la stationnarité des séries

Nous avons commencé par faire le test Cusum pour avoir une idée des éventuelles ruptures sur l'évolution des séries. Les résultats présentés en annexe 1 montrent l'existence d'une rupture sur le TPIB (RCA, Gabon, Tchad), RER (Cameroun, Gabon, RCA, Tchad), le TNDPF et RLLP (RCA, Tchad). C'est la raison qui nous a poussé à effectuer le test de stationnarité de Zivot et Andrews approprié pour les séries en présence d'une rupture dans le processus générateur de la série. Les résultats de ce test sont résumés dans le tableau 2.

⁹ L'évolution des variables des autres pays est présentée en annexe.

Tableau 2

Test de stationnarité de Zivot et Andrews en niveau et en différence première

		En niveau			rupture	lag ¹⁰	En différence première		
		intercept	trend	both			intercept	both	décision
Cam.	TPIB		-4,46 (-4,42)		16	0			I(0)
	LRER		-5,003 (-4,42)		8	0			I(0)
	LTNDPF		-4,401 (-4,42)		23	0		-10,44 (-5,08)	I(1)
	LRLLP	-3,31 (-4,8)			59	0		-10,12 (-5,08)	I(1)
RCA	TPIB	-4,99 (-4,8)			56	0			I(0)
	LRER			-4,67 (-5,08)	15	0		-8,20 (-5,08)	I(1)
	LTNDPF		-3,08 (-4,42)		37	0		-9,55 (-5,08)	I(1)
	LRLLP		-3,97 (-4,42)		29	0		-9,10 (-5,08)	I(1)
Gabon	TPIB		-4,44 (-4,42)		12	0			I(0)
	LRER		-4,77 (-4,42)		3	0			I(0)
	LTNDPF	-3,44 (-4,8)			33	0		-12,89 (-5,08)	I(1)
	LRLLP	-4,396 (-4,8)			43	0		-11,849 (-5,8)	I(1)
Tchad	TPIB		-4,44(- 4,42)		62	0			I(0)
	LRER	-3,91 (-4,8)			57	0		-9,68 (-5,08)	I(1)
	LTNDPF		-3,043 (-4,42)		33	0		-9,39 (-5,08)	I(1)
	LRLLP		-3,84 (-4,42)			0		-9,16 (-5,08)	I(1)
Tous	TIAO		-3,51 (-4,42)		53	0	-7,44 (-4,8)		I(1)

Source : Nos calculs à partir des données de la BEAC.

Les valeurs critiques au seuil de significativité de 5 % sont mises entre parenthèses, les autres valeurs représentent la statistique de test. Le critère de décision est le suivant : si la statistique de test est inférieure à la valeur critique, on rejette l'hypothèse H₀ de non-stationnarité de la série. I(0) et I(1) désignent respectivement les variables stationnaires et non stationnaires. Il y a donc une présomption de cointégration entre les variables du modèle qu'il faut vérifier.

Nombre de retards optimal

Les critères d'information de « Akaike's information criterion » (AIC), « Schwarz's Bayesian information criterion » (SBIC), et « Hannan and Quinn information criterion » (HQIC) obtenus montrent que le nombre de retards à retenir est normalement celui qui minimise les critères d'Akaike, de Schwarz et de Hannan et Quinn. Ces critères d'information aboutissent dans tous les cas à retenir 1 retard.

Test de cointégration de Pesaran

Étant donné que le test de racine unitaire approuve l'existence des variables I(0) et I(1), le test de cointégration approprié pour de telles variables est celui de Pesaran.

Tableau 3

Test de cointégration de Pesaran

	F-Statistic	I0 Bound	I1 Bound
Cam.	4,809509	2,56	3,49
Tchad	4,382474	2,56	3,49
Gabon	4,13287	2,56	3,49
RCA	4,362229	2,56	3,49

Source : Nos calculs à partir des données de la BEAC et de FMI.

¹⁰ Lag, le nombre de retard.

Les résultats de ce test concluent à l'absence d'une relation de co-intégration. En effet la F-Statistic est supérieure à I1 Bound et I0 Bound respectivement pour tous les pays retenus dans notre étude. La littérature économétrique indique que le modèle approprié est le modèle VAR en différence.

Le tableau 4 résume les résultats du test de causalité au sens de Granger. Nous nous sommes limités à reporter les probabilités qui conduisent au rejet des hypothèses nulles, les résultats détaillés sont disponibles en annexe.

On se sert ainsi du test de causalité de Granger et de la littérature économique pour indiquer l'ordre avec lequel il est préférable d'introduire les variables dans le modèle VAR. En d'autres termes, ce test nous permet de trianguler les variables du modèle en indiquant comment il est préférable de prédire une variable en connaissant telle autre variable plutôt que sans la connaître. Une illustration est qu'il est préférable de prédire le taux net de dégradation du portefeuille des banques en connaissant le taux de croissance du PIB réel que sans le connaître dans le cas du Cameroun, du Tchad, et de la RCA, et inversement pour le Gabon. L'ordre des variables de la plus exogène vers la moins exogène est le suivant :

Cameroun: TIAO > TPIB > TNDPF > RLLP > RER.

Tchad: TIAO > TPIB > TNDPF > RLLP > RER.

RCA: TIAO > TNDPF > TPIB > RER > RLLP > RER.

Gabon: TNDPF > RER > TPIB > TIAO > RLLP.

Tableau 4

Test de causalité au sens de Granger

Pays	Variables	prob de H0	prob de H'0
Cam.	PIB - LRER	0,063*	
	PIB - LRLLP	0,064*	
Tchad	LRER - TIAO		0,006**
	TNDPF - TIAO	0,083*	0,087*
RCA	PIB - LRER	0,065*	
	LRER - TNDPF		0,005**
	TNDPF - TIAO		0,092**
Gabon	PIB - LRER	0,082*	0,026**

Source : Nos calculs à partir des données de la BEAC et de FMI. *** rejet de l'hypothèse H0 ou H'0 à 1 % ** rejet de l'hypothèse H0 ou H'0 à 5 % * rejet de l'hypothèse H0 ou H'0 à 10 %. H0 : la première variable ne cause pas la deuxième ; H'0 : la deuxième variable ne cause pas la première.

Test de validité du modèle

Nous avons, pour finir, effectué les tests de validation du modèle. Les résultats de ces tests indiquent dans l'ensemble qu'il y a absence d'autocorrélation des erreurs, et que les erreurs sont homoscedastiques. Les

probabilités respectives de ces différents tests sont toutes supérieures à 5 %, conduisant ainsi au non-rejet des hypothèses nulles (H0) d'absence d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité respectivement. De plus, le test de normalité de résidus conduit à la conclusion de l'hypothèse de normalité, les probabilités associées au test de Shapiro et Wilk étant supérieures à 5 % dans chacun des pays de notre échantillon. Enfin, nous avons testé la stabilité des modèles VAR, c'est-à-dire leur stationnarité. Ce test de stabilité confirme que tous les modèles estimés sont stables ; en effet, l'inverse des racines associées aux parties autorégressives des différents modèles appartient au cercle unité du plan complexe dans les différents modèles. Le tableau 5 résume ces différents tests.

Tableau 5

Test de validité du modèle

Pays	Test	P-value
Cam.	Normalité (Shapiro-Wilk)	0.69583
	Autocorrélation (LM-Test)	0.6833
	Hétéroscédasticité (ARCH MULT)	0.91407
Gabon	Normalité (Shapiro-Wilk)	0.71423
	Autocorrélation (LM-Test)	0.8666
	Hétéroscédasticité (ARCH MULT)	0.92316
RCA	Normalité (Shapiro-Wilk)	0.82153
	Autocorrélation (LM-Test)	0.1286
	Hétéroscédasticité (ARCH MULT)	0.94629
Tchad	Normalité (Shapiro-Wilk)	0.22279
	Autocorrélation (LM-Test)	0.3784
	Hétéroscédasticité (ARCH MULT)	0.88104

Source : Nos calculs à partir des données de la BEAC.

Résultats des projections des variables cibles dans les différents scénarios

Les projections des variables cibles selon les différents scénarios de stress qui vont permettre de calculer les indicateurs de résultats sont consignées dans les tableaux 6, 7, 8 et 9.

Les valeurs prédites sur les cinq prochains trimestres des variables TNDPF, RLLP et LGD étant calculées, nous allons calculer l'indicateur principal de résultat du stress test au niveau de chaque scénario. Il s'agit du ratio d'adéquation du capital (CAR) au niveau de chaque scénario. Rappelons que B, R, K, RWA et CAR sont obtenus respectivement à partir des équations (E6), (E5), (E4), (E3) et (E2). Les fonds propres et les expositions en cas de défaut (EAD) sont obtenus à partir des informations sur le bilan consolidé du secteur bancaire de la Cemac. Nous faisons par ailleurs l'hypothèse que ces variables restent inchangées et égales à leur valeur au quatrième trimestre de l'année 2016. Les EAD sont approchées par le total des crédits accordés.

Tableau 6

Projection pour 2017-2018 à partir du scénario de base

PAYS	trim	TNDPF	RLLP	LGD	PAYS	trim	TNDPF	RLLP	LGD
CMR	2017q1	0,1581	0,0006	0,0037	RCA	2017q1	0,2564	0,0018	0,0071
	2017q2	0,2258	0,0005	0,0022		2017q2	0,2238	0,0018	0,0079
	2017q3	0,2262	0,0004	0,0018		2017q3	0,2237	0,0017	0,0078
	2017q4	0,2261	0,0004	0,0016		2017q4	0,2241	0,0017	0,0076
	2018q1	0,2262	0,0003	0,0013		2018q1	0,2242	0,0017	0,0075
GABON	2017q1	0,1134	0,0112	0,0989	TCHAD	2017q1	0,2561	0,0012	0,0046
	2017q2	0,2262	0,0111	0,0491		2017q2	0,2242	0,0011	0,0049
	2017q3	0,2215	0,0115	0,0519		2017q3	0,2239	0,0010	0,0046
	2017q4	0,2242	0,0116	0,0519		2017q4	0,2237	0,0010	0,0044
	2018q1	0,2234	0,0119	0,0534		2018q1	0,2236	0,0010	0,0043

Source : Nos calculs sur Stata à partir des données de la BEAC.

Tableau 7

Projection pour 2017-2018 à partir du scénario 1

PAYS	trim	TNDPF	RLLP	LGD	PAYS	trim	TNDPF	RLLP	LGD
CMR	2017q1	0,1556	0,0008	0,0049	RCA	2017q1	0,2665	0,0017	0,0065
	2017q2	0,2235	0,0008	0,0037		2017q2	0,2310	0,0017	0,0074
	2017q3	0,2235	0,0009	0,0039		2017q3	0,2304	0,0017	0,0074
	2017q4	0,2233	0,0009	0,0041		2017q4	0,2298	0,0017	0,0074
	2018q1	0,2231	0,0009	0,0042		2018q1	0,2293	0,0017	0,0073
GABON	2017q1	0,1184	0,0098	0,0828	TCHAD	2017q1	0,2649	0,0012	0,0046
	2017q2	0,2261	0,0093	0,0411		2017q2	0,2285	0,0012	0,0051
	2017q3	0,2242	0,0089	0,0398		2017q3	0,2283	0,0011	0,0048
	2017q4	0,2252	0,0086	0,0381		2017q4	0,2277	0,0010	0,0046
	2018q1	0,2248	0,0083	0,0369		2018q1	0,2273	0,0010	0,0044

Source : Nos calculs à partir des données de la BEAC.

Tableau 8

Projection pour 2017-2018 à partir du scénario 2

PAYS	trim	TNDPF	RLLP	LGD	PAYS	trim	TNDPF	RLLP	LGD
CMR	2017q1	0,1553	0,0007	0,0043	RCA	2017q1	0,2564	0,0018	0,0071
	2017q2	0,2240	0,0006	0,0027		2017q2	0,2238	0,0018	0,0079
	2017q3	0,2240	0,0005	0,0024		2017q3	0,2237	0,0017	0,0078
	2017q4	0,2238	0,0005	0,0021		2017q4	0,2241	0,0017	0,0076
	2018q1	0,2236	0,0004	0,0019		2018q1	0,2242	0,0017	0,0075
GABON	2017q1	0,1289	0,0104	0,0808	TCHAD	2017q1	0,2561	0,0012	0,0046
	2017q2	0,2317	0,0106	0,0458		2017q2	0,2242	0,0011	0,0049
	2017q3	0,2327	0,0108	0,0464		2017q3	0,2239	0,0010	0,0046
	2017q4	0,2300	0,0111	0,0481		2017q4	0,2237	0,0010	0,0044
	2018q1	0,2295	0,0113	0,0492		2018q1	0,2236	0,0010	0,0043

Source : Nos calculs à partir des données de la BEAC.

Tableau 9

Projection pour 2017-2018 à partir du scénario 3

PAYS	trim	TNDPF	RLLP	LGD	PAYS	trim	TNDPF	RLLP	LGD
CMR	2017q1	0,1546	0,0007	0,0046	RCA	2017q1	0,2665	0,0017	0,0065
	2017q2	0,2233	0,0007	0,0031		2017q2	0,2310	0,0017	0,0074
	2017q3	0,2233	0,0007	0,0031		2017q3	0,2304	0,0017	0,0074
	2017q4	0,2232	0,0007	0,0031		2017q4	0,2298	0,0017	0,0074
	2018q1	0,2231	0,0007	0,0031		2018q1	0,2293	0,0017	0,0073
GABON	2017q1	0,1212	0,0098	0,0812	TCHAD	2017q1	0,2649	0,0012	0,0046
	2017q2	0,2282	0,0094	0,0411		2017q2	0,2285	0,0012	0,0051
	2017q3	0,2273	0,0091	0,0399		2017q3	0,2283	0,0011	0,0048
	2017q4	0,2275	0,0088	0,0385		2017q4	0,2277	0,0010	0,0046
	2018q1	0,2272	0,0085	0,0375		2018q1	0,2273	0,0010	0,0044

Source : Nos calculs à partir des données de la BEAC.

Résultats du stress test du risque de crédit bancaire

Les graphiques ci-après résument l'évolution du ratio d'adéquation aux fonds propres (CAR) dans les pays et selon les différents scénarios.

L'analyse des résultats se fait en comparant d'abord le CAR des différents scénarios de stress au seuil réglementaire de 8 %, puis en comparant les niveaux du CAR entre les pays de l'échantillon à chaque scénario de stress. On peut remarquer aisément que le système financier de chacun des pays souffre encore des stigmates de la crise qui a débuté en juin 2014. En effet, en dehors du Cameroun qui a un taux d'adéquation au capital supérieur à 8 %, ce ratio est inférieur au seuil pour les autres pays de la Cemac.

Au Cameroun et selon le scénario de base, le CAR commence par être supérieur au seuil réglementaire au deuxième trimestre de l'année 2017, pour se situer à 13,1 % au premier trimestre 2018. Suite à un choc sur le taux de croissance du PIB (scénario 1), le CAR reste en deçà du seuil réglementaire sur toute la période. En revanche, si le choc affecte le taux de change réel, (scénario 2), l'effet sera absorbé à partir du quatrième trimestre 2017, et va se situer à 9,2 % au premier trimestre 2018. Enfin, un choc affectant simultanément les deux variables maintient le ratio en deçà du niveau réglementaire sur toute la période.

Le Gabon, le Tchad et la République centrafricaine (RCA) ont en revanche une évolution de la structure du ratio d'adéquation aux fonds propres similaire. En effet, le ratio reste inférieur au seuil réglementaire pour ces pays sur la période et pour tous les scénarios. Il en résulte que le scénario 1 a plus d'effet sur le CAR que le scénario 2 dans ces pays. C'est-à-dire qu'une récession affecte avec plus d'ampleur la solvabilité du système bancaire que la dégradation du taux de change réel. Au Tchad et au Gabon en particulier, la dégradation du taux de change réel n'a pas d'impact significatif sur le ratio, car son niveau reste très proche

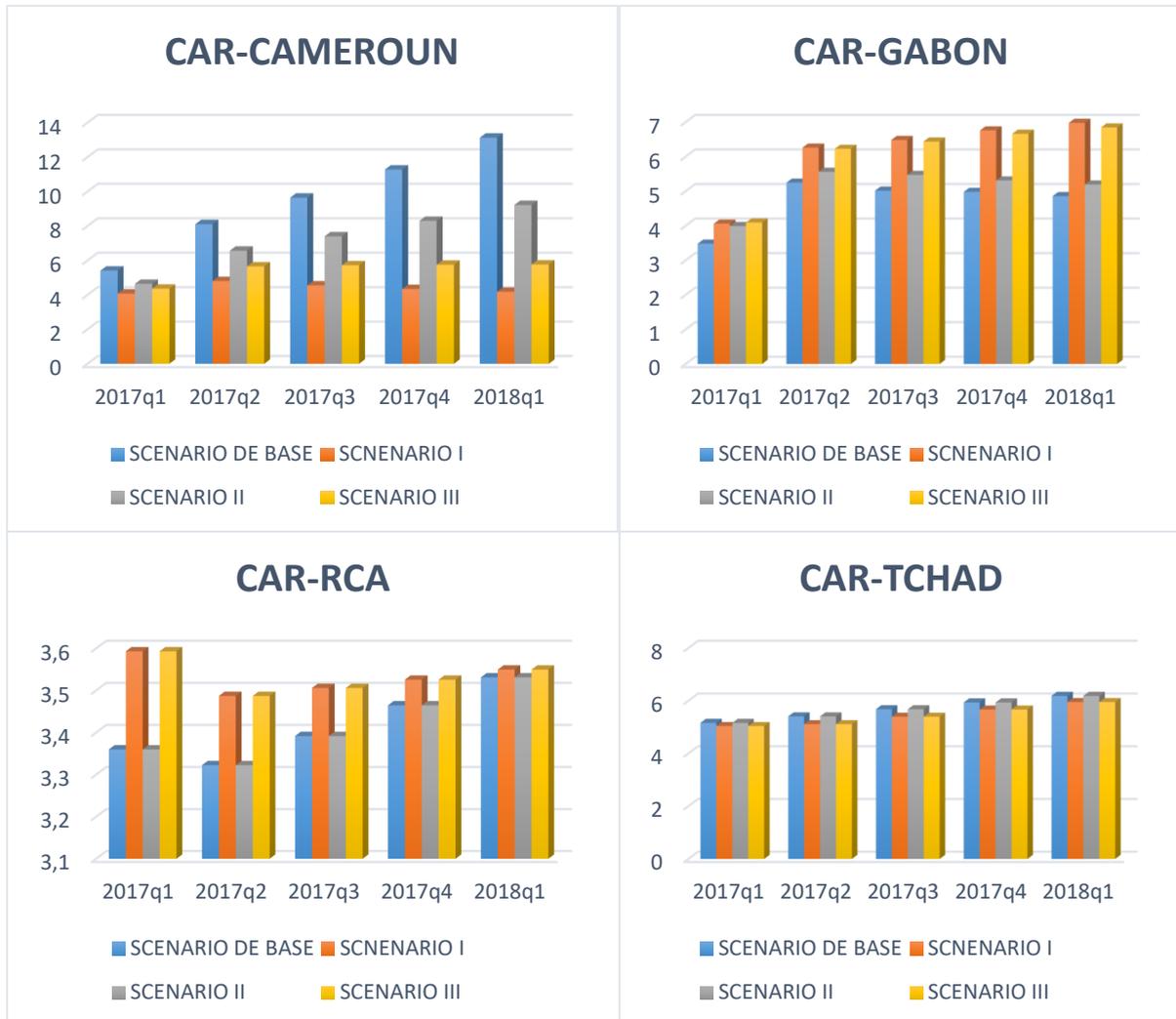
des valeurs obtenues lors des scénarios de base. Cependant le modèle n'explique pas pourquoi le CAR est légèrement plus élevé dans les scénarios de base que dans les scénarios de stress au Gabon et en RCA. Cette situation serait due, pour la RCA par exemple, au fait que ce pays n'est pas tenu de constituer des réserves obligatoires selon la réglementation en vigueur.

Globalement, la détérioration du taux de change réel a moins d'impact significatif sur la solvabilité du secteur bancaire que la dégradation du taux de croissance de l'économie. Ce résultat est conforme à celui obtenu par Trinnou (2013) pour les pays de la zone UEMOA. En effet, une baisse du taux de change réel contribue à l'amélioration du ratio d'adéquation dans tous les pays. Cela s'explique par le fait que le système bancaire des pays de la Cemac réagit mieux à un choc sur cette variable ou alors que son niveau actuel n'est pas compatible avec les fondamentaux de ces économies et nécessiterait normalement une dévaluation. Suite à une dégradation de l'environnement macroéconomique et financier, le choc sera ainsi rapidement absorbé pour le Cameroun. Seul le système bancaire des autres pays va ressentir les effets du choc jusqu'au premier trimestre de l'année suivante. Le système bancaire du Cameroun semble donc plus résilient aux chocs que les autres systèmes bancaires des pays de notre échantillon.

La survenance des chocs sur le TPIB et le RER augmente fortement le taux de perte en cas de défaut (LGD) sur les crédits octroyés car les débiteurs des banques voient leurs activités se bouleverser et se trouvent dans l'incapacité de rembourser les dettes. Cela réduit donc le taux de recouvrement des créances par les banques. En effet, en période de contraction de l'activité économique, on assiste à une baisse des revenus et à l'incapacité des emprunteurs à honorer leurs engagements. Une appréciation du taux de change réel affaiblit la compétitivité des entreprises domestiques qui orientent leurs opérations vers les exportations. Cette perte de compétitivité va entraîner une baisse des revenus des entreprises exportatrices. Cette baisse va à son tour empêcher les débiteurs d'honorer leurs engagements de crédits vis-à-vis des

banques. Cette situation peut se traduire par une chute des recettes fiscales de l'État qui le conduirait à accumuler des arriérés de paiement vis-à-vis de ses fournisseurs, lesquels par extension, vont se trouver

dans l'incapacité de rembourser leurs crédits auprès des banques (Trinnou, 2013). Ce sont là les mécanismes qui expliquent la hausse du risque de solvabilité en cas de choc sur le TPIB et le RER.



Source : Nos calculs à partir des données de la BEAC.

Analyse des fonctions réponses impulsionnelles

De manière globale, les modèles VAR appliqués confirment la transmission des chocs sur la solvabilité du système financier de la Cemac (voir les fonctions réponses impulsionnelles par pays en annexe) et les effets obtenus varient d'un pays à l'autre. En ce qui concerne le Cameroun, bien que l'amplitude soit faible, on remarque qu'un choc négatif sur la croissance économique déprime le taux net de dégradation du portefeuille et le ratio provision en cas de défaut pendant environ deux et trois trimestres respectivement. De plus, un choc négatif sur le taux de change réel a un impact négatif sur le taux net de dégradation du portefeuille et le ratio provision en cas de défaut pendant environ deux trimestres.

Au Tchad, au Gabon et en RCA il apparaît certaines similitudes. Les chocs sur le taux de croissance et le taux de change réel ont des effets persistants pendant cinq trimestres sur le taux net de dégradation du portefeuille et le ratio provision en cas de défaut. Seule l'amplitude diminue à mesure qu'on évolue dans le temps, et l'effet finit par se dissiper.

Propositions des politiques macroprudentielles

Les résultats du stress test obtenu nous conduisent à formuler des propositions en termes de politiques macroprudentielles en vue de renforcer la surveillance du risque systémique dans les pays de la Cemac. Ces mesures impliquent la définition de politiques permettant de contrecarrer et de minimiser la transmission des chocs nuisibles de l'environnement

macroéconomique et financier sur la solvabilité du système bancaire dans les différents pays de la Cemac. Précisément, les effets qui affectent le taux de croissance du PIB réel, et le taux de change réel. Il s'agit donc de :

- Mener une politique monétaire capable de soutenir la croissance économique des pays membres, en contribuant à la rendre moins vulnérable aux chocs susceptibles de la dégrader. En effet, une dégradation du taux de croissance économique affecte la rentabilité des projets des emprunteurs, ce qui réduit la possibilité des débiteurs d'honorer leurs engagements en ce sens que leur probabilité de défaut augmente. Pour cela il faut revoir la structure des économies des pays de la Cemac, en rendant la croissance économique de ces pays moins dépendante de l'évolution des cours des matières premières, ceci par la diversification de la production, gage d'une croissance soutenable, c'est-à-dire une augmentation de la production sur

une longue période qui ouvre des perspectives de développement ;

- Créer des cellules de veille stratégique de surveillance du risque systémique, ceci à travers la mise au point et la surveillance permanente des indices de solidité financière, la construction d'un indice de stress financier pour la Cemac et pour chacun des pays membres qui donnera en temps réel un signal sur la santé du système financier de la zone, et surtout la pratique régulière des stress tests macroprudentiels permettant de faire des anticipations sur des crises systémiques ;
- Encourager les banques à conserver en permanence des volants de fonds propres de sécurité. Ceux-ci pourront à tout moment être mobilisés en période de stress, afin de réduire la procyclicité et de maintenir la résilience du secteur bancaire contre les chocs macroéconomiques sévères.

Références bibliographiques

Aglietta, M. (2011), « Risque systémique et politique macroprudentielle : une nouvelle responsabilité pour la banque centrale », *Revue d'économie financière*, No.101, pp. 193-203.

Altman, E., Andrea, R. and Andrea, S. (2002), "The link between default and recovery rates: effects on the procyclicality of regulatory capital ratios", BIS Working Paper, No. 113.

Anand K., Bedard-Page, G. et Traclet, V. (2014), « L'application des Tests de Résistance au système bancaire canadien : une approche systémique », Banque du Canada, *Revue du système financier*, juin.

Banque des Etats de l'Afrique centrale (2015, 2016 et 2017), « Revue de stabilité financière ».

Amediku, S. (2007), "Stress Tests of the Ghanaian Banking Sector: A VAR Approach", Bank of Ghana, Working Paper, 2006/02, pp. 1-37.

Čihák, M. (2004). "Stress Testing: A Review of Key Concepts", Czech National Bank, Research Policy Note, No. 2.

Commission bancaire de l'Afrique centrale (1998), « Règlement COBAC R-98/03 relatif à la comptabilisation et au provisionnement des créances en souffrance et des engagements par signature douteux », COBAC

Comité de Bâle sur le contrôle bancaire (2006), "International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards. A Revised Framework. Comprehensive Version", Banque des Règlements internationaux, juin.

Comité de Bâle sur le contrôle bancaire (2009), « Principe for sound stress-testing practices and supervision », Banque des Règlements internationaux, mai.

Filosa, R. (2007), "Stress testing of the Italian Banking System: a VAR Approach", *Heterogeneity and Monetary Policy*, No. 0703, pp. 1-46.

Foglia, A. (2008), "Stress Testing Credit Risk: A survey of Authorities' Approaches", Bank of Italy, occasional papers, No.37, september.

Gammadigbé, V. (2012), « Stress test macroéconomique du système bancaire de l'UEMOA », MPRA Paper, No. 39214, Juin.

Gutierrez, G. and Matias, A. (2009), "Modeling extreme but plausible losses for credit risk: a stress testing framework for the argentine financial system", MPRA paper, No.16378, july.

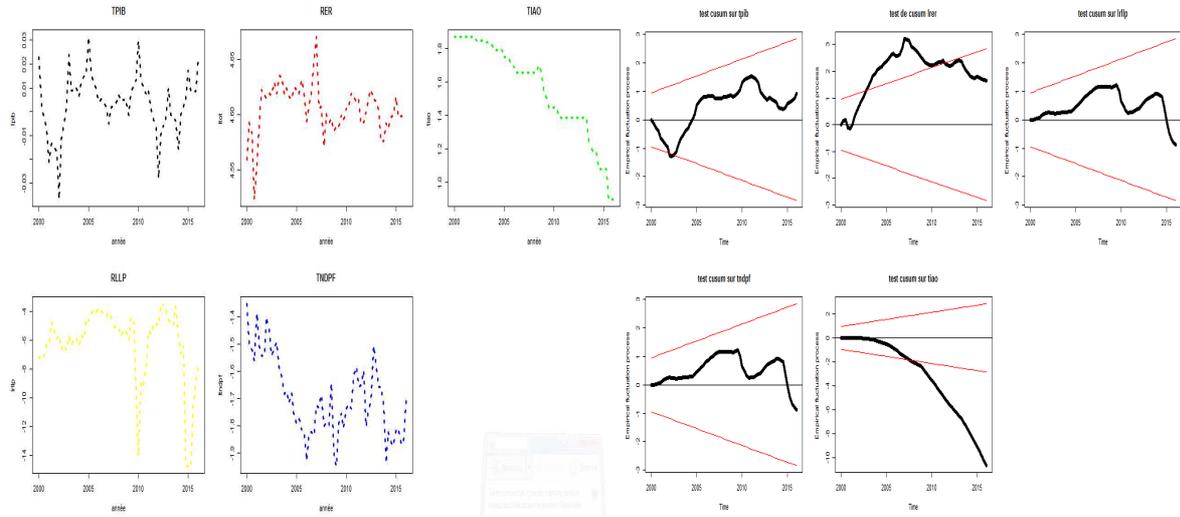
Havrylchuk, O. (2010), "A macroeconomic credit risk model for stress testing the South African banking sector", MPRA paper, No.21639, March.

- Jakubík, P. and Hermánek, J. (2008)**, “Stress testing of the Czech banking sector”, Prague Economic Paper, No. 17(3).
- Jakubík, P. and Schmieder, C. (2008)**. “Stress testing credit risk: comparison of the Czech Republic and Germany”, Financial Stability Institute, Bank for International Settlements, FSI Award 2008 Winning Paper.
- Mansouri, B. et Afroukh, S. (2008)**, « La rentabilité des banques et ses déterminants : le cas du Maroc », 15^{ème} Conférence de l’Equity and Economic Development, novembre 2008.
- Melecky, M. and Buncic, D. (2012)**, “Macroprudential stress testing of credit risk: a practical approach for policy makers”, World Bank, Policy research working paper, No.5936.
- Melecky, M. and Podpiera, A. (2010)**, “Macroprudential Stress testing Practices of Central Banks in Central and Southern Eastern Europe: An Overview and Challenges Ahead”, Policy Research Working Paper, World Bank.
- Misina, M., Tessier, D. and Dey, S. (2006)**, “Stress-testing the corporate loans portfolio of the Canadian Banking sector”, Bank of Canada, Working Paper, No. 2006-47.
- Niyogi, S. R. T. and Bhattacharya, B. (2011)**, “Macroeconomic Stress Testing and the Resilience of the Indian Banking System: A Focus on Credit Risk”, MPRA paper, No. 30263, April.
- Pesaran, M. H., Shin Y. and Smith, R. J. (2001)**, “Bounds Testing Approaches to the Analysis of level Relationships”, *Journal of Applied Econometric*, vol.16, No. 3, pp. 289-326.
- Rouabah, A. (2006)**, « La sensibilité de l’activité bancaire aux chocs macroéconomiques : une analyse en panel sur les données des banques Luxembourgeoises », Cahier d’études, Banque Centrale de Luxembourg.
- Shapiro, S. S. and Wilk, M. B. (1965)**. “An analysis of variance test for normality (complete samples)”, *Biometrika*, No. 52, pp. 591-611.
- Trinnou, M. (2013)**, « Implémentation du stress test macro prudentiel du risque de crédit bancaire dans l’union économique et monétaire de la l’Afrique de l’Ouest (UEMOA) », Centre d’Études, de Formation et de Recherches en Développement CEFRED, 2012.
- Van Den End, J. W., Hoerberichts, M. and Tabbæ, M. (2006)**. “Modelling scenario analysis and macro stress-testing” de Nederlandsche bank, Working Paper, No. 119.
- Violainen, K. (2004)**, “Macro stress testing with a macroeconomic credit risk model for Finland”, Bank of Finland, Research Discussion Papers, No. 2004/8.
- Zeman, J. and Jurca, P. (2008)**, “Macro stress testing of the Slovak banking sector”, National Bank of Slovakia, Working Paper, No. 1/2008.
- Zivot, E. and Andrews. D.W.K. (1992)**, “Further evidence on the great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis”, *Journal of business and economic statistic*, No. 10, pp. 251-270.

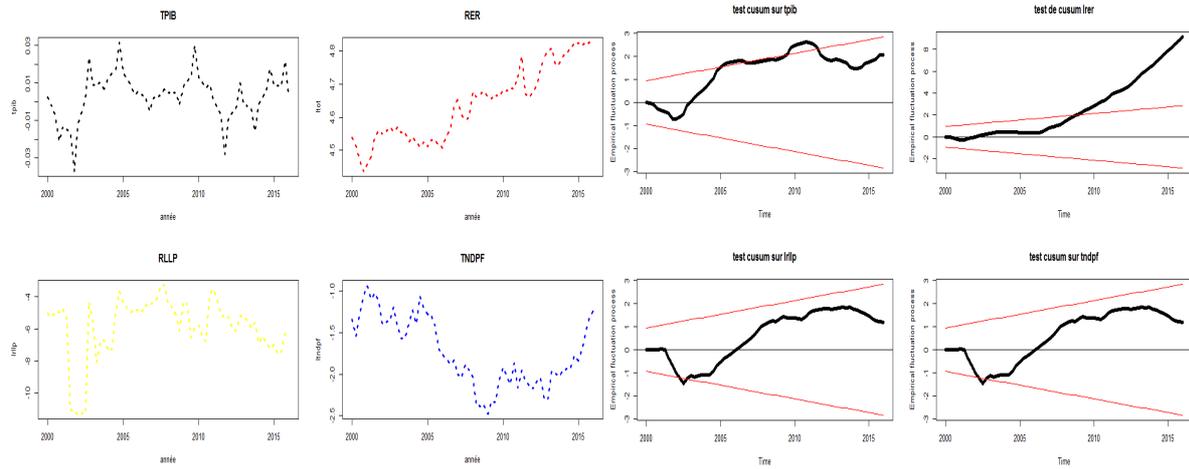
ANNEXES

Évolution des séries et test de rupture de CUSUM

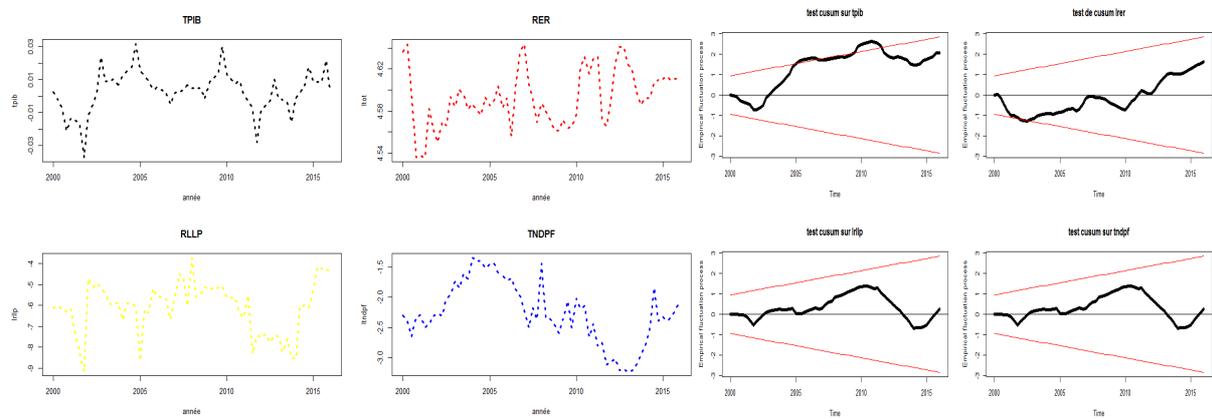
Cameroun



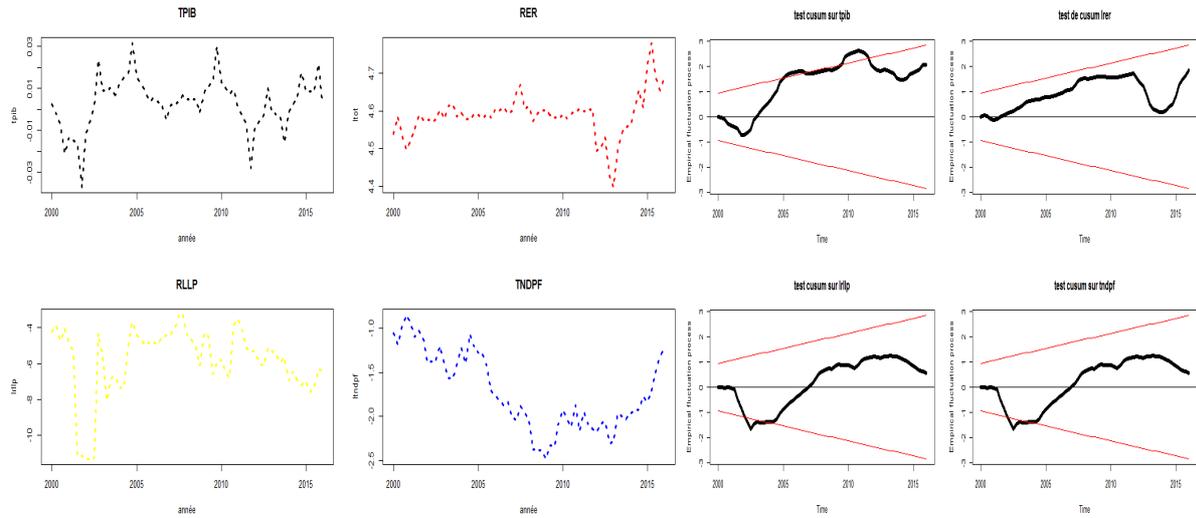
Centrafrique



Gabon



Tchad



Test de causalité au sens de Granger

Cameroun

Tchad

Granger causality Wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
tpib	lrer	3.445	1	0.063
tpib	dltndpf	.07812	1	0.780
tpib	dlrllp	3.421	1	0.064
tpib	dltiao_cvs	1.2248	1	0.268
tpib	ALL	6.7893	4	0.147
lrer	tpib	.03485	1	0.852
lrer	dltndpf	.02688	1	0.870
lrer	dlrllp	.04968	1	0.824
lrer	dltiao_cvs	.02448	1	0.876
lrer	ALL	1.0275	4	0.999
dltndpf	tpib	.20989	1	0.647
dltndpf	lrer	.14782	1	0.701
dltndpf	dlrllp	1.6827	1	0.195
dltndpf	dltiao_cvs	.7241	1	0.395
dltndpf	ALL	2.2075	4	0.698
dlrllp	tpib	.30433	1	0.581
dlrllp	lrer	.00123	1	0.972
dlrllp	dltndpf	.4821	1	0.487
dlrllp	dltiao_cvs	.1811	1	0.670
dlrllp	ALL	1.2223	4	0.874
dltiao_cvs	tpib	.37571	1	0.540
dltiao_cvs	lrer	1.1712	1	0.279
dltiao_cvs	dltndpf	.25608	1	0.613
dltiao_cvs	dlrllp	.38056	1	0.554
dltiao_cvs	ALL	1.8162	4	0.770

Granger causality Wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
tpib	dlrer	.26891	1	0.604
tpib	dltndpf	.413	1	0.519
tpib	dlrllp	1.2663	1	0.260
tpib	dltiao_cvs	.2131	1	0.644
tpib	ALL	1.814	4	0.770
dlrer	tpib	.15678	1	0.692
dlrer	dltndpf	.01933	1	0.989
dlrer	dlrllp	.13363	1	0.695
dlrer	dltiao_cvs	.19647	1	0.638
dlrer	ALL	.58983	4	0.964
dltndpf	tpib	.07434	1	0.785
dltndpf	dlrer	.00033	1	0.985
dltndpf	dlrllp	.34572	1	0.557
dltndpf	dltiao_cvs	3.0044	1	0.083
dltndpf	ALL	3.5511	4	0.470
dlrllp	tpib	.38486	1	0.533
dlrllp	dlrer	.14897	1	0.700
dlrllp	dltndpf	.70527	1	0.401
dlrllp	dltiao_cvs	.12488	1	0.724
dlrllp	ALL	1.4892	4	0.829
dltiao_cvs	tpib	1.2086	1	0.272
dltiao_cvs	dlrer	7.4237	1	0.006
dltiao_cvs	dltndpf	2.922	1	0.087
dltiao_cvs	dlrllp	.12389	1	0.723
dltiao_cvs	ALL	11.974	4	0.018

Gabon

RCA

Granger causality Wald tests

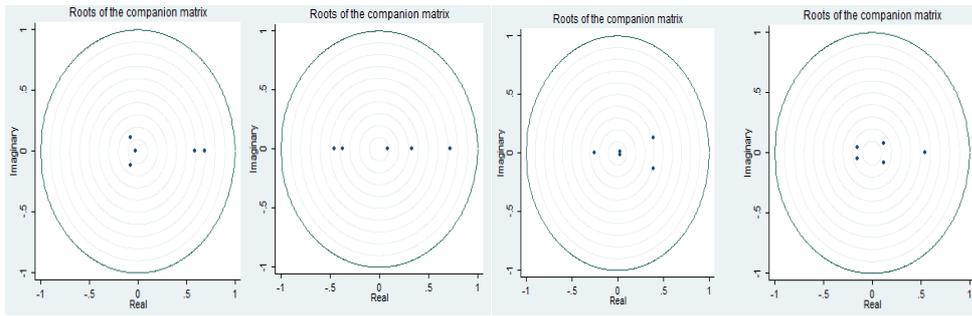
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
tpib	lrer	3.0297	1	0.082
tpib	dltndpf	.00265	1	0.959
tpib	dlrllp	.73919	1	0.390
tpib	dltiao_cvs	.01203	1	0.913
tpib	ALL	3.7134	4	0.446
lrer	tpib	4.9685	1	0.026
lrer	dltndpf	.0545	1	0.815
lrer	dlrllp	.13319	1	0.715
lrer	dltiao_cvs	.49574	1	0.481
lrer	ALL	5.3708	4	0.251
dltndpf	tpib	.17282	1	0.678
dltndpf	lrer	2.4857	1	0.115
dltndpf	dlrllp	.00084	1	0.977
dltndpf	dltiao_cvs	.78892	1	0.374
dltndpf	ALL	4.9552	4	0.292
dlrllp	tpib	.0879	1	0.767
dlrllp	lrer	.00145	1	0.970
dlrllp	dltndpf	.13355	1	0.715
dlrllp	dltiao_cvs	.01901	1	0.890
dlrllp	ALL	.21716	4	0.995
dltiao_cvs	tpib	.6944	1	0.405
dltiao_cvs	lrer	.216	1	0.642
dltiao_cvs	dltndpf	.95254	1	0.329
dltiao_cvs	dlrllp	2.5354	1	0.111
dltiao_cvs	ALL	5.2018	4	0.267

Granger causality Wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
tpib	dlrer	3.399	1	0.065
tpib	dltndpf	1.0397	1	0.308
tpib	dlrllp	1.557	1	0.212
tpib	dltiao_cvs	.59267	1	0.441
tpib	ALL	5.6694	4	0.225
dlrer	tpib	.17677	1	0.674
dlrer	dltndpf	1.5751	1	0.209
dlrer	dlrllp	.87462	1	0.350
dlrer	dltiao_cvs	.0066	1	0.935
dlrer	ALL	2.2026	4	0.699
dltndpf	tpib	1.3275	1	0.249
dltndpf	dlrer	7.7177	1	0.005
dltndpf	dlrllp	1.4362	1	0.231
dltndpf	dltiao_cvs	1.8605	1	0.173
dltndpf	ALL	12.156	4	0.016
dlrllp	tpib	.04517	1	0.832
dlrllp	dlrer	.61799	1	0.432
dlrllp	dltndpf	.64374	1	0.422
dlrllp	dltiao_cvs	.07146	1	0.789
dlrllp	ALL	1.3892	4	0.851
dltiao_cvs	tpib	1.2146	1	0.270
dltiao_cvs	dlrer	.49035	1	0.484
dltiao_cvs	dltndpf	2.8324	1	0.092
dltiao_cvs	dlrllp	.40552	1	0.524
dltiao_cvs	ALL	4.3315	4	0.363

Test de stabilité du modèle

Cameroun Gabon RCA Tchad



Test de normalité des résidus

Cameroun

Gabon

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
residus	66	0.98655	0.789	-0.512	0.69583

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
residus	66	0.98688	0.770	-0.566	0.71423

RCA

Tchad

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
residus	66	0.98886	0.654	-0.921	0.82153

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
residus	66	0.97577	1.422	0.763	0.22279

Test d'hétéroscédasticité

RCA

CAM

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	33.0967	25	0.12867

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	21.1653	25	0.68336

H0: no autocorrelation at lag order

TCHAD

GABON

Lagrange-multiplier test

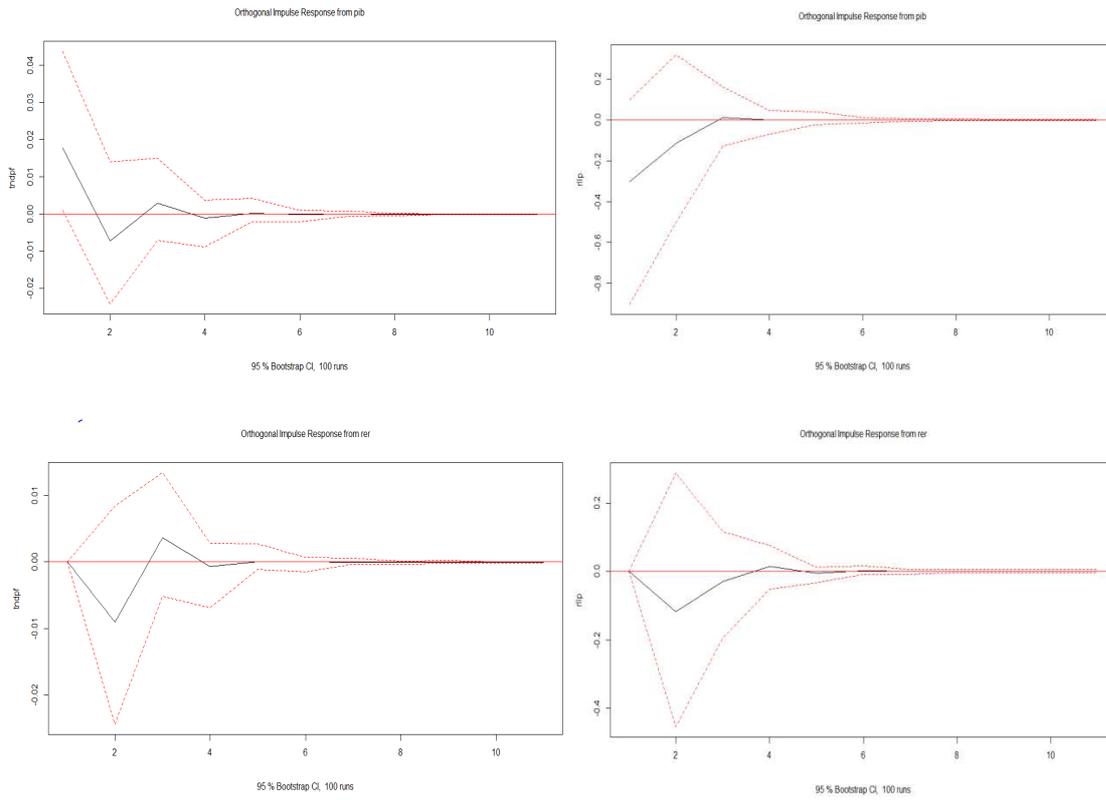
lag	chi2	df	Prob > chi2
1	26.5550	25	0.37847

Lagrange-multiplier test

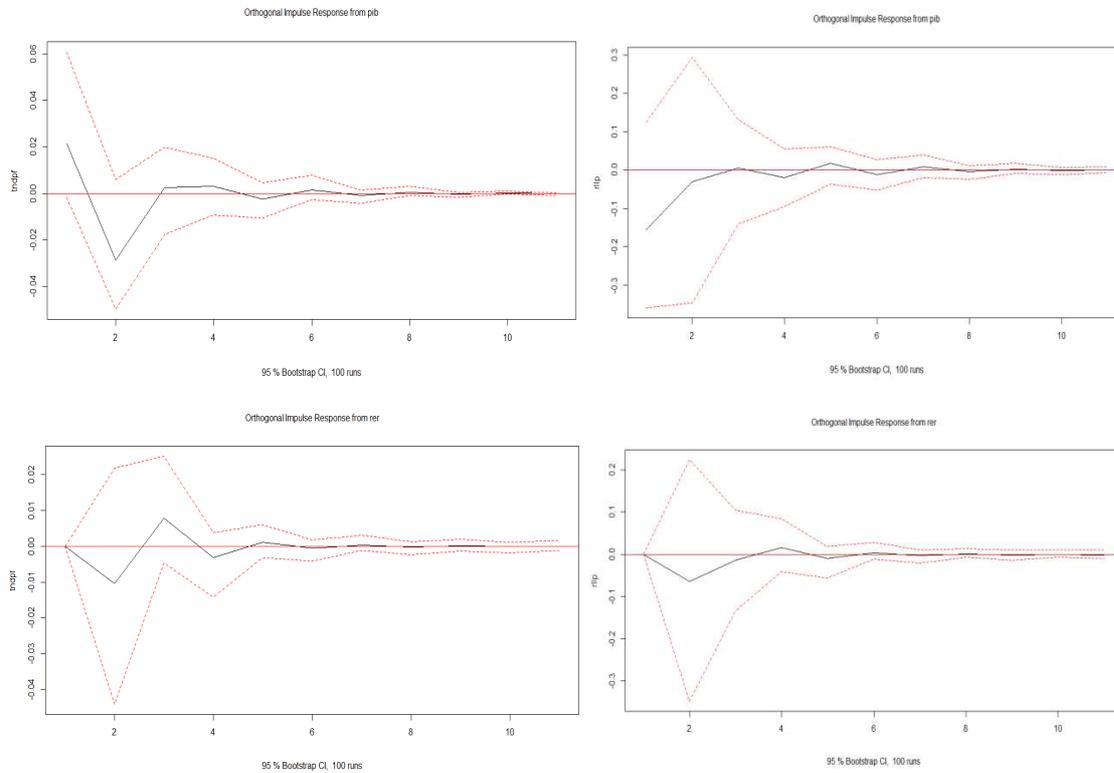
lag	chi2	df	Prob > chi2
1	17.4029	25	0.86666

H0: no autocorrelation at lag order

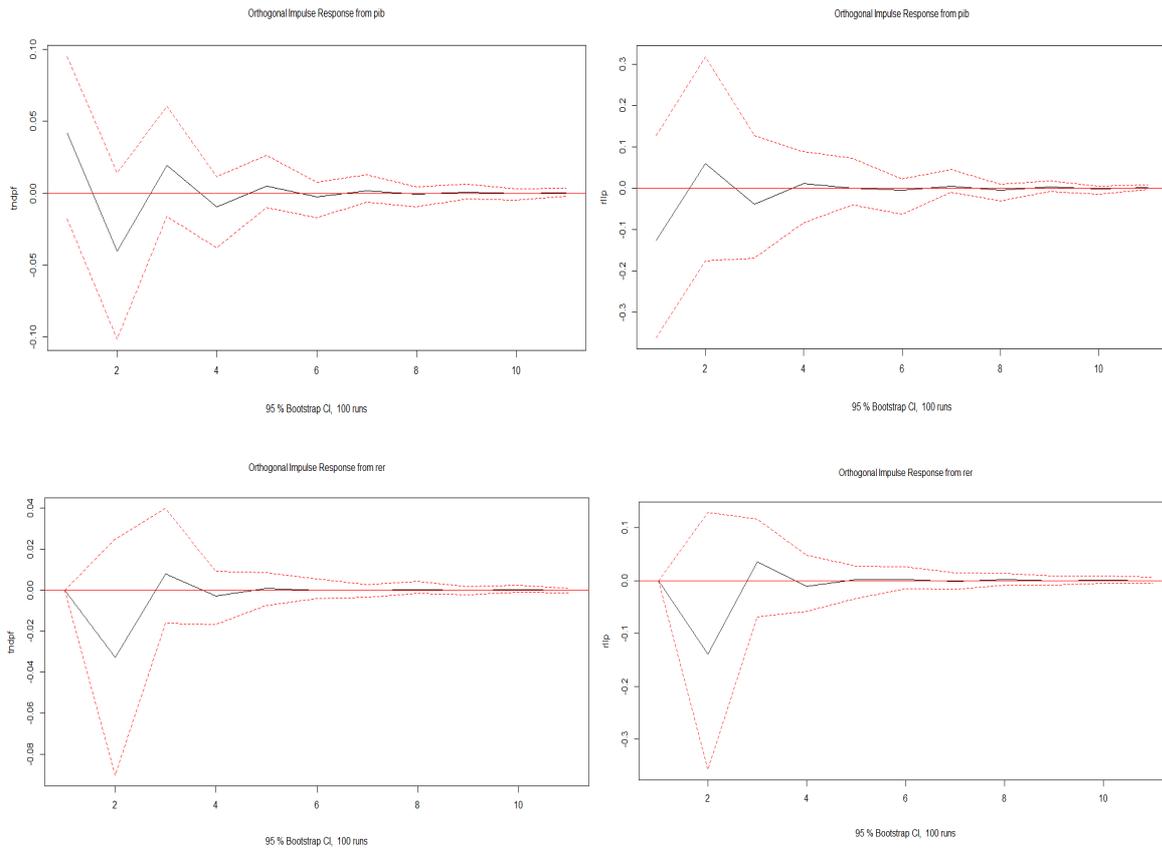
Fonctions réponses impulsionnelles du Cameroun aux chocs du taux net de dégradation du portefeuille (tndpf) et du ratio provision en cas de défaut (rllp)



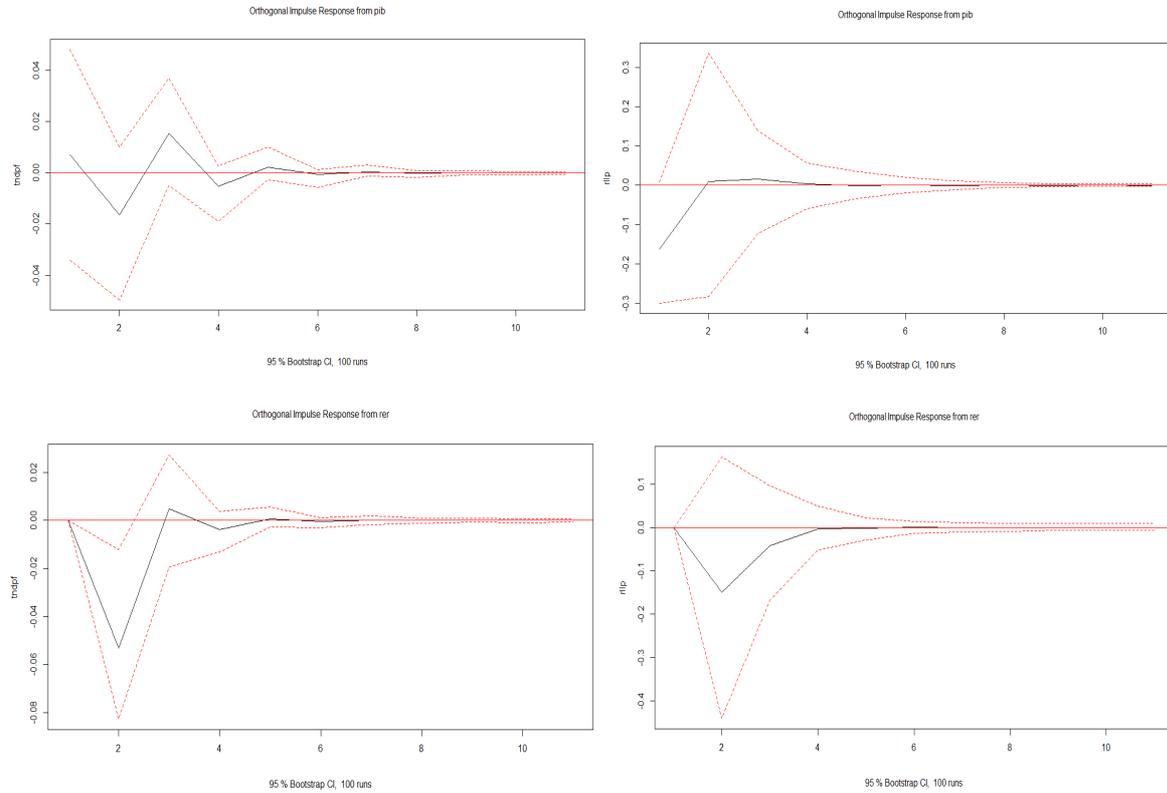
Fonctions réponses impulsionnelles du Tchad aux chocs du taux net de dégradation du portefeuille (tndpf) et du ratio provision en cas de défaut (rllp)



Fonctions réponses impulsionnelles du Gabon aux chocs du taux net de dégradation du portefeuille (tndpf) et du ratio provision en cas de défaut (rllp)



Fonctions réponses impulsionnelles de la Centrafrique aux chocs du taux net de dégradation du portefeuille (tndpf) et du ratio provision en cas de défaut (rllp)



Calculs intermédiaires dans les différents scénarios de stress

Scénario de base

	trim	TNDPF	RLLP	B	R	LGD	K	RWA	FP	CAR	EAD
Cameroun	2017q1	0,1581	0,0006	0,0482	0,1200	0,0037	0,0021	74091	400735	5,4087	2827183
	2017q2	0,2258	0,0005	0,0113	0,1200	0,0022	0,0014	49447	400735	8,1043	2827183
	2017q3	0,2262	0,0004	0,0113	0,1200	0,0018	0,0012	41557	400735	9,6430	2827183
	2017q4	0,2261	0,0004	0,0113	0,1200	0,0016	0,0010	35530	400735	11,2789	2827183
	2018q1	0,2262	0,0003	0,0113	0,1200	0,0013	0,0009	30524	400735	13,1283	2827183
Gabon	2017q1	0,1134	0,0112	0,0565	0,1204	0,0989	0,0473	96382	335644	3,4824	162970
	2017q2	0,2262	0,0111	0,0113	0,1200	0,0491	0,0314	63952	335644	5,2483	162970
	2017q3	0,2215	0,0115	0,0113	0,1200	0,0519	0,0328	66904	335644	5,0168	162970
	2017q4	0,2242	0,0116	0,0113	0,1200	0,0519	0,0331	67348	335644	4,9837	162970
	2018q1	0,2234	0,0119	0,0113	0,1200	0,0534	0,0339	69089	335644	4,8581	162970
RCA	2017q1	0,2564	0,0018	0,0373	0,1200	0,0071	0,0050	39346	132199	3,3599	627031
	2017q2	0,2238	0,0018	0,0113	0,1200	0,0079	0,0051	39790	132199	3,3224	627031
	2017q3	0,2237	0,0017	0,0113	0,1200	0,0078	0,0050	38976	132199	3,3918	627031
	2017q4	0,2241	0,0017	0,0113	0,1200	0,0076	0,0049	38155	132199	3,4648	627031
	2018q1	0,2242	0,0017	0,0113	0,1200	0,0075	0,0048	37438	132199	3,5311	627031
Tchad	2017q1	0,2561	0,0012	0,0373	0,1200	0,0046	0,0033	25624	132199	5,1593	627031
	2017q2	0,2242	0,0011	0,0113	0,1200	0,0049	0,0031	24458	132199	5,4051	627031
	2017q3	0,2239	0,0010	0,0113	0,1200	0,0046	0,0030	23288	132199	5,6767	627031
	2017q4	0,2237	0,0010	0,0113	0,1200	0,0044	0,0028	22281	132199	5,9332	627031
	2018q1	0,2236	0,0010	0,0113	0,1200	0,0043	0,0027	21381	132199	6,1830	627031

Scénario 1

	trim	TNDPF	RLLP	B	R	LGD	K	RWA	FP	CAR	EAD
Cameroun	2017q1	0,1556	0,0008	0,0486	0,1201	0,0049	0,0028	98288	400735	4,0771	2827183
	2017q2	0,2235	0,0008	0,0113	0,1200	0,0037	0,0024	83451	400735	4,8020	2827183
	2017q3	0,2235	0,0009	0,0113	0,1200	0,0039	0,0025	88012	400735	4,5532	2827183
	2017q4	0,2233	0,0009	0,0113	0,1200	0,0041	0,0026	92241	400735	4,3444	2827183
	2018q1	0,2231	0,0009	0,0113	0,1200	0,0042	0,0027	95927	400735	4,1775	2827183
Gabon	2017q1	0,1184	0,0098	0,0554	0,1203	0,0828	0,0406	82637	335644	4,0617	162970
	2017q2	0,2261	0,0093	0,0113	0,1200	0,0411	0,0263	53596	335644	6,2625	162970
	2017q3	0,2242	0,0089	0,0113	0,1200	0,0398	0,0254	51768	335644	6,4836	162970
	2017q4	0,2252	0,0086	0,0113	0,1200	0,0381	0,0244	49642	335644	6,7613	162970
	2018q1	0,2248	0,0083	0,0113	0,1200	0,0369	0,0236	48090	335644	6,9794	162970
RCA	2017q1	0,2665	0,0017	0,0365	0,1200	0,0065	0,0047	36792	132199	3,5932	627031
	2017q2	0,2310	0,0017	0,0112	0,1200	0,0074	0,0048	37911	132199	3,4871	627031
	2017q3	0,2304	0,0017	0,0112	0,1200	0,0074	0,0048	37707	132199	3,5060	627031
	2017q4	0,2298	0,0017	0,0112	0,1200	0,0074	0,0048	37496	132199	3,5257	627031
2018q1	0,2293	0,0017	0,0112	0,1200	0,0073	0,0048	37244	132199	3,5496	627031	
Tchad	2017q1	0,2649	0,0012	0,0366	0,1200	0,0046	0,0033	26232	132199	5,0396	627031
	2017q2	0,2285	0,0012	0,0112	0,1200	0,0051	0,0033	25881	132199	5,1079	627031
	2017q3	0,2283	0,0011	0,0112	0,1200	0,0048	0,0031	24513	132199	5,3931	627031
	2017q4	0,2277	0,0010	0,0112	0,1200	0,0046	0,0030	23333	132199	5,6657	627031
	2018q1	0,2273	0,0010	0,0113	0,1200	0,0044	0,0028	22226	132199	5,9478	627031

Scénario 2

	trim	TNDPF	RLLP	B	R	LGD	K	RWA	FP	CAR	EAD
Cameroun	2017q1	0,1553	0,0007	0,0486	0,1201	0,0043	0,0024	86347	400735	4,6410	2827183
	2017q2	0,2240	0,0006	0,0113	0,1200	0,0027	0,0017	61034	400735	6,5658	2827183
	2017q3	0,2240	0,0005	0,0113	0,1200	0,0024	0,0015	54153	400735	7,4001	2827183
	2017q4	0,2238	0,0005	0,0113	0,1200	0,0021	0,0014	48283	400735	8,2997	2827183
	2018q1	0,2236	0,0004	0,0113	0,1200	0,0019	0,0012	43474	400735	9,2177	2827183
Gabon	2017q1	0,1289	0,0104	0,0533	0,1202	0,0808	0,0413	84089	335644	3,9915	162970
	2017q2	0,2317	0,0106	0,0112	0,1200	0,0458	0,0296	60349	335644	5,5617	162970
	2017q3	0,2327	0,0108	0,0112	0,1200	0,0464	0,0301	61337	335644	5,4721	162970
	2017q4	0,2300	0,0111	0,0112	0,1200	0,0481	0,0310	63190	335644	5,3117	162970
	2018q1	0,2295	0,0113	0,0112	0,1200	0,0492	0,0317	64600	335644	5,1958	162970
RCA	2017q1	0,2564	0,0018	0,0373	0,1200	0,0071	0,0050	39346	132199	3,3599	627031
	2017q2	0,2238	0,0018	0,0113	0,1200	0,0079	0,0051	39790	132199	3,3224	627031
	2017q3	0,2237	0,0017	0,0113	0,1200	0,0078	0,0050	38976	132199	3,3918	627031
	2017q4	0,2241	0,0017	0,0113	0,1200	0,0076	0,0049	38155	132199	3,4648	627031
	2018q1	0,2242	0,0017	0,0113	0,1200	0,0075	0,0048	37438	132199	3,5311	627031
Tchad	2017q1	0,2561	0,0012	0,0373	0,1200	0,0046	0,0033	25624	132199	5,1593	627031
	2017q2	0,2242	0,0011	0,0113	0,1200	0,0049	0,0031	24458	132199	5,4051	627031
	2017q3	0,2239	0,0010	0,0113	0,1200	0,0046	0,0030	23288	132199	5,6767	627031
	2017q4	0,2237	0,0010	0,0113	0,1200	0,0044	0,0028	22281	132199	5,9332	627031
	2018q1	0,2236	0,0010	0,0113	0,1200	0,0043	0,0027	21381	132199	6,1830	627031

Scénario 3

	trim	TNDPF	RLLP	B	R	LGD	K	RWA	FP	CAR	EAD
Cameroun	2017q1	0,1546	0,0007	0,0488	0,1201	0,0046	0,0026	91914	400735	4,3599	2827183
	2017q2	0,2233	0,0007	0,0113	0,1200	0,0031	0,0020	70832	400735	5,6575	2827183
	2017q3	0,2233	0,0007	0,0113	0,1200	0,0031	0,0020	70064	400735	5,7196	2827183
	2017q4	0,2232	0,0007	0,0113	0,1200	0,0031	0,0020	69694	400735	5,7499	2827183
	2018q1	0,2231	0,0007	0,0113	0,1200	0,0031	0,0020	69516	400735	5,7646	2827183
Gabon	2017q1	0,1212	0,0098	0,0548	0,1203	0,0812	0,0402	81966	335644	4,0949	162970
	2017q2	0,2282	0,0094	0,0112	0,1200	0,0411	0,0265	53889	335644	6,2284	162970
	2017q3	0,2273	0,0091	0,0113	0,1200	0,0399	0,0256	52128	335644	6,4388	162970
	2017q4	0,2275	0,0088	0,0112	0,1200	0,0385	0,0247	50370	335644	6,6636	162970
	2018q1	0,2272	0,0085	0,0113	0,1200	0,0375	0,0241	49013	335644	6,8480	162970
RCA	2017q1	0,2665	0,0017	0,0365	0,1200	0,0065	0,0047	36792	132199	3,5932	627031
	2017q2	0,2310	0,0017	0,0112	0,1200	0,0074	0,0048	37911	132199	3,4871	627031
	2017q3	0,2304	0,0017	0,0112	0,1200	0,0074	0,0048	37707	132199	3,5060	627031
	2017q4	0,2298	0,0017	0,0112	0,1200	0,0074	0,0048	37496	132199	3,5257	627031
	2018q1	0,2293	0,0017	0,0112	0,1200	0,0073	0,0048	37244	132199	3,5496	627031
Tchad	2017q1	0,2649	0,0012	0,0366	0,1200	0,0046	0,0033	26232	132199	5,0396	627031
	2017q2	0,2285	0,0012	0,0112	0,1200	0,0051	0,0033	25881	132199	5,1079	627031
	2017q3	0,2283	0,0011	0,0112	0,1200	0,0048	0,0031	24513	132199	5,3931	627031
	2017q4	0,2277	0,0010	0,0112	0,1200	0,0046	0,0030	23333	132199	5,6657	627031
	2018q1	0,2273	0,0010	0,0113	0,1200	0,0044	0,0028	22226	132199	5,9478	627031