



REEM Volume 4
Revue Economique et Monétaire

“ Analyse du « pass-through » du taux de change sur l’inflation au Burundi ”

Par Anita NKURUNZIZA & Abdon de Dieu NTWARI

“ Sources des fluctuations du taux de change réel au Burundi ”

Par Micheline KWIZERA & Jean Claude BIRIKUNZIRA

“ Impact Des Fluctuations Macroeconomiques sur la Stabilité Financière au Burundi ” Par Thierry KWIZERA & Benita Rachel NDAYIKEZE

Juin 2022

REM Volume 4
Revue Economique et Monétaire
Juin 2022

- “Analyse du « pass-through » du taux de change sur l’inflation au Burundi”1
Par *Anita NKURUNZIZA & Abdon de Dieu NTWARI*
- “ Sources des fluctuations du taux de change réel au Burundi ” 25
Par *Micheline KWIZERA & Jean Claude BIRIKUNZIRA*
- “ Impact des Fluctuations Macroeconomiques sur la Stabilité Financière au Burundi ” 43
Par *Thierry KWIZERA & Benita Rachel NDAYIKEZE*

Copyright©2022 par la Revue Economique et Monétaire. Tous droits réservés. Des extraits brefs de cette publication peuvent être reproduits ou traduits pour autant que la source est référencée.

La reproduction pour des fins commerciales est interdite.

La *Revue Economique et Monétaire* est publiée annuellement. L'accès gratuit à cette publication est disponible en ligne sur le site www.brb.bi.

Les renouvellements, changements d'adresse, et demandes de permissions d'impression des éléments de cette Revue devraient être adressés à:

Revue Economique et Monétaire
Banque de la République du Burundi
B.P: 705 Bujumbura
Tel: +257 22 20 40 00
Courriel: brb@brb.bi
Site web: www.brb.bi

Les résultats, interprétations et conclusions exprimés dans cette Revue sont sous l'entière responsabilité des auteurs et ne représentent pas nécessairement la vision de la Banque de la République du Burundi.

Revue Economique et Monétaire
Membres des Organes de la Revue Economique et Monétaire
Comité Scientifique

Président

Leonidas NDAYIZEYE, Ph.D, *Professeur d'Economie, Université du Burundi.*

Membres

Leonce NDIKUMANA, Ph.D, *Professeur Emérite, Université de Massachussets Amherst*

Salomon NSABIMANA, Ph. D, *Chercheur, Institut de Developpement Economique du Burundi (IDEC)*

Tharcisse YAMUREMYE, Ph. D, *Conseiller, Fonds Monétaire International (FMI),*

Janvier Désiré NKURUNZIZA, Ph. D, *Chercheur, Conférence des Nations Unies sur le Commerce et le Developpement (CNUCED)*

Comité Editorial

Président

Vénuste NDIKUMWENAYO, *Directeur des Etudes Economiques et de la Statistique, Banque de la République du Burundi*

Membres

Constance MBONIHANKUYE, *Directeur des Opérations, Banque de la République du Burundi*

Prosper NGENDANGANYA, *Directeur de la Supervision, de la Stabilité financière et de l'Inclusion financière, Banque de la République du Burundi*

Alexis NKUNZIMANA, *Chef de Service Etudes Economques, Banque de la République du Burundi*

Augustin RIRAGENDWA, *Directeur de l'Emission Monétaire, Banque de la République du Burundi*

Arsène MUGENZI, *Chef de Service Régulation du Marché des capitaux, Banque de la République du Burundi*

Secrétariat de Rédaction

Président

Edouard Normand BIGENAKO, *Chef du Service Recherche et Documentation, Banque de la République du Burundi*

Membres

Jean Claude BIRIKUNZIRA, *Economiste, Banque de la République du Burundi,*

Jehova-Ile MBONTEGEKA, *Economiste, Banque de la République du Burundi,*

Micheline KWIZERA, *Economiste, Banque de la République du Burundi*

Anita NKURUNZIZA, *Economiste, Banque de la République du Burundi*

Thierry KWIZERA, *Economiste, Banque de la République du Burundi*

Dieudonné NYUNGUKA, *Economiste, Banque de la République du Burundi*

Ghislain IRUMVA, *Economètre, Banque de la République du Burundi*

Directeur de Publication

Vénuste NDIKUMWENAYO, *Directeur des Etudes Economiques et de la Statistique, BRB*

Analyse du « pass-through » du taux de change sur l'inflation au Burundi

Anita NKURUNZIZA* et Abdon de Dieu NTWARI**

* Economiste, Banque de la République du Burundi «ankurunziza@brb.bi»

** Economiste, Banque de la République du Burundi «antwari@brb.bi»

Résumé

Dans le contexte de globalisation des économies, et de la migration de la Banque de la République du Burundi (BRB) vers le ciblage de l'inflation, une meilleure compréhension des effets des variations du taux de change sur les prix pour une petite économie ouverte comme le Burundi est cruciale. L'objet de cette étude est d'analyser le pass-through du taux de change aux prix au sein de l'économie burundaise. En utilisant des données trimestrielles de 2005 à 2019, les résultats issus de l'estimation faite à l'aide du modèle ARDL montrent qu'il existe, à court terme uniquement, un pass-through du taux de change aux prix au Burundi. En effet, une dépréciation de 1% du taux de change officiel engendre une augmentation de 0.62% de l'inflation à court terme.

Mots-clés : Prix à la consommation, Pass-through, ARDL

JEL: C32, E31, F31

Abstract

In the context of the globalization of economies, and the Bank of the Republic of Burundi (BRB) migration to inflation targeting, a better understanding of the effects of exchange rate changes on prices for a small open economy like Burundi is crucial. The purpose of this study is to analyze the pass-through of the exchange rate to prices within the Burundian economy. Using quarterly data from 2005 to 2019, results from the autoregressive distributed lag model (ARDL) estimation show that there is a pass-through of the exchange rate to prices in Burundi, only in short run. Indeed, a 1% depreciation of the official exchange rate generates 0.62% increase in inflation in the short term.

Keywords: Consumer prices, Exchange rate pass-through, ARDL Model.

JEL:

C32,E31, F31

1. Introduction

Dans un contexte d'internationalisation croissante des économies, l'analyse des effets des fluctuations du taux de change sur les décisions des autorités monétaires et surtout son rôle important dans la dynamique de l'inflation au sein des petites économies ouvertes préoccupe la recherche économique. En effet, l'importance avérée du pass-through du taux de change aux prix dans la conduite de la politique monétaire, guide la volonté des autorités monétaires de mieux comprendre la dynamique de cette dernière.

Le concept de « pass-through » renvoie au degré de réactivité de l'inflation aux changements du taux de change causés par un choc spécifique. Il traduit donc le niveau auquel les variations du taux de change sont transmises aux prix domestiques. (Goldberg et Knetter, 1997).

Au Burundi, le régime de change appliqué par la BRB est flottant administré et le pays est fortement dépendant des importations. Depuis 2000, le franc Burundi a connu une dépréciation continue passant de 626.79Fbu à 1808.27Fbu contre un dollar américain à fin décembre 2018. Cette dépréciation continue s'est accompagnée d'une perte de pouvoir d'achat des ménages, l'Indice des Prix à la Consommation étant passé de 25.5 en 2000 à 113.13¹ en décembre 2019. De plus, sur le marché de change burundais, il existe un cours de change parallèle qui s'est créé au fil du temps, résultant de l'inadéquation entre l'offre et la demande des devises. L'écart des deux taux de change qui depuis 2005 était minime, a augmenté de façon remarquable suite à la crise socio-politique de 2015, atteignant 50% à fin 2019.

Quelques études se sont focalisées sur l'analyse de l'impact des chocs externes sur l'économie burundaise (Ahishakiye et al. 2017), (Bararuzunza 2008) mais, aucune d'entre elles n'a explicitement traité le degré de pass-through des fluctuations du taux de change aux prix.

L'objet de cette étude est d'analyser le pass-through du taux de change aux prix au sein de l'économie burundaise, sous l'hypothèse qu'un degré fort du pass-through signifierait que les variations du taux de change un effet avéré sur l'inflation. Cette étude est d'autant plus cruciale car elle s'inscrit dans le cadre d'évaluation de l'efficacité des canaux de transmission de la politique monétaire (dont le taux de change), dans une perspective de l'adoption du cadre de politique monétaire basé sur le

ciblage de l'inflation tel que recommandé par la Communauté des Etats de l'Afrique de l'Est (CEA).

Le reste du papier est organisé en trois sections. La première présente la littérature théorique du pass-through avec un aperçu sur certains travaux empiriques ; la seconde traite de l'évolution du taux de change, de l'inflation et ses composantes au Burundi. La troisième et dernière consiste en une analyse empirique de pass-through ainsi qu'une conclusion générale incluant des implications de politique monétaire.

2. Analyse théorique du pass-through du taux de change sur l'inflation

2.1. Canaux de transmission du pass-through

L'analyse du pass-through est capitale du fait qu'elle aborde la notion du degré de transmission des effets des variations du taux de change nominal aux prix domestiques et entre dans la formulation de la conduite de la politique monétaire (Mishkin, 2008). Comme le soulignent Bailliu et Murray (2010), le processus de transmission des variations du taux de change aux prix passe essentiellement par deux canaux à savoir le canal direct et le canal indirect.

Pour le premier, une dépréciation du taux de change se répercute directement sur les prix des produits finis. Plus clairement, une dépréciation de la monnaie locale conduit à un renchérissement des prix des produits finis importés et directement une augmentation de l'indice des prix à la consommation. De même, l'augmentation des prix des intrants importés conduit à une augmentation des coûts de production et in fine, des prix à la consommation. A l'opposé, une dépréciation rend les produits domestiques relativement moins chers pour les non-résidents, et accroît la demande extérieure des produits locaux, et partant la hausse des exportations.

Deuxièmement, le canal de transmission indirect des variations du taux de change aux prix domestiques s'observe à travers la substitution des biens importés devenus chers. Suite à une dépréciation de la monnaie locale qui rendrait plus chers les produits importés, la demande des biens de substitution produit localement augmente, causant ainsi une augmentation des prix à la consommation. Plus précisément, l'impact des variations du taux de change aux prix est différent le long de la chaîne de

tarification :

(Prix à l'importation ↔ prix à la production ↔ prix à la consommation).
(Dongue, 2020).

Un autre aspect du canal de transmission du taux de change aux prix, est le poids relatif des biens échangeables et non échangeables. En effet, le taux de change peut servir à atténuer les chocs si la transmission des variations du taux de change nominal aux prix des biens échangeables est forte et que la transmission aux prix des biens non échangeables est faible. En se basant sur les recherches effectuées sur des pays de l'Afrique sub-saharienne, il ressort que le postulat précédent n'est pas vérifié et que par conséquent le taux de change ne peut pas servir de frein aux chocs².

Le processus de transmission des variations du taux de change aux prix au Burundi serait donc direct. Le Burundi étant un importateur net, l'augmentation des prix des produits importés se reflètent directement aux prix à la consommation exception faite des produits ayant des prix administrés. Il convient de dire aussi, que la production locale dans les industries burundaises compte beaucoup d'intrants importés dont l'augmentation du coût gonfle les coûts de production et in fine les prix à la consommation. La dernière phrase pousse à croire que la transmission des variations du taux de change aux prix des biens non échangeables est forte au Burundi ; ceci dit nous ne pourrions pas évaluer cela empiriquement dans cette étude dû au manque de données.

❖ Politique de fixation des prix

La littérature sur le degré de pass-through fait aussi ressortir l'importance de la segmentation des marchés appelée « pricing-to-market » faite par les producteurs et la politique de fixation des prix.

Dans le cas du « pricing-to-market », selon l'importance de la part de marché d'une firme dans un pays importateur, cette dernière peut décider de répercuter totalement une augmentation des coûts de production au prix final du produit au risque de perdre une part de sa clientèle dû à l'effet de substitution (pour des produits locaux moins chers). Il s'agirait alors de faire un arbitrage entre les revenus actuels et la demande future (Goldberg & Knetter, 1997).

2 Voir Abida et Sghaier (2012) pour la Tunisie et le Maroc ;

La politique de fixation des prix fait référence quant à elle à la manière dont les prix sont fixés sur le marché internationale. Le prix du produit est négocié à l'avance soit en monnaie locale (local currency pricing) ou en monnaie étrangère qui est converti en monnaie locale au taux de change du moment (Producer currency pricing). Dans ce cas, la variation du taux de change est directement reportée au prix du dit produit. Le pass-through est dit intégral ou complet lorsque la dépréciation du taux de change se répercute entièrement sur les prix à l'importation, sinon il est partiel ou incomplet. (Bailliu & Bouakez, 2004)

Dans le cas du Burundi, les échanges commerciaux au Burundi ont toujours été dominés par les importations³, faisant ainsi du pays un importateur net vis-à-vis du monde. Ainsi, les importations burundaises se négocient en devises qui sont converties en monnaie locale au taux de change actuel. Les importations se faisant principalement en dollars américains, une dépréciation/appréciation du taux de change à un effet direct sur les prix en monnaie locale. L'existence d'un marché parallèle de devises au Burundi, sur lequel le taux de change n'est pas stable comparé au marché officiel, pourrait accentuer encore plus les effets du pass-through du taux de change aux prix suivant que les importateurs n'ont pas la même source d'approvisionnement en devises⁴.

❖ Vitesse d'ajustement des prix et crédibilité de la politique monétaire

Le degré du pass-through est aussi fonction de la persistance des chocs de prix et de taux de change, laquelle persistance tend à diminuer dans une économie où le taux d'inflation est faible et où la politique monétaire est plus crédible. La crédibilité et l'efficacité de la politique monétaire à maintenir un taux d'inflation bas amène les firmes à anticiper la non-persistance de tout choc négatif du taux de change sur l'inflation, et par conséquent, elles ne répercutent pas directement sur leurs prix l'effet change (Gagnon et Ihrig, 2004). Il est important de souligner que le terme crédibilité de la politique monétaire est souvent utilisé pour qualifier le degré de confiance que manifeste le public envers la Banque

3 En se référant aux statistiques du commerce extérieur de la BRB

4 En 2016, une étude non publiée de la section Recherche à la BRB, a révélé que 40% des importations étaient financées par le marché parallèle des devises au Burundi.

Centrale dans sa capacité d'atteindre les objectifs annoncés. Au Burundi, comme dans plusieurs pays de l'Afrique Sub-saharienne, la politique monétaire est peu crédible, les anticipations des agents économiques ne sont pas ancrées du principalement à :

- La faiblesse des canaux de transmission (Voir Birikunzira et Kwizera 2019) ⁵
- La quasi inexistence des marchés financiers ;
- La prépondérance de la politique budgétaire sur la politique monétaire.

De tout ce qui précède, il ressort la nécessité que les autorités monétaires aient une parfaite connaissance théorique de la dynamique de l'inflation ainsi que son comportement relativement prédictif afin que la politique monétaire soit menée avec succès. Ce postulat est encore plus valable pour les pays ayant adopté le ciblage d'inflation comme cadre de politique monétaire (Bailliu et Murray, 2010).

❖ L'Effet du régime de change

Les variations du taux de change sur les prix peuvent différer selon le type de régime de taux de change en vigueur dans une économie. Dans un régime de change flexible, une faible transmission des variations du taux de change aux prix peut contribuer à stabiliser la production sans entraîner une forte volatilité de l'inflation. Ainsi, une politique monétaire crédible qui respecte l'objectif d'inflation (stabilité des prix) entraîne des pertes plus faibles en l'absence d'ajustements des prix, ce qui se traduit par un degré faible de pass-through. Aussi, les rigidités nominales et l'ajustement lent des prix à la consommation peuvent-ils rendre les prix intérieurs moins réactifs aux variations de taux de change (Choudhri et Hakura, 2001).

Globalement, le processus de pass-through est fonction de plusieurs facteurs tels que :

- La vitesse d'ajustement des prix (Devereux et Yetman, 2003) ;
- La composition des échanges commerciaux (Campa et Gold-

⁵ Dans leur étude sur « le canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire au Burundi : panel des banques commerciales », les auteurs ont trouvé un faible degré (0.0075%) de transmission du taux de refinancement de la BRB au taux débiteurs appliqués dans les banques commerciales.

berg, 2010), la part du commerce facturé en devises (Casas et al., 2017) ;

- Le degré du développement du marché financier et le niveau de crédibilité de la politique monétaire (Gagnon et Ihrig, 2004) ;
- Les spécificités structurelles d'un pays ainsi que la nature du choc macroéconomique qui déclenche le mouvement du taux de change (Shambaugh, 2008).

Dans la littérature empirique plusieurs travaux ont été effectués sur le pass-through du taux de change en Afrique sub-saharienne mais la grande majorité de ceux-ci a été orientée à l'étude des déterminants des prix plutôt que d'étudier le pass-through du taux de change uniquement. Cette approche privilégie la théorie monétariste qui stipule que l'inflation est due à un excès d'offre monétaire ; tout en y ajoutant les développements externes qui s'avèrent pertinents dans l'étude des effets du taux de change.

Mwase (2006) a étudié en Tanzanie, sur base d'un modèle vecteur autorégressif (VAR), le degré de pass-through du taux de change aux prix et affirme qu'il existe bel et bien un pass-through incomplet et décroissant.

Abida et Sghaier (2012), ont examiné le degré de transmission des variations du taux de change nominal aux prix des biens échangeables et non échangeables au Maroc et en Tunisie. Il en ressort qu'il n'y a aucune évidence de transmission significative des variations du taux de change nominal aux prix. Dans les deux pays, les résultats sont contraires aux hypothèses théoriques sur l'efficacité du taux de change dans l'absorption des chocs inflationnistes : la transmission est forte aux prix des biens non échangeables et faible aux prix des biens échangeables. Les variations du taux de change seraient encadrées par les autorités tunisiennes et marocaines dans le cadre d'un ancrage souple et modéré reflétant « la peur du flottement ».

Berga (2012) a examiné le degré de pass-through du taux de change aux prix à la consommation et à l'importation en Ethiopie. En appliquant un modèle vecteur autorégressif structurel (SVAR), les résultats ont montré que le pass-through est incomplet mais significatif à court terme. Le pass-through aux prix à l'importation est nettement significatif, suggérant ainsi un pass-through décroissant le long de la chaîne de tarification en Ethiopie.

Les résultats de Razafimahefa (2012), dans son analyse sur le pass-through et ses déterminants dans 44 pays d'Afrique sub-saharienne, montrent que le pass-through est non seulement incomplet mais faible pour les pays à régime de change flottant dirigé comme le Burundi.

Au Burundi, Bararuzunza (2008), a étudié les fondements réels et monétaires de l'inflation. Il conclut que cette dernière serait influencée par les variations du déficit budgétaire, du PIB, de la masse monétaire et du taux d'intérêt débiteur. Il ne trouve aucune relation significative entre le taux d'inflation et le taux de change nominal.

Ahishakiye et al. (2017), ont estimé un modèle vecteur autorégressif (VAR) afin d'évaluer l'impact des chocs exogènes sur la politique monétaire au Burundi. Leurs résultats montrent que le taux de change effectif réel a un impact négatif et significatif sur l'inflation. Cependant, l'analyse des réponses impulsionnelles révèle que les chocs du taux de change effectif réel sont négligeables dans l'explication des chocs sur les prix intérieurs. Cette analyse s'est focalisée sur les incidences sur la balance de paiement ce qui a conduit à négliger les autres aspects du pass-through.

De manière générale, la littérature empirique suggère que pour les pays en voie de développement ayant des régimes de change encadrés comme le Burundi, le pass-through du taux de change aux prix à la consommation est incomplet et faible.

3. Evolution du taux de change et de l'inflation au Burundi

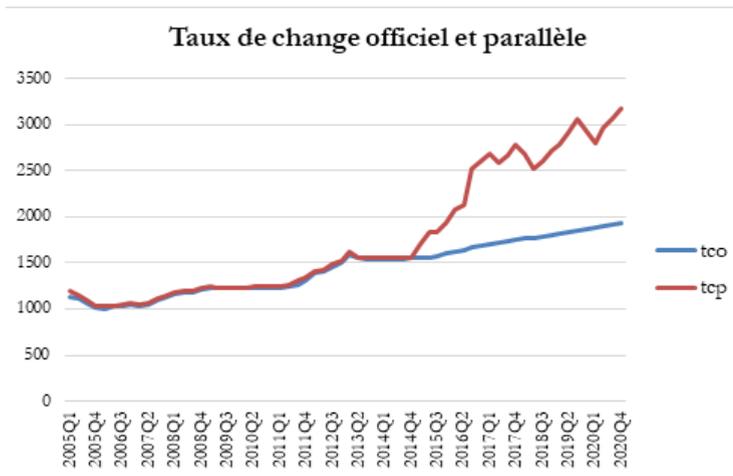
De par ses statuts, la BRB dans sa mission de veiller à la stabilité des prix, poursuit parallèlement un objectif de stabilité du taux change, ceci pour faciliter les échanges commerciaux et protéger le franc burundais. Ainsi, le régime de taux de change a subi, avec le temps, plusieurs réformes en fonction de l'environnement tant national qu'international étant donné que le pays dépend du reste du monde pour les produits de consommation final et même intermédiaire.⁶

Plus précisément, pour faire face aux déséquilibres accentués par les retombées des crises socio-politiques (gel de la coopération financière

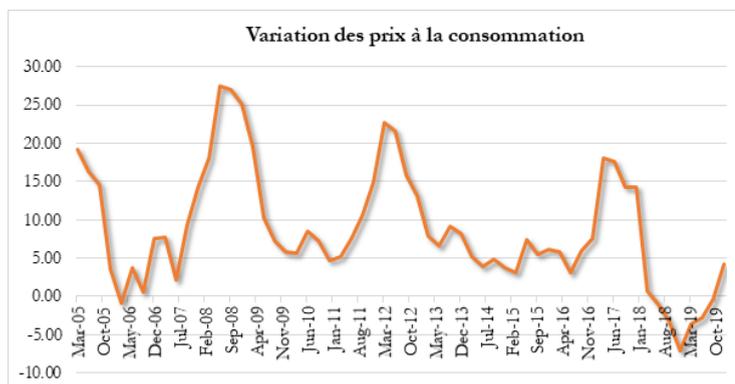
⁶ Sur la période sous analyse, les importations ont toujours excédées les exportations.

internationale, baisse des recettes d'exportation, baisse des réserves de change etc.), de nouvelles mesures en ce qui concerne la politique de change entre autres le marché aux enchères de devises en juillet 2000 ont été adoptées pour procéder à l'unification du taux de change parallèle et officiel. Tout au long de l'année 2003, une ouverture lente et progressive du compte de capital s'est observée, ainsi que la libéralisation du marché de change avec l'ouverture du premier bureau de change. Le régime de change en vigueur depuis 2005⁷, a permis de minimiser l'écart entre le taux de change officiel et parallèle jusqu'en 2015 où l'écart entre les deux s'est creusé considérablement (Graphique 1), consécutivement au ralentissement de l'activité économique.

Graphique 1 : Taux de change parallèle et officiel au Burundi



Source : Auteurs sur base des données de la BRB

Graphique 2 : Variations des prix à la consommation

Source : Auteurs sur base des données de la BRB

Le taux d'inflation global sur le graphique 2 fait paraître une évolution cyclique depuis le début des années 2000, affichant des pics respectivement en 2005, 2008, 2012 et 2017. Le taux d'inflation de 19,3% en 2005 peut être attribué à l'organisation des élections générales de 2005, celui de 2008 à la crise globale. Les pics de 2012 et 2017 respectivement de 18,3% et 16,1% seraient principalement dus aux changements climatiques alternants, tandis qu'en 2012 c'est l'extrême sécheresse qui est à l'origine de la hausse des prix des produits agricoles, en 2017 c'est l'alternance des phénomènes El niño (phénomène causant des pluies torrentielles⁸) et La niña (phénomène engendrant la sécheresse).

4. Méthodologie et données

Cette étude s'appuie sur une série de travaux de même nature, réalisés dans des économies de l'Afrique sub-saharienne ayant des caractéristiques similaires à l'économie burundaise notamment le poids des prix alimentaires dans l'inflation globale, et la prédominance de la politique budgétaire sur la politique monétaire.

Considérant les exemples de la littérature empirique, l'équation d'estimation du pass-through du taux de change aux prix serait :

$$IPC = f(TCO, TCP, DEP_GOUV_PIB, C_M2,)$$

⁸ Plus de 15000 ha de champs détruits en 2016 par les pluies torrentielles (http://burundi-eco.com/el-nino-victimes-inondations-soient/#.XW_Is5McmZs)

Ainsi, la variable expliquée est l'indice des prix à la consommation (IPC) qui est l'instrument de mesure de l'inflation. Les variables explicatives sont principalement les taux de change officiel (TCO) et parallèle (TCP). Les variables restantes entre autres sont : les dépenses gouvernementales en pourcentage du PIB (DEP_GOUV_PIB), qui permet de capter la part de la politique budgétaire dans le processus des prix et le taux de croissance de la masse monétaire (C_M2) conformément à la théorie.

Pendant la période sous étude, la BRB a entrepris précisément à partir de 2016 une politique de refinancement accommodante. Ceci, en réponse aux retombées de la crise socio-économique de 2015. Une variable muette « dummy_m2 » a donc été introduite pour ces années afin de prendre en compte cette orientation de la politique monétaire entre 2016Q1 et 2019Q4. Le modèle final alors estimé ici, sous la forme logarithmique devient (long terme):

$$IPC = f(TCO, TCP, DEP_GOUV_PIB, C_M2,)$$

Avec LIPC : le logarithme de l'Indice des Prix à la Consommation ;

LTCO : le logarithme du taux de change officiel USD/BIF ;

LTCP : le logarithme du taux de change parallèle USD/BIF
 DEP_GOUV_PIB : le logarithme de la part des dépenses gouvernementales totales en % du PIB

LC_M2 : le logarithme du taux de croissance de la masse monétaire,

dummy_m2 : la variable muette ;

$\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5$: les paramètres à estimer et ε_t le terme d'erreur.

Les données utilisées ont été collectées dans les bulletins et rapports de la BRB et de l'ISTEEBU. Elles sont de fréquence trimestrielle et couvrent une période allant de 2005Q1 à 2019Q4.

5. Estimation et présentation des résultats

La méthodologie d'estimation porte sur des séries temporelles. La démarche économétrique exige qu'avant toute chose, la première étape consiste à analyser les caractéristiques stochastiques et déterministes des séries. Les résultats du test de stationnarité selon de test de Phillips-Peron montrent que les séries ne sont pas toutes stationnaires à niveau.

Tableau 1 : Test de stationnarité

Variable	En niveau		Différence première		Décision
	ADF	PP	ADF	PP	
LIPC	0.1205	0.1137	0.0000	0.0000	I(1)
LTCO	0.9049	0.9648	0.0004	0.0011	I(1)
LTCP	0.9975	0.9931	0.0000	0.0000	I(1)
LC_M2	0.0000	0.0000	-	-	I(0)
DEP_GOUV_PIB	0.7256	0.0001	0.0000	0.0653	I(1)

Dans ce cas, la démarche économétrique conduit à l'estimation du modèle ARDL (Autoregressive Distributed Lag) développé par Pesaran et al. (2001). Contrairement à l'approche de Johansen, le modèle autorégressif à retards échelonnées, n'exige pas que les séries soient intégrées au même ordre pour qu'une relation à long terme existe entre les variables, bien qu'aucune des séries ne doive être intégrée d'ordre deux ou plus. En outre, le modèle ARDL est plus fiable et possède de meilleures propriétés statistiques pour les petits échantillons et est capable de tenir compte des effets asymétriques à court et à long terme.

5.1. Détermination du retard optimal

Comme recommandé dans la méthodologie d'estimation ARDL, le nombre de retards optimal retenu est lag(2) et est déterminé à partir des résultats du tableau suivant :

Lag length	AIC	SC	HQ
Lag 1	-3.97	-3.68	-3.86
Lag 2	-4.26	-3.91*	-4.13*
Lag 3	-4.28*	-3.78	-4.09

Source : Auteurs sur base des résultats du logiciel Eviews.

5.2. Bound testing

Afin de conclure à l'existence de la relation de long terme entre les variables, un bound test a été effectué suivant l'approche de cointégration de Pesaran et al (2001). Les résultats (tableau en annexe) montrent qu'il existe bel et bien une relation de cointégration entre les variable, la statistique de Fisher ($F= 3.99$) étant supérieure à la borne supérieure pour les seuils de significativité de 5% et 10% (3.34 et 2.93).

5.3. Relation de court et de long terme approche ARDL

Short run coefficients				
Dependent variable : LIPC				
Selected model : ARDL (2,1,0,0,2)				
Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	Prob.
LIPC(-1)	-0.054855	0.015887	-3.452833	0.0012**
D(LIPC(-1))	-0.122640	0.110303	-1.111844	0.2717
D(LTCO)	0.62961	0.194388	3.215018	0.0023**
LTCP	-0.014413	0.013754	-1.047874	0.2999
LC_M2	0.000616	0.000847	0.727429	0.4705
DEP_GOUV_PIB	0.017510	0.016630	1.052888	0.2977
D(DUMMY_M2)	0.071299	0.0272248	2.616643	0.018**
D(DUMMY_M2(-1))	0.047107	0.030801	1.529404	0.1327
Long run coefficients				
Dependent variable : LIPC				
Selected model : ARDL (2,1,0,0,2)				
Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	Prob.
LTCO	-1.077730	1.404770	-0.767193	0.4467
LTCP	1.110802	1.411495	0.786968	0.4352
DEP_GOUV_PIB	0.701772	0.284652	2.465367	0.0173**
LC_M2	-0.004136	0.013558	-0.305077	0.7616
DUMMY_M2	-0.603476	0.611174	-0.987405	0.3284
**Elasticité significative à 5%				
<i>Source : Auteurs sur base des résultats du logiciel Eviews.</i>				

Les résultats issus de l'estimation, compilés dans le tableau précédent, montrent qu'il existe une transmission des fluctuations du taux de change aux prix à court terme. En effet, une augmentation de 1.0% du taux de change officiel correspond à une augmentation de 0.62% de l'IPC. Le taux de change parallèle quant à lui ne présente pas d'effets significatifs ni à court terme ni à long terme. Le pass-through au Burundi est incomplet. Le coefficient associé à la force de rappel vers l'équilibre de long terme est négatif (-0.054855) et significatif au seuil de 5% (Prob = 0.0012). Le modèle à correction d'erreur est donc valable et les effets d'un choc sur l'IPC intervenu au cours d'un trimestre sont donc résorbés en moins de

deux trimestres.

Pour ce qui est des variables de contrôle, la variable muette DUMMY_M2 est significative à court terme uniquement. Tandis que la variable DEP_GOUV_PIB qui capte l'effet de la politique budgétaire est significative à long terme seulement.

Après l'estimation, d'autres tests ont été effectués et mis en annexe pour analyser les autres propriétés des séries estimées. Il s'agit notamment du test d'autocorrélation des résidus (annexe 5) qui a attesté l'absence d'autocorrélation ; du test de normalité (annexe 6) ayant prouvé que la série du résidu est normalement distribuée ; du test d'hétéroscédasticité (annexe 7) qui affiche que les erreurs sont homoscédastiques ; ainsi que les tests de stabilité (annexe 8) qui montrent que le modèle estimé est bel et bien stable.

6. Conclusion générale et Suggestions

L'objectif de cet article est d'analyser le pass-through du taux de change aux prix à la consommation au Burundi. L'étude a pris en compte le taux de change officiel et le taux de change parallèle.

Les résultats de l'estimation du modèle ARDL révèlent que le taux de change bilatéral (USD/BIF) officiel, influence les mouvements des prix domestiques.

En effet, ces derniers montrent qu'à court terme il existe un pass-through incomplet, immédiat et court des variations du taux de change officiel aux prix au Burundi ; 62% des variations des prix intérieurs sont dues aux fluctuations du taux de change officiel à court terme. Le taux de change parallèle, quant à lui, s'avère sans effets significatifs à court et long terme ; ceci pourrait être attribué au fait que la période de grande volatilité du taux de change parallèle par rapport au taux de change officiel ne représente qu'un quart de l'échantillon total.

En revanche, l'absence d'effets significatifs du taux de change sur les prix dans le long terme suggérerait l'existence d'autres causes à la dynamique de l'inflation au Burundi. Dans le cas précis, les résultats suggèrent que les dépenses gouvernementales en pourcentage du PIB expliqueraient les prix sur le long terme.

Tout ce qui précède témoigne du rôle important que joue le taux de change en termes d'ajustement ou d'assouplissement de la politique mo-

nétaire à court terme.

La présente étude présente des limites dans le sens qu'elle ne tient pas en compte la part des produits importés dans l'IPC, les prix administrés et de la décomposition de la composante alimentaire et des effets d'offre liés à la conjoncture et aux saisons agricoles dont l'importance a été avérée pour le cas du Burundi.

In fine, dans la perspective de migration vers le ciblage de l'inflation et donc de la libéralisation du taux de change, l'autorité monétaire devrait revoir la soutenabilité de sa politique d'intervention sur le marché de change, en tenant compte de ses limitations en terme de réserves internationales. Dans cette optique l'autorité monétaire pourrait tirer des leçons des conventions de convertibilité des monnaies avec les pays voisins comme ça a été le cas entre la Tanzanie et la Zambie en 2018, avec l'établissement d'un cadre de convertibilité et de circulation côte à côte du Shilling et du Kwacha à la frontière afin de résoudre le problème des activités informelles de change à cette frontière. (Bank of Zambia, 2018).

Bibliographie

Ahishakiye H., Bigendako N., Niyongabo E.(2017), “Impact des chocs exogènes sur l’efficacité de la politique monétaire”, BRB vol 1 N° 1, pp 1-42.

Bailliu, J. & Bouakez, H., (2004). « La transmission des variations des taux de change dans les pays industrialisés ». Revue de la Banque du Canada, printemps.

Bailliu J. et Murray J. (2010), « L’incidence des variations de change sur les prix a-t-elle vraiment diminué ? Données récentes tirées de la littérature », Revue de la Banque du Canada.

Bank of Zambia., (2018). Memorandum of Understanding (MoU) on Currency Convertibility and Repatriation between the Bank of Tanzania and the Bank of Zambia. NAKONDE-TUNDUMA BORDER: Bank of Zambia.

Bararuzunza F. (2008), « Les fondements réels et monétaires de l’inflation au Burundi », RIDEC Vol 3 N° 1, pp1-34.

Berga, H. (2012),” Exchange rate pass-through to import and consumer prices: Evidence from Ethiopia”. Ethiopian Journal of Economics, pp. 89-126.

Birikunziza Jean Claude et Kwizera Micheline (2020). “Le canal du taux d’intérêt dans la transmission de la politique monétaire au Burundi: panel de banques commerciales”. BRB REM N° 03, pp 4-34.

Casas C., et al (2017),” Dominant currency paradigm: A new model for small open economies” IMF working paper 17/264.

Chevillon G. (2005), « Politique monétaire et taux de change : mesure et contre-mesures », Revue de l’OFCE, vol.2, n°93

Choudhri E. et Hakura D., (2001) “Exchange rate pass-through to domestic prices: Does the inflationary environment matter” IMF Working Paper 01/194.

Devereux M. (2001), « Politique monétaire, flexibilité du taux de change et transmission des variations du taux de change », Banque du Canada.

Dongue, N. P. R., (2020). The Exchange Rate Pass Through its implications for Monetary Policy in Cameroon and Kenya. Nairobi: African Economic Research Consortium.

Durevall D., Loening J., Ayalew Birru Y. (2013), "Inflation dynamics and food prices in Ethiopia". *Journal of Development Economics*, vol 104, pp 89-106.

Edwards S. et Levy-Yeyati E. (2005), « Flexible exchange rates as shock absorbers », *European Economic Review*, vol.49, n°8.

Gagnon J.E et Ihrig J. (2004), « Monetary policy and Exchange rate pass-through », *International Journal of Finance and Economics*.

Goldberg P. et Knetter M. (1997), « Goods prices and Exchange rates: What have we learned? », *Journal of Economic Literature*, vol.35, n° 3, pp. 1243-1272.

ISTEEBU (2015), « BURUNDI: Profil et déterminants de la pauvreté »

Jombo Wytone, S. K. (2014), « Exchange rate pass through in Malawi: Evidence from Augmented Phillips Curve and VAR Approaches ». *Standard Global Journal of Business Management*, pp. 034-040.

Kiptui, M., Ndolo, D. and Kaminchia, S. (2005), "Exchange rate pass-through: to what extent do exchange rate fluctuations affect import prices and inflation in Kenya", *Central Bank of Kenya Working Paper*.

Maswana J.C. (2018), « Développement économique et sécurité en République Démocratique du Congo », *L'harmattan, Etudes africaines*.

Mushin F.S. (2008), "Exchange rate pass-through and monetary policy », *National Bureau of Economic Research working paper*, n° 13889.

Mwase N. (2006), "An Empirical Investigation of the Exchange Rate Pass-Through to Inflation in Tanzania ", *IMF Working paper*

Razafimahefa, I. F. (2012), "Exchange Rate Pass-Through in Sub-Saharan African Economies and its determinants", *IMF Working paper*.

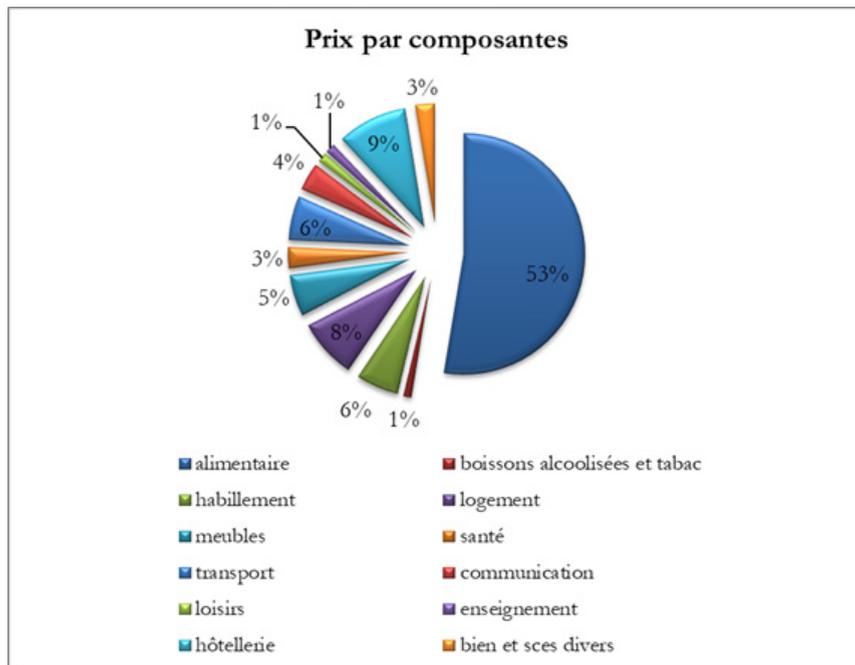
Sanusi, A.R. (2010), "Exchange Rate Pass-Through to Consumer Prices in Ghana: Evidence from Structural Vector Auto-Regression", *Journal of Monetary and Economic Integration*, 10(1), 25-54.

Shambaugh J. (2008), "A new look at pass-through", *Journal of international money and finance*, Vol 27 No 4, pp 560-591.

Zouheir A. et Sghaier, I.M. (2012), « Transmission des variations du taux de change aux prix : Evidence empirique pour la Tunisie et le Maroc », *Global Journal of Management and Business Research*.

Annexes

Annexe 1: Poids des principales composantes de l'IPC au Burundi



Source : Auteurs sur base des données de l'ISTEEBU.

Annexe 2: Tableau des statistiques descriptives

	LIPC	LTCO	LTCP	D E P GOUV_PIB	LC_M2
Mean	4.302593	7.240263	7.370112	6.122940	3.613780
Median	4.421968	7.290115	7.304628	6.204565	3.845000
Maximum	4.760891	7.535112	8.026650	6.676339	16.64100
Minimum	3.584074	6.914055	6.933121	5.384080	-5.875000
Std. Dev.	0.384222	0.192648	0.347785	0.355391	4.519974
Skewness	-0.452517	-0.147534	0.572942	-0.478431	0.066161
Kurtosis	1.860566	1.670661	1.905224	2.059214	3.017993
Jarque-Bera	5.205265	4.558259	6.174307	4.426633	0.043839
Probability	0.074078	0.102373	0.045632	0.109337	0.978319
Sum	253.8530	427.1755	434.8366	361.2534	213.2130
Sum Sq. Dev.	8.562341	2.152558	7.015358	7.325546	1184.950
Observations	59	59	59	59	59

Source : Auteurs sur base des résultats du logiciel Eviews.

Annexe 3 : Bound testing

ARDL Bounds Test		
Sample : 2005Q3 2019Q4		
Included Obs: 58		
Null hypothesis: No lung run relationship exists		
Test Statistic	Value	k
F-statistic	3.996612	5
Critical Value Bounds		
Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	1.81	2.93
5%	2.14	3.34
2.5%	2.44	3.71
1%	2.82	4.21
<i>Source : Auteurs sur base des résultats du logiciel Eviews.</i>		

Annexe 4 : Résultats d'estimation du modèle ARDL

ARDL Cointegrating And Long Run Form

Original dep. variable: LIPC

Selected Model: ARDL(2, 1, 0, 0, 0, 2)

Date: 10/29/21 Time: 15:59

Sample: 2005Q1 2019Q4

Included observations: 58

Cointegrating Form				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LIPC(-1))	-0.122640	0.110303	-1.111844	0.2717
D(LTCO)	0.624961	0.194388	3.215018	0.0023
LTCP	-0.014413	0.013754	-1.047874	0.2999
LC_M2	0.000616	0.000847	0.727429	0.4705
DEP_GOUV_PIB	0.017510	0.016630	1.052888	0.2977
D(DUMMY_M2)	0.071299	0.027248	2.616643	0.0118
D(DUMMY_M2(-1))	0.047107	0.030801	1.529404	0.1327
CointEq(-1)	-0.054855	0.015887	-3.452833	0.0012

Cointeq = LIPC - (-1.0777*LTCP + 1.1108*LTCP -0.0041*LC_M2 + 0.7018
*DEP_GOUV_PIB -0.6035*DUMMY_M2)

Long Run Coefficients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTCO	-1.077730	1.404770	-0.767193	0.4467
LTCP	1.110802	1.411495	0.786968	0.4352
LC_M2	-0.004136	0.013558	-0.305077	0.7616
DEP_GOUV_PIB	0.701772	0.284652	2.465367	0.0173
DUMMY_M2	-0.603476	0.611174	-0.987405	0.3284

Annexe 5 : Test d'autocorrélation

Date: 10/29/21 Time: 15:59

Sample: 2005Q1 2019Q4

Included observations: 58

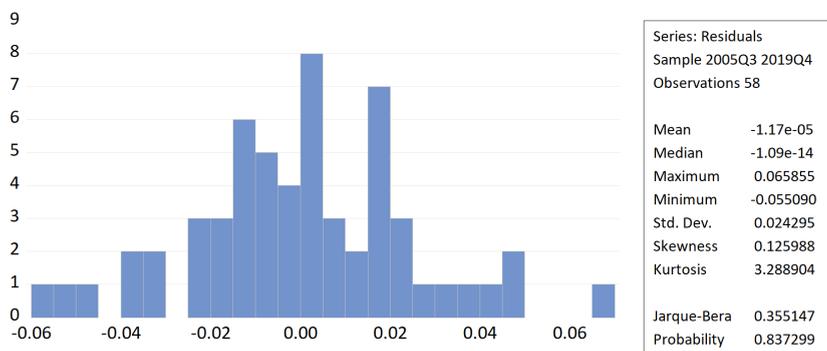
Q-statistic probabilities adjusted for 2 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
		1 -0.113	-0.113	0.7785	0.378
		2 -0.014	-0.027	0.7902	0.674
		3 0.040	0.036	0.8933	0.827
		4 -0.165	-0.159	2.6462	0.619
		5 -0.171	-0.214	4.5695	0.471
		6 -0.017	-0.079	4.5880	0.598
		7 -0.033	-0.049	4.6645	0.701
		8 -0.081	-0.126	5.1255	0.744
		9 -0.110	-0.235	5.9849	0.741
		10 -0.048	-0.202	6.1499	0.803
		11 0.010	-0.116	6.1579	0.863
		12 0.062	-0.058	6.4531	0.892
		13 0.109	-0.039	7.3640	0.882
		14 0.128	-0.004	8.6559	0.852
		15 0.085	0.025	9.2389	0.865
		16 0.016	0.011	9.2610	0.902
		17 -0.049	-0.048	9.4613	0.925
		18 -0.130	-0.157	10.942	0.897
		19 -0.056	-0.104	11.219	0.916
		20 0.090	0.106	11.965	0.917
		21 -0.131	-0.087	13.571	0.887
		22 -0.055	-0.149	13.860	0.906
		23 0.160	0.103	16.410	0.837
		24 -0.243	-0.198	22.467	0.551

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

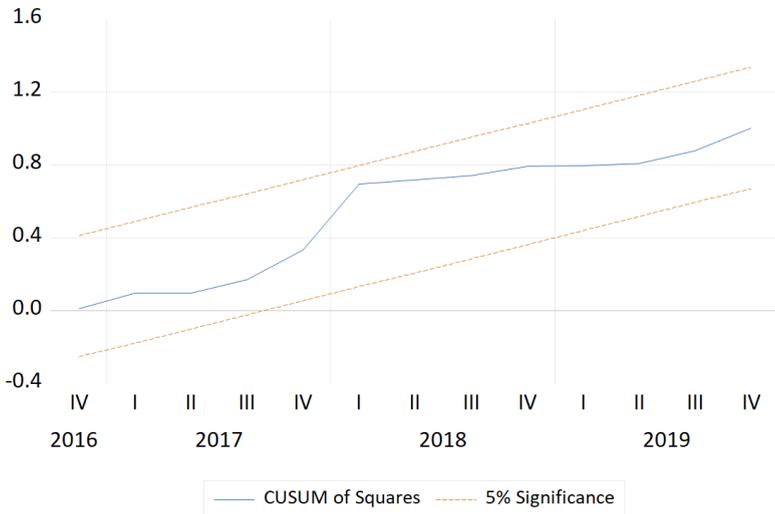
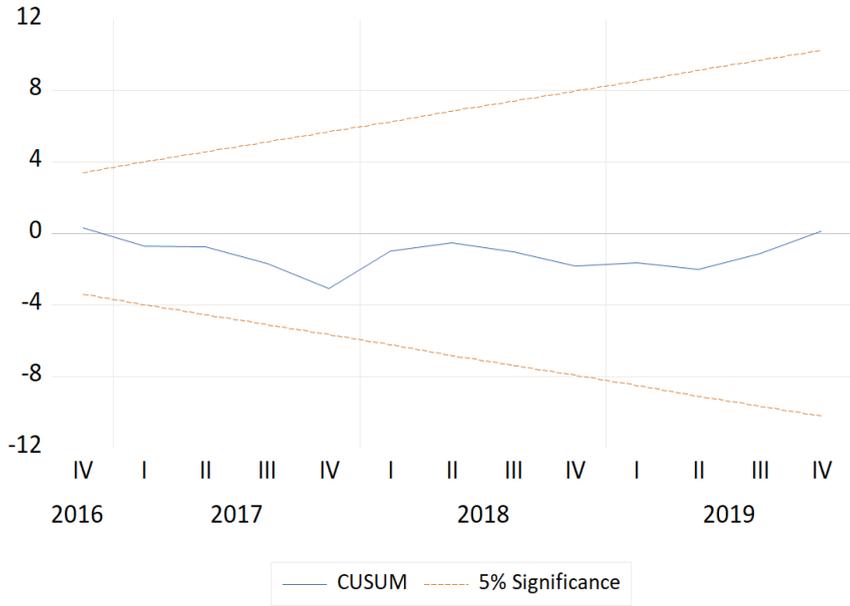
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.901602	Prob. F(2,46)	0.4130
Obs*R-squared	2.187841	Prob. Chi-Square(2)	0.3349

Annexe 6 : Test de normalité**Annexe 7 : Test d'hétéroscédasticité****Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey**

F-statistic	1.201352	Prob. F(10,47)	0.3146
Obs*R-squared	11.80719	Prob. Chi-Square(10)	0.2982
Scaled explained SS	9.253888	Prob. Chi-Square(10)	0.5082

Annexe 8: Test de stabilité CUSUM et CUSUM of squares



Sources des fluctuations du taux de change réel au Burundi

Micheline KWIZERA*

et

Jean Claude BIRIKUNZIRA**

* Economiste, Banque de la République du Burundi, Email: mkwizerabrbi

** Economiste, Banque de la République du Burundi, Email: jcbirikunzira@brb.bi

Résumé

L'objectif de ce papier est d'identifier les sources de fluctuations du taux de change réel au Burundi. Malgré la faible variation du taux de change nominal, le taux de change réel affiche d'importantes fluctuations dont les causes ne sont pas empiriquement vérifiées. Utilisant la méthodologie SVAR sur des données trimestrielles allant de 2005Q1 à 2021Q1, nos résultats suggèrent que les chocs d'offre expliquent une part importante de la variance du taux de change réel (80%) alors que les chocs de liquidité sont insignifiants. La faible contribution du choc nominal suggère que la politique monétaire, à elle seule, est limitée dans la stabilisation du taux de change.

Mots clés: Taux de change réel, chocs réels, chocs nominaux, modèle SVAR.

JEL: F31, E32, C32.

Abstract

This paper investigates empirically and attempts to identify the sources of real exchange rate fluctuations in Burundi. Even though weak changes of official nominal exchange rate movements, real exchange rate shows large fluctuations whose causes are not empirically verified. Using SVAR methodology and quarterly data on from 2005Q1 to 2021Q1, our results imply that supply shocks explain a substantial amount of the variance of real exchange (80%) while liquidity shocks are insignificant. The small part of the nominal shock in exchange rate movements suggests that monetary policy actions are limited in stabilizing the exchange rate.

Key words: Real exchange rate, Real chocks, nominal chocks, Structure VAR model.

JEL: F31, E32, C32.

1. Introduction

Au Burundi, le régime de change a évolué au cours des 40 dernières années passant du régime de change fixe (1962-1985), au régime flexible (1986-2000), puis au régime flottant administré depuis 2000 jusqu'à nos jours. Dans ce dernier régime, les taux de change sont flottants, mais des interventions ponctuelles de la Banque Centrale informent les marchés sur la parité considérée comme souhaitable, ce qui permet aux autorités monétaires d'influencer les mouvements du taux de change nominal sans préciser sa trajectoire. Cette politique a permis de stabiliser le taux de change nominal officiel mais le taux de change réel affiche¹ des fluctuations persistantes dont les causes ne sont pas empiriquement vérifiées et les analyses sur les effets sur la croissance économique sont quasi-inexistences.

NKUNZIMANA A. (2016), a effectué une analyse sur la volatilité du taux de change réel calculée sur base du modèle GARCH en prenant l'écart type de la différence première du logarithme du taux de change de la monnaie nationale contre le dollar américain. L'étude a porté sur la période 1980-2012. Les résultats montrent que la volatilité du taux de change réel qui excède 1% a un effet négatif sur la production nationale, le niveau des investissements directs étrangers ; et une dépréciation qui excède 3% a un effet déstabilisateur sur les exportations et le niveau de réserves internationales.

Parmi les causes théoriques des déviations du taux de change réel figurent les chocs nominaux liés à l'offre monétaire, la variation du taux d'intérêt et les chocs réels prenant leur origine dans le niveau de la productivité, le degré d'ouverture de l'économie, etc (Stancik, 2007 Clarida & Gali, 1994 et Shok & Jan ,2003). D'un côté, les partisans des modèles d'équilibre préconisent que les chocs réels permanents impactent significativement le taux de change réel (Stockman, 1987 ; Lastrapes, 1992 ; Stazka A., 2006).

De l'autre, les tenants des modèles de déséquilibre montrent que les chocs nominaux ayant un effet transitoire dominent les variations du taux de change réel (Dornbush, 1976; Lastrapes, 1992). Dans ce cas, le taux de change réel est constant sur le long terme et la théorie de la parité du pouvoir d'achat sert de base à la détermination du taux de change réel

d'équilibre. La vérification de ces modèles a fait l'objet de diverses études empiriques surtout pour les pays développés et la plupart ont validé la prédominance des modèles d'équilibre.

Hamori et al. (2015), sur base du modèle SVAR, ont fait une analyse sur les fluctuations du taux de change réel pour six pays de l'Afrique Subsaharienne : le Burundi, le Ghana, le Lesotho, le Malawi, le Nigéria et l'Afrique du Sud. Les résultats ont montré que les fluctuations du taux de change réel émanent essentiellement des chocs réels, validant ainsi le modèle d'équilibre pour tous les pays considérés. Toutefois, l'étude n'a considéré que le taux de change effectif nominal et le taux de change effectif réel, laissant de côté certains déterminants théoriques du taux de change. C'est en essayant de combler cette lacune que cette étude s'intéresse aux fluctuations du taux de change réel bilatéral (USD/BIF) en ajoutant la masse monétaire pour capter les contributions d'origine monétaire et le produit intérieur brut pour capter celles d'origine réelle.

Comprendre l'origine de la volatilité du taux de change réel est importante dans la mesure où l'efficacité des politiques de gestion de change en dépend. En effet, le taux de change nominal est facile à analyser mais c'est le taux de change réel qui importe dans les décisions économiques, car il représente le prix relatif des biens produits au pays et à l'étranger. Ainsi, l'impact de la politique monétaire sera limité dans la stabilisation du taux de change réel au cas où les chocs réels d'offre dominant la variance du taux de change réel. Du point de vue pratique, la prédominance des chocs réels ou nominaux dans les fluctuations du taux de change réel servira de base de détermination des fondamentaux du taux de change réel d'équilibre. Ce dernier est un indicateur clé dans le système de prévision et d'analyse de politique déjà opérationnel à la BRB.

S'inspirant de l'étude de Latraspes (1992) qui utilise le modèle SVAR ainsi que les techniques d'orthogonalité de Clarida et Gali (1994), les résultats valident le modèle d'équilibre avec la prédominance des chocs réels retenus.

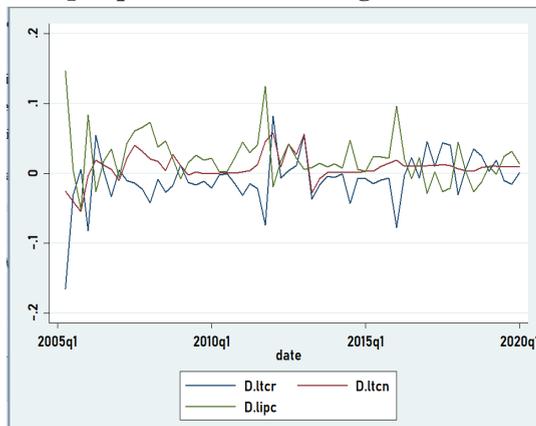
La structure de l'article est organisée comme suit : la première partie présente les faits stylisés, la seconde rappelle les principaux résultats théoriques et empiriques issus des modèles de détermination des sources de fluctuations du taux de change réel. La troisième montre la méthodol-

ogie d'estimation et d'identification des restrictions, alors que la dernière présente les résultats.

2. Faits stylisés

La politique de change menée par la Banque de la République du Burundi, depuis l'adoption du régime de change flottant administré, a permis de stabiliser le taux de change nominal officiel durant les périodes de crises de change. Même s'il se remarque des périodes de fortes dépréciations, le taux de change nominal est resté relativement stable depuis 2014 principalement grâce aux interventions de la BRB sur le marché de change qui ont permis de compenser la baisse des réserves de change. Néanmoins, le taux de change réel affiche une volatilité sur toute la période sous observation.

Graphique 1: Taux de change et inflation



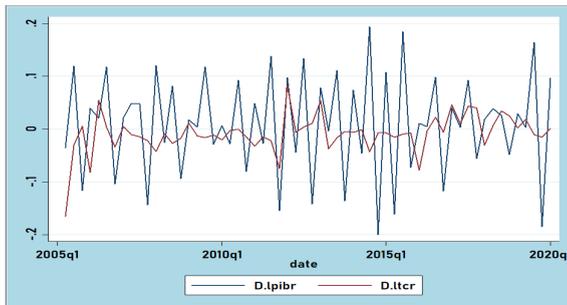
Source : Auteurs à partir des données de la BRB

Le graphique 1 montre que les périodes caractérisées par une appréciation réelle (2007, 2013, 2016) coïncident avec les périodes de forte inflation et une dépréciation nominale. En effet, les périodes de crise se caractérisent par le taux de change nominal qui se déprécie mais l'appréciation réelle qui s'en suit pourrait provenir de la hausse de la prime de change, liée à l'augmentation du taux de change sur le marché parallèle, qui se matérialise par des pressions inflationnistes.

Théoriquement, d'autres facteurs peuvent être à l'origine des fluctuations du taux de change réel notamment les chocs réels liés à la baisse de la

production, l'influence de l'inflation importée, le déficit budgétaire et les chocs nominaux liés à la variation de l'offre monétaire. Le taux de change réel faisant référence à la compétitivité d'un pays, il aurait été intéressant d'avoir les données sur le secteur des biens échangeables et celui des non échangeables. Par manque de ces données, nous considérons le PIB réel pour capter le choc réel d'offre et la masse monétaire pour le choc de politique monétaire.

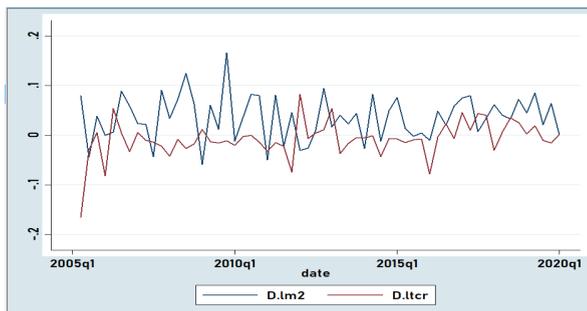
Graphique 2: Taux de change et produit intérieur brut



Source: Auteurs à partir des données de la BRB

En termes de variations, une corrélation négative² entre les variations du taux de change réels et la croissance du PIB s'observe sur toute la période. Cette relation laisse présumer que la production diminuerait au fur et à mesure qu'il s'observe une dépréciation réelle du taux de change.

Graphique 3: Taux de change et masse monétaire



Source: Auteurs à partir des données de la BRB

2 Le coefficient de corrélation entre les deux variables est de -0.76

Le graphique au-dessus suggère qu'une augmentation de la masse monétaire est liée, avec retard, à une appréciation du taux de change réel.³ Le canal de transmission pourrait être l'accroissement de la demande intérieure qui engendre le renchérissement des produits locaux qui n'est pas compensée par la dépréciation nominale.

3. Modèles d'équilibre versus Modèles de déséquilibre : Revue de la littérature

Les études sur le taux de change réel se focalisent les unes sur la détermination de sa valeur d'équilibre, les autres sur la nature des chocs à l'origine de ses variations. Néanmoins, il s'est avéré que ces deux approches sont liées dans le sens où l'estimation du taux de change réel d'équilibre dépend de la prédominance des chocs réels ou nominaux (Gauthier et Tessier, 2002).

En effet, si les chocs réels permanents expliquent une large part des fluctuations du taux de change réel, Dornbush (1978) soutient la validité du modèle qu'il a qualifié « d'équilibre ». Par contre, Stockman (1987) souligne que si les variations du taux de change réel émanent des variables nominales ayant un effet transitoire, le modèle est qualifié de « déséquilibre ».

Des analyses empiriques ont alors émergé sur l'origine des fluctuations du taux de change réel avant d'en déterminer sa valeur de long terme. La méthodologie VAR Structurel et la stratégie d'identification de Blanchard et Quah (1989) dominent les investigations économétriques sur ce sujet. L'étude de référence pour beaucoup de travaux empiriques est celle de Lastrapes (1992) qui analyse les variations des taux de change nominal et réel dans les pays développés et trouve que les contributions des chocs réels sont prédominantes. A la suite de Lastrapes (1992), d'autres auteurs arrivent à la conclusion qu'une forte proportion des variations du taux de change réel est attribuable aux chocs réels [Clarida et Gali, (1994), Lalonde et DeSerres (1994), Kutan et Dibooglu (1998), Drine et Rault (2009)].

Bhundia A. et al (2003) ont effectué une analyse sur les sources de

3 Le coefficient de corrélation est de -0.80

fluctuations du taux de change nominal en Afrique du Sud et ont trouvé que les chocs nominaux expliquent les fluctuations du taux de change nominal. Les résultats montrent également la nécessité de considérer les indicateurs du marché financier dans l'explication de la persistance de la dépréciation du rand par rapport au dollar américain.

Hamori et Tanizaki (2009) étudient les sources des fluctuations du taux de change dans six pays de l'Afrique Sub-Saharienne à savoir le Burundi, le Ghana, le Lesotho, le Malawi, le Nigeria et l'Afrique du Sud. Les auteurs utilisent le taux de change effectif nominal et réel comme variable et adoptent la méthodologie du modèle VAR Structurel sur la période de janvier 1990 à juillet 2003. Les résultats pour les six pays montrent que les chocs réels jouent un rôle prépondérant dans les fluctuations du taux de change effectif réel.

Moses C. Kiptwi (2015) essaie de déterminer les sources de fluctuation du taux de change au Kenya. Utilisant un modèle VAR structurel, les résultats montrent que les chocs réels, en particulier les chocs de demande, jouent un rôle majeur dans les fluctuations du taux de change réel.

Muazi et al. (2016), dans une analyse sur le cas du Ghana, ont trouvé que la volatilité du taux de change réel est expliquée par ses propres valeurs passées, les dépenses gouvernementales, l'offre monétaire, les termes de l'échange ainsi que les chocs de production.

En somme, les résultats empiriques s'accordent pour admettre que dans la plupart des pays, les mouvements du taux de change réel sont persistants et sont dus aux chocs réels. Tout comme les pays ci-haut cités, le Burundi dépend fortement de l'extérieur en témoigne le déficit de la balance commerciale qui n'a pas cessé de se détériorer ces dernières années, entraînant la dégradation du déficit du compte courant et par là l'augmentation du besoin de financement de la balance des paiements⁴. Nous présumons ainsi la prédominance des chocs d'origine réels dans les fluctuations du taux de change réel.

4. Méthodologie et données

L'analyse descriptive a montré qu'il pourrait y avoir une relation entre

4 Cfr Rapports annuels de la BRB (2017, 2018, 2019, 2020).

les mouvements du produit intérieur brut, de la masse monétaire avec ceux du taux de change réel. Ces deux variables sont intégrées dans la méthodologie empirique pour capter leurs contributions aux variations du taux de change réel.

1.1. Identification du modèle SVAR

La méthodologie utilisée dans cet article est celle du vecteur autorégressif structurel (SVAR) et s'inspire du modèle de Lastrapes (1992) et Hamori et al. (2009). Le modèle SVAR exige que les variables soient intégrées d'ordre un et peuvent être représentées par un vecteur des variables endogènes.

Pour utiliser ce modèle, la stratégie consiste à estimer le VAR réduit à l'aide de la méthode des MCO, puis à l'inverser pour obtenir la forme réduite du vecteur moyenne mobile (VMA) selon la décomposition du théorème de Wold (1938).

Considérons le VAR(p) suivant, avec p le nombre de retards :

$$\Delta X_t = \Phi_0 + \Phi_1 \Delta X_{t-1} + \Phi_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \Phi_p \Delta X_{t-p} + \mu_t \quad (1)$$

$$\text{Ainsi } (I - \Phi_1 L - \Phi_2 L^2 - \dots - \Phi_p L^p) \Delta X_t = \Phi_0 + \mu_t \quad (2)$$

Avec I la matrice identité, L l'opérateur de retard et $\Phi(L) = I - \sum_{i=1}^p \Phi_i L^i$.

L'équation (2) peut être réécrite pour donner le VAR réduit suivant :

$$\Phi(L) \Delta X_t = \Phi_0 + \mu_t \quad (3)$$

En omettant la matrice des constantes, l'équation (3) devient :

$$\Phi(L) \Delta X_t = \mu_t \quad (4)$$

Où $\Delta X_t = [\Delta PIBR_t, \Delta TCR_t, \Delta M2_t]'$ est le vecteur Nx1 des variables endogènes, représentant respectivement les variations dans les logarithmes du PIB réel, du taux de change réel et de la masse monétaire (M2); $\Phi(L)$ est la matrice NxN des coefficients associés aux variables du système; et μ_t est le vecteur Nx1 des résidus⁵ qui renferment les chocs structurels.

⁵ Le vecteur μ_t est un bruit blanc de la matrice de variance covariance $\Sigma \mu$

L'inversion de (4) donne le vecteur moyenne mobile (VMA) réduit suivant :

$$\Delta X_t = A(L)\mu_t \quad (5)$$

Avec $A(L) = \Phi(L)^{-1}$, L est l'opérateur de retards, Δ est l'opérateur de différence et $A(L)$ est la matrice $N \times N$ des coefficients associés aux résidus sous la forme moyenne mobile (VMA).

La relation $(A(L) = 1/\Phi(L))$ montre que la matrice de coefficients sous forme VAR est inverse de celle de la forme moyenne mobile (VMA).

Ainsi, Gossé J.B et al. (2013) souligne que les résidus μ_t ne sont pas orthogonaux, ce qui rend difficile leur interprétation comme des chocs structurels. Le modèle VAR structurel permet une telle interprétation grâce à la méthode de décomposition des chocs. Les erreurs de la forme réduite sont réécrites comme une combinaison linéaire des chocs structurels, telle que :

$$\mu_t = C_0 \varepsilon_t \quad (6)$$

Avec ε_t les chocs structurels et C_0 une matrice de dimension $(n \times n)$ non singulière liant les résidus aux chocs structurels et qui satisfait les propriétés : $E(\varepsilon \varepsilon') = I$ et $C_0 C_0' = \sum C_0$ est une matrice de transformation, ou de passage, qui permet d'obtenir des chocs structurels ayant une signification économique ε_t à partir des résidus μ_t .

La connaissance d'une matrice d'orthogonalisation c_0 permet d'écrire la représentation moyenne mobile en termes de chocs structurels :

$$\Delta X_t = C(L)\varepsilon_t \quad (7)$$

Avec $C(L) = A(L)C_0$; à travers la matrice $C(L)$, la relation (7) décrit la réaction dynamique des variables observées contenues dans ΔX_t aux chocs structurels. $\varepsilon_t = \varepsilon_t = [\varepsilon_{r,t}, \varepsilon_{n,t}]'$ est un vecteur de dimension $[3 \times 1]$ où $(\varepsilon_{r,t})$ sont les chocs réels et $(\varepsilon_{n,t})$ les chocs nominaux.

La forme structurelle de l'équation ci-dessus nécessite des restrictions pour qu'elle soit identifiée. L'identification se base sur les restrictions de long terme en décomposant le taux de change réel en fonction des différentes tendances de long terme, essentiellement définies en termes de chocs permanents. Cette identification doit être faite, selon Blanchard et Quah (1989), sur base de la théorie économique. Dès lors que nous avons

trois (3) variables, le nombre de restrictions à imposer est de trois (3) qui sont déterminées suivant la formule $(n^2 - n)/2$. Ces trois restrictions sont les suivantes :

- Les chocs nominaux (monétaires) n'ont aucun effet à long terme sur le niveau du PIBR; [$C_{13} = 0$]
- Les chocs nominaux (monétaires) n'ont aucun effet à long terme sur le taux de change réel; [$C_{23} = 0$].
- Les chocs réels de demande n'ont aucun impact sur le niveau du PIBR; [$C_{12} = 0$].

La représentation de long terme de l'équation (7) peut-être le suivant :

$$\begin{bmatrix} \Delta PIBR_t \\ \Delta TCR_t \\ \Delta M2_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11}(1) & C_{12}(1) & C_{13}(1) \\ C_{21}(1) & C_{22}(1) & C_{23}(1) \\ C_{31}(1) & C_{32}(1) & C_{33}(1) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{r,t} \\ \varepsilon_{r,t} \\ \varepsilon_{n,t} \end{bmatrix} \quad (8)$$

Où $C(1) = C_0 + C_1 + C_2 \dots$ sont les coefficients indiquant les effets de long terme des chocs permanents sur les variables endogènes ΔX_t et (1) est le retard optimal (cfr annexe 1).

Tenant compte de ces restrictions de long terme, la matrice $C(1)$ devient triangulaire inférieur et prend la forme suivante:

$$\begin{bmatrix} \Delta PIBR_t \\ \Delta TCR_t \\ \Delta M2_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11}(1) & 0 & 0 \\ C_{21}(1) & C_{22}(1) & 0 \\ C_{31}(1) & C_{32}(1) & C_{33}(1) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{r,t} \\ \varepsilon_{r,t} \\ \varepsilon_{n,t} \end{bmatrix} \quad (9)$$

Ce système est estimé pour déterminer les fonctions de réponses impulsionnelles et la contribution de chaque choc structurel à partir de la décomposition de la variance.

Les chocs structurels identifiés sont deux chocs réels (PIBR, TCR) et un choc nominal (M2). Après avoir identifié et estimé le modèle structurel, les effets des chocs considérés sont décrits à l'aide d'une analyse des fonctions de réponses impulsionnelles. Ces dernières fournissent plus d'informations que les coefficients des paramètres estimés. La décomposition de la variance indique la proportion des mouvements du taux de change réel due à son propre choc et aux chocs subis par les autres variables.

1.2. Données

Pour toutes les variables de l'étude, les données utilisées sont recueillies dans les statistiques de la Banque de la République du Burundi (BRB) et de l'Institut des Statistiques et d'Etudes Economiques du Burundi (ISTEEBU).

Elles sont de fréquence trimestrielle et couvrent la période de 2005Q1 à 2020Q1. Cette période est choisie compte tenu de la disponibilité des données en particulier le PIBR.

Le taux de change réel bilatéral (BIF/USD) est déterminé par la relation ci-après :

$$TCR_t = TCN_t * \frac{IPC_t^e}{IPC_t^d}$$

Avec

TCR_t : Le taux de change réel (bilatéral);

TCN_t : Le taux de change nominal (bilatéral);

IPC_t^d : L'Indice des Prix à la Consommation domestique.

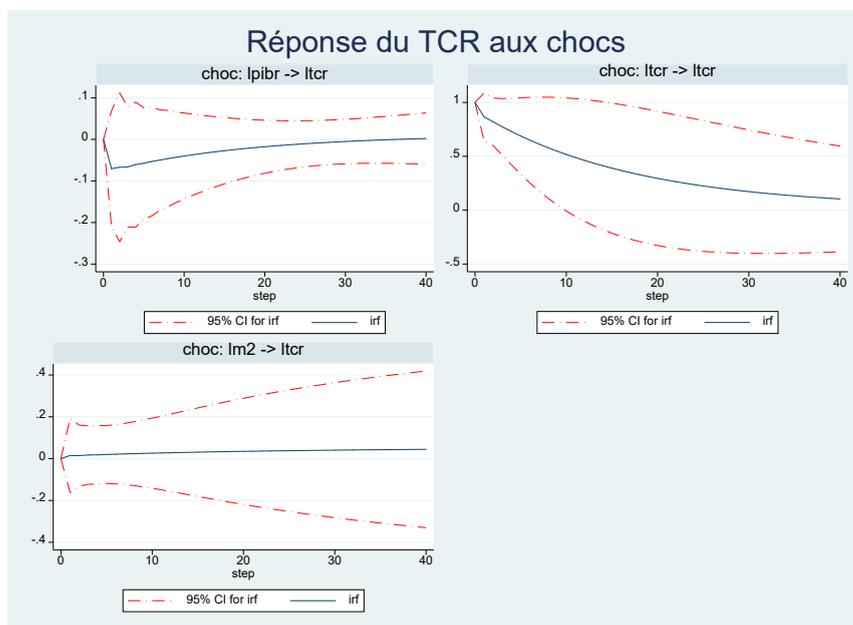
IPC_t^e : L'Indice des Prix à la Consommation étranger. L'IPC des Etats-Unis a été considéré dans le présent travail;

Avant de procéder aux estimations, l'étape préliminaire est d'analyser les caractéristiques stochastiques des séries c'est-à-dire de vérifier si elles sont stationnaires ou possèdent une racine unitaire. Les résultats obtenus à l'aide d'un test ADF montrent que toutes les variables sont intégrées d'ordre un: I(1). Dans ce cas, la spécification d'un modèle SVAR peut être appropriée (Bruneau C. et al, 1999).

5. Discussion des résultats

Les résultats des fonctions de réponse impulsionnelles montrent qu'un choc de 1% sur la production amène le taux de change réel à s'apprécier au cours du premier trimestre.

Graphique 3: Fonctions de réponse impulsionnelle



Sources: Auteurs à l'aide du logiciel Stata 15

Il s'en suit une dépréciation progressive dont l'ampleur diminue progressivement et le choc est absorbé après presque 25 périodes correspondant à plus de 5 ans. Par contre, les effets d'un choc de liquidité sur le taux de change réel sont presque inexistantes. L'effet du choc de 1% sur le taux de change réel montre une appréciation persistante qui perdure à long terme. Cela met en évidence le phénomène autoentretenu avec une forte influence des valeurs passées.

Le tableau suivant montre la décomposition de la variance du taux de change réel et vient compléter l'analyse des réponses impulsionnelles.

Tableau1: Décomposition de la variance

Péri- ode	Réponse du taux de change réel		
	Choc de production	Choc du taux de change réel	Choc monétaire
1	.135608	.83987	.024522
2	.129694	.856388	.013918
3	.127549	.862408	.010043
4	.126953	.865014	.008032
5	.127097	.866082	.006821
6	.127603	.866387	.00601
7	.12833	.866235	.005435
8	.129189	.865804	.005007
9	.130137	.865184	.004679
10	.131143	.864437	.00442
11	.132191	.863598	.004212
12	.133265	.862693	.004042
13	.134358	.861741	.003901
14	.135462	.860755	.003783
15	.136572	.859745	.003683
16	.137684	.858718	.003598
17	.138794	.85768	.003526
18	.1399	.856637	.003463
19	.141	.855591	.003408
20	.142092	.854547	.003361
25	.147392	.849412	.003196
30	.15237	.844526	.003104
35	.157014	.839938	.003049
40	.161352	.835635	.003013

Source : Auteurs à l'aide du logiciel Stata 15

Les résultats de la décomposition de la variance montrent que les chocs d'origine réelle expliquent les fluctuations du taux de change réel à plus de 80% et diminuent graduellement au fur du temps. Cela implique que la plupart des mouvements du taux de change réel sont dues à ses propres innovations. Les chocs d'offre (autour de 13%) et les chocs monétaires (moins de 1%) ont un impact négligeable.

En bref, les chocs réels (taux de change réel, PIB réel) dominent les fluctuations du taux de change réel au Burundi. Ces résultats corroborent ceux de Hamori et al. (2009) pour certains pays de l'Afrique Sub-Saharienne dont le Burundi et ceux de Moses (2015) pour le Kenya. Les résultats impliquent que les actions de la politique monétaire sont limitées dans le maintien de la compétitivité externe au regard de la faible contribution des chocs nominaux. En sus, le taux de change réel n'est pas constant mais varie au cours du temps, ce qui infirme l'hypothèse de la théorie du PPA comme base de détermination du taux de change réel d'équilibre.

6. Conclusion

L'objectif de ce papier était de déterminer les sources des fluctuations du taux de change réel au Burundi. En effet, en tant qu'un des indicateurs de la compétitivité externe, la compréhension de l'origine des chocs qui l'affectent permet d'orienter au mieux les politiques économiques. Théoriquement, les sources de fluctuations du taux de change sont expliquées à travers deux théories : les modèles de déséquilibre et les modèles d'équilibre. Les modèles de déséquilibre qui considèrent que les mouvements du taux de change réel dépendent des chocs nominaux alors que ceux d'équilibre montrent que ce sont les chocs réels qui dominent les fluctuations du taux de change réel.

A l'aide d'un modèle SVAR, les résultats montrent que les chocs réels captés à travers le taux de change réel lui-même et le produit intérieur brut expliquent la grande partie (plus de 80%) de la variance des fluctuations du taux de change réel. La contribution du choc monétaire est négligeable.

Les résultats nous amènent à valider les modèles d'équilibre pour le cas du Burundi. Cela est conforme aux autres études sur les pays africains. Ces résultats suggèrent que la politique monétaire est limitée dans la stabilisation du taux de change ; il est incontournable de s'attaquer aux facteurs structurels de la compétitivité tels que les infrastructures, le développement financier et la gouvernance pour accompagner la politique de change.

Références bibliographiques

Bhundia A. et al (2003), Sources of nominal exchange rate fluctuations in South Africa, IMF working paper, WP/03/252.

Candau F. et al 2010, Taux de change réel et compétitivité de l'économie réunionnaise, Working papers, Université de Po et des pays de l'Adour, CATT-UPPA N°1.

Clarida R. et Gali J. (1994), Sources of real exchange rate fluctuations: How important are nominal shocks, NBER working paper, No 4658

Enders W. et al (1997), Accounting for real and nominal exchange rate movements in the post-bretton woods period, Journal of International Money and Finance, volume 16, issue 2, pp233-254

Gossé, J.-B. & Guillaumin, C. (2013), L'apport de la représentation VAR de Christopher A. Sims à la science économique, L'Actualité économique, 89(4), 305–319. <https://doi.org/10.7202/1026446ar>.

Hamori S. et al. (2009), Structural VAR approach to the sources of exchange rate fluctuations in sub-Saharan African countries, Kobe University, http://www2.econ.osaka-u.ac.jp/~tanizaki/cv/papers/svar_africa.pdf.

Imed D. (2009), Une analyse économétrique des sources de fluctuations du taux de change réel dans trois pays en développement (Maroc, Philippines, Uruguay), Revue économique, Presses de sciences Po, [2009/6 \(Vol. 60\)](#), pages 1421 à 1453.

Lalonde R. et DeSerres A. (1994), Les sources des fluctuations des taux de change en Europe et leurs implications pour l'union monétaire, Banque du Canada, Ottawa.

Lastrapes w. (1992), Sources of fluctuations in real and nominal exchanges rates, Review of Economics and Statistics, Vol 74, No3, pp 530-539

Moses K. (2015), Sources of exchange rate fluctuations in Kenya: The relative importance of real and nominal shocks, Kenya School of monetary studies, MPRA paper No.61515.

Muazi I. et al (2016), On the causes and effect of exchange rate volatility on economic growth: Evidence from Ghana, IGC working paper, pp20-23.

Nkuzimana A. (2016), Volatilité du taux de change et leur implication sur la gestion macroéconomique, Comesa Monetary Institute, 2016.

Rogers J.H. (1999), Monetary shocks and real exchange rates, Journal of International Economics, 49, 2, 269-288.

Stazka A. 2006, Sources of real exchange rate fluctuations in Central and Southern Europe: Temporary or Permanent, [Working Paper Series](#) 1876, CESifo.

Stockman A.C. (1987), The equilibrium Approach to exchange rates, Federal Reserve Bank of Richmond, Economic Review, 73, 12-30.

Annexes

Annexe 1: Détermination du retard optimal

Selection-order criteria

Sample: 2005q4 - 2020q1

Number of obs = 58

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	98.311				7.5e-06	-3.28659	-3.24507	-3.18001
1	319.312	442	9	0.000	5.0e-09*	-10.597*	-10.4309*	-10.1707*
2	321.051	3.4781	9	0.942	6.5e-09	-10.3466	-10.056	-9.60056
3	330.707	19.313*	9	0.023	6.4e-09	-10.3692	-9.95408	-9.30346

Endogenous: lpibr ltcr lm2

Exogenous: _cons

Annexe 2: Les coefficients de long terme

Structural vector autoregression

(1) [c_1_2]_cons = 0

(2) [c_1_3]_cons = 0

(3) [c_2_3]_cons = 0

Sample: 2005q3 - 2020q1

Number of obs = 59

Exactly identified model

Log likelihood = 326.9766

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
/c_1_1	2.657276	.2446221	10.86	0.000	2.177826 3.136727
/c_2_1	.3254057	.0642331	5.07	0.000	.1995111 .4513003
/c_3_1	9.71487	.894546	10.86	0.000	7.961592 11.46815
/c_1_2	0	(constrained)			
/c_2_2	.436444	.0401779	10.86	0.000	.3576967 .5151913
/c_3_2	.0634841	.018947	3.35	0.001	.0263487 .1006196
/c_1_3	0	(constrained)			
/c_2_3	0	(constrained)			
/c_3_3	.1384387	.0127443	10.86	0.000	.1134603 .1634171

. matrix list e(C)

e(C) [3,3]

	lpibr	ltcr	lm2
lpibr	2.6572765	0	0
ltcr	.32540571	.43644403	0
lm2	9.7148698	.06348415	.1384387

step	(1) sfevd	(2) sfevd	(3) sfevd	(4) sfevd	(5) sfevd	(6) sfevd	(7) sfevd	(8) sfevd	(9) sfevd
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1	.135608	.83987	.024522	.067427	.063352	.869221	.867956	.087906	.044139
2	.129694	.856388	.013918	.05826	.090463	.851277	.913485	.056449	.030066
3	.127549	.862408	.010043	.05806	.111768	.830172	.936738	.039555	.023707
4	.126953	.865014	.080332	.055537	.136272	.808191	.948338	.030617	.021045
5	.127097	.866082	.066821	.054989	.159342	.785669	.956699	.024584	.018718
6	.127603	.866387	.06601	.053621	.182445	.763933	.9622	.020611	.017189
7	.12833	.866235	.055435	.052748	.204316	.742935	.9665	.017649	.015851
8	.129189	.865804	.050007	.051629	.225538	.722833	.969765	.01545	.014786
9	.130137	.865184	.04679	.05065	.245774	.703576	.972446	.013708	.013846
10	.131143	.864437	.0442	.049607	.26526	.685133	.974643	.012321	.013036
11	.132191	.863598	.04212	.048613	.283923	.667463	.976512	.011177	.012311
12	.133265	.862693	.04042	.047613	.30187	.650517	.978112	.010224	.011664
13	.134358	.861741	.039901	.046639	.319103	.634258	.979508	.009415	.011077
14	.135462	.860755	.03783	.045677	.335679	.618644	.980736	.008721	.010542
15	.136572	.859745	.03683	.044737	.351622	.603641	.981828	.008119	.010052
16	.137684	.858718	.03598	.043815	.36697	.589215	.982806	.007592	.009602
17	.138794	.85768	.03526	.042915	.38175	.575335	.983688	.007127	.009185
18	.1399	.856637	.03463	.042035	.395993	.561972	.984488	.006713	.008799
19	.141	.855591	.03408	.041176	.409724	.5491	.985217	.006342	.008441
20	.142092	.854547	.03361	.040339	.422969	.536693	.985885	.006009	.008106
21	.143175	.853506	.03319	.039522	.435751	.524727	.986499	.005707	.007794
22	.144247	.852471	.03282	.038727	.448092	.513181	.987066	.005432	.007501
23	.145308	.851442	.0325	.037953	.460013	.502034	.987591	.005182	.007227
24	.146356	.850422	.03222	.037199	.471533	.491268	.988078	.004952	.006969
25	.147392	.849412	.03196	.036465	.482672	.480863	.988532	.004741	.006726
26	.148415	.848412	.03173	.035751	.493446	.470803	.988956	.004547	.006498
27	.149424	.847423	.03153	.035056	.503871	.461072	.989352	.004366	.006282
28	.15042	.846445	.03135	.03438	.513964	.451655	.989723	.004199	.006078
29	.151402	.84548	.03119	.033722	.523739	.442538	.990072	.004043	.005885
30	.15237	.844526	.03104	.033082	.53321	.433707	.9904	.003898	.005702
31	.153325	.843584	.03091	.03246	.54239	.42515	.99071	.003762	.005529
32	.154267	.842655	.03079	.031854	.551291	.416856	.991002	.003634	.005364
33	.155195	.841737	.03068	.031264	.559924	.408811	.991278	.003515	.005207
34	.156111	.840831	.03058	.03069	.568302	.401007	.991539	.003402	.005058
35	.157014	.839938	.03049	.030132	.576435	.393434	.991787	.003296	.004916
36	.157904	.839055	.0304	.029588	.584332	.38608	.992023	.003196	.004781
37	.158783	.838184	.03033	.029059	.592003	.378939	.992246	.003102	.004652
38	.15965	.837324	.03025	.028543	.599457	.372	.992459	.003012	.004528
39	.160506	.836475	.03019	.028041	.606703	.365256	.992662	.002928	.004411
40	.161352	.835635	.03013	.027552	.613749	.3587	.992855	.002847	.004298

- (1) irfname = SFEVD, impulse = lpibr, and response = ltor
(2) irfname = SFEVD, impulse = ltor, and response = ltor
(3) irfname = SFEVD, impulse = lm2, and response = ltor
(4) irfname = SFEVD, impulse = ltor, and response = lpibr
(5) irfname = SFEVD, impulse = lpibr, and response = lpibr
(6) irfname = SFEVD, impulse = lm2, and response = lpibr
(7) irfname = SFEVD, impulse = lpibr, and response = lm2
(8) irfname = SFEVD, impulse = lm2, and response = lm2
(9) irfname = SFEVD, impulse = ltor, and response = lm2

Impact des Fluctuations Macroeconomiques sur la Stabilité Financière au Burundi

Thierry KWIZERA*

et

Benita Rachel NDAYIKEZE**

*Economiste, Banque de la République du Burundi, Email: tkwizera@brb.bi

**Economiste, Banque de la République du Burundi, Email: brndayikeze@brb.bi

Résumé

Cet article étudie l'impact des fluctuations de l'environnement macroéconomique sur la stabilité financière au Burundi. Les données utilisées sont trimestrielles et portent sur la stabilité du système financier et l'environnement macroéconomique, sur la période de 2007 à 2020. Sur base du modèle autorégressif à retards échelonnés, les résultats suggèrent que, à long terme, le niveau de croissance économique influence négativement les prêts non performants tandis que l'inflation et le taux d'intérêt moyen débiteur influencent positivement les prêts non performants. A court terme, les prêts non performants sont influencés positivement par les prêts non performants et le PIB réel des périodes différentes passées ainsi que le taux d'intérêt moyen débiteur. En outre, l'inflation et le taux d'intérêt débiteur moyen des périodes passées ont des effets négatifs les prêts non performants.

En termes d'implication de politique pour pallier à l'augmentation des prêts non performants, des mesures visant le financement des secteurs d'activités ayant un potentiel de croissance au Burundi pourraient contribuer à la stabilité financière par l'amélioration de la qualité des actifs.

Mots clés : Prêts non performants, Stabilité financière, Politique macro-prudentielle, Modèle ARDL.

JEL : G32, E44, C58

Abstract

This article studies the impact of macroeconomic developments on financial stability in Burundi. The data used are quarterly and relate to the stability of the financial system and the macroeconomic environment, over the period from 2007 to 2020. Based on the AutoRegressive Distributed Lag model, the results suggest that, in the long term, the level of econo-

mic growth negatively influences non-performing loans while the inflation and the average lending rate have a positive influence on non-performing loans. In the short term, non-performing loans are positively influenced by non-performing loans and real GDP of different past periods as well as the average lending interest rate. In addition, inflation and the average lending interest rate of past periods negatively affect non-performing loans.

In terms of policy implications to compensate for the increase in non-performing loans, setting up the financing of sectors of activity with growth potential in Burundi could improve the quality of assets, and hence the financial stability.

Keywords: Non-performing loans, financial stability, Macro-prudential policy, ARDL model.

JEL : G32, E44, C58

1. Introduction

La stabilité macroéconomique et la stabilité financière sont fortement liées, mais la littérature est très équivoque concernant leurs interactions. Sous l'hypothèse de feed back-hypothesis, la stabilité financière et la stabilité macroéconomique s'influencent mutuellement (Moustapha at al.,2018). Cela implique donc que les fluctuations macroéconomiques ont des effets directs sur la stabilité financière. Ainsi, outre la mission d'assurer la stabilité des prix, une Banque Centrale a aussi comme mission de garantir la stabilité du système financier et d'être un prêteur en dernier ressort en cas de crise.

Les tentatives déjà faites afin de définir la stabilité financière convergent sur la capacité du système financier à être résilient face aux risques et ainsi absorber les chocs éventuels en continuant à assurer sans interruption sa fonction d'intermédiation.

Selon la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest, la stabilité financière recouvre une réalité multidimensionnelle et ne se résume pas, à l'inverse de la stabilité des prix, à un objectif chiffré. Elle traduit une situation dans laquelle le fonctionnement des différentes composantes du système financier et surtout leurs relations réciproques, sont assurées

de manière saine et sans perturbations majeures. La stabilité financière requiert la solidité des différentes composantes du système.¹

Pour cela, le maintien ou la restauration de la stabilité financière requiert la promotion de politiques macroéconomiques et structurelles appropriées, les établissements de crédit subissant les incidences des changements qui affectent l'environnement macroéconomique dans lequel ils exercent leurs activités. En effet, la qualité de leur portefeuille, le niveau de leur résultat et de leurs fonds propres dépendent de la situation des bénéficiaires de leurs concours, qui est notamment déterminée par la conjoncture économique.²

Bien que les études déjà faites afin de capter/mesurer la stabilité financière spécifiquement ne sont pas nombreuses, certaines ont opté le niveau des prêts non performants comme étant une mesure pertinente représentative de la stabilité financière. En effet, une augmentation soutenue des prêts non performant constitue un présage d'une éventuelle crise en formation et donc d'instabilité financière.

Dans les analyses déjà faites sur les Etats unis, l'Europe, le Maroc et le Sri Lanka, la stabilité financière est captée par le niveau de la qualité du portefeuille crédit et est évaluée par son évolution dans le temps par rapport à l'évolution de l'environnement macroéconomique. Les résultats sont tels que pour la plupart des cas le niveau d'activité affecte négativement la qualité du portefeuille crédit.

Au Burundi, la stabilité financière est évaluée annuellement depuis 2015 par la Banque de la République du Burundi à l'endroit du secteur bancaire. Elle évalue notamment la résistance de la solvabilité en cas de dégradation additionnelle du portefeuille crédit suite à une dégradation simulée des conditions macroéconomiques (déficit budgétaire, dépréciation monétaire, ralentissement du niveau d'activité nationale, etc.). Le crédit étant la principale activité du secteur bancaire burundais sur la pé-

1 Banque centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest, Revue de la stabilité financière dans l'union économique et monétaire ouest africaine n°1 - Avril 2006, p.13.

2 Idem, p.14.

riode étudiée, les prêts non performants constituent la principale mesure du risque crédit du secteur bancaire. Ces évaluations sont importantes d'autant plus que la stabilité financière est un enjeu essentiel pour le processus d'Union monétaire Est Africaine en cours.

Ainsi, la présente étude a pour objet de chercher les effets des indicateurs macroéconomiques sur la stabilité financière au Burundi. Cette investigation est importante à deux niveaux. D'une part, sans toutefois être exhaustif, les variables macroéconomiques qui impactent sur la sensibilité de la stabilité financière au Burundi ont été dégagées. D'autre part, les résultats pourraient contribuer dans l'élaboration d'une politique macro-prudentielle au Burundi qui porterait sur la maîtrise, le suivi et l'anticipation du comportement du secteur bancaire quant aux évolutions macroéconomiques et par là bénéficier d'une marge de manœuvre d'intervention en amont.

Ce papier vient au moment où il n'y a pas encore eu de travail de recherche sur l'impact des fluctuations macroéconomiques sur la stabilité financière au Burundi. De surcroît, Il met en évidence une potentielle ouverture de recherche et d'enrichissement de la banque des données permettant l'évaluation de la stabilité financière au Burundi.

Sous l'hypothèse que le taux d'intérêt débiteur est l'un des facteurs qui influence la stabilité financière, l'objet de cette étude est d'identifier, à l'aide d'un modèle autorégressif à retards échelonnés (ARDL), les paramètres qui ont des effets sur la stabilité financière.

Les résultats suggèrent que le déficit budgétaire et le taux d'intérêt moyen débiteur ont un impact positif sur la stabilité financière à l'exception du PIB réel qui l'influence négativement. Toutefois, l'effet de l'inflation sur la stabilité reste ambigu.

Cet article est structuré en trois sections. La première présente la revue de la littérature sur les liens entre l'environnement macroéconomique et la stabilité financière. La deuxième traite de l'évolution des paramètres macroéconomique affectant la stabilité financière au Burundi. La troisième et dernière consiste en une analyse empirique. Ce papier se termine

par une conclusion générale ainsi que des suggestions.

2. Liens entre l'environnement macroéconomique et la stabilité financière.

Cette partie présente l'appréhension de la stabilité financière selon quelques analyses qualitatifs et quantitatifs de différents auteurs. La stabilité financière recouvre une réalité multidimensionnelle et ne se résume pas, à l'inverse de la stabilité des prix, à un objectif chiffré. Elle traduit une situation dans laquelle le fonctionnement des différentes composantes du système financier et surtout leurs relations réciproques, sont assurées de manière saine et sans perturbations majeures³. La stabilité financière requiert la solidité des différentes composantes du système.

Selon Garry J. Shinasi (2004)⁴, la stabilité financière peut être envisagée en termes de gestion du système financier. Il s'agit de faciliter à la fois une allocation efficace des ressources économiques et l'efficacité d'autres processus économiques ; d'évaluer le prix, répartir et gérer les risques financiers et de maintenir sa capacité à exécuter ses tâches clés, même en cas de choc externe ou de déséquilibre croissant, principalement par des mécanismes autocorrectifs.

En outre, la deutsche Bundesbank(2003)⁵ définit la stabilité financière comme une situation qui décrit globalement un état stable dans lequel le système financier remplit efficacement ses fonctions économiques clés, telles que l'allocation de ressources, la répartition des risques, ainsi que le règlement de paiements, et ce, même en cas de chocs, situations de stress et périodes de profonds changements structurelles. Tandis que pour la Banque Centrale Européenne⁶, la stabilité du système financier exige que ses principales composantes y compris les institutions financières, les

3 Banque centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest, Revue de la stabilité financière dans l'Union économique et monétaire ouest africaine n°1 - Avril 2006, p.13.

4 Garry J. Schinasi, Defining financial stability, IMF WP 04/187, p.8.

5 Deustchbank, monthly report, December 2003, p.8.

6 Banque centrale européenne, Bulletin mensuel, mai 2008, p.123.

marchés et les infrastructures soient conjointement capables d'absorber les perturbations néfastes. Cela fait allusions aux chocs pouvant déstabiliser le système financier.

Ainsi, la question qu'on peut se poser est d'où peut provenir une crise, quel est l'indicateur pouvant servir de mesure et à quel seuil cet indicateur peut-il être critique et caractéristique de crise ?

En effet, les chocs que peuvent subir un système financier donné peuvent provenir de l'intérieur du système ou de l'extérieur de ce dernier. De l'extérieur, ils peuvent subvenir des chocs résultant des évolutions macroéconomiques notamment.

Ces chocs ont tendance à créer une situation d'instabilité financière qui limite l'efficacité des politiques économiques mises en œuvre et particulièrement la politique monétaire. En effet, cette instabilité financière se matérialise par des difficultés au sein du système financier. Cela a pour effet de réduire l'efficacité de la politique monétaire, le système bancaire étant le principal canal de transmission de cette politique au secteur réel. Aussi, ces chocs alourdissent également les coûts pour l'économie nationale, en raison des besoins de renflouement des institutions financières en difficulté ou de remboursement des déposants.

De ce qui précède, on peut mentionner que la stabilité financière est un état dans lequel, il y a une forte probabilité qu'un système financier fasse face à ces chocs qui constituent des risques auxquels un système stable est supposé être résilient. L'étude des liens de causalité des chocs extérieurs venant de l'environnement macroéconomique et le système financier relève de l'analyse macro-prudentielle. Il s'agit d'une approche d'appréhension de la stabilité financière qui met en évidence les liens entre les évolutions macroéconomiques et celles du secteur financier.

D'une manière générale, les indicateurs macro-prudentiels regroupent des indicateurs micro-prudentiels agrégés des institutions financières (notamment le niveau de capitalisation, la qualité du portefeuille et la rentabilité) et des indicateurs macroéconomiques (taux de croissance économique, taux de change, taux d'inflation, etc.). L'expérience a montré que

les crises financières surviennent généralement lorsque ces deux types d'indicateurs traduisent des facteurs de vulnérabilité, c'est-à-dire lorsque les institutions financières sont fragilisées et qu'elles subissent des chocs macroéconomiques.⁷

Sur ce, il en découle que les facteurs déterminants de la stabilité financière diffèrent selon l'environnement macroéconomique, le degré de développement économique ainsi que le développement du secteur financier. Ainsi, bien que la nécessité d'assurer la stabilité financière reste un consensus dans la littérature économique, des controverses subsistent sur ses déterminants ainsi que les méthodes à utiliser pour apprécier la dépendance et la résilience du système financier.

De ce fait, plusieurs études ont été faites sur les facteurs macroéconomiques qui impactent la stabilité du système financier et les résultats sont diversifiés. Aux Etats-Unis, Ghosh A. (2015) a examiné les déterminants économiques des prêts non productifs en utilisant à la fois les estimations à effets fixes et les estimations dynamiques de la méthode des moments généralisés. Il a trouvé que l'augmentation du PIB réel, des taux de croissance du revenu personnel réel ainsi que les variations de l'indice des prix du logement réduisent les créances improductives, tandis que l'inflation, les taux de chômage et la dette publique américaine l'augmentent considérablement.

Au sein de l'union européenne, Mariusz Próchniak et al (2013) étudient, à l'aide du modèle des moments généralisés, la relation entre la performance macroéconomique représentée par le PIB par habitant, la croissance du PIB, la dette publique, le solde budgétaire et l'inflation et la stabilité du système financier représentée par les prêts non performants. Les résultats sont tels que la stabilité financière dépend positivement de la croissance du PIB et du PIB par habitant et négativement de la dette publique et du solde budgétaire.

Messai et al. (2013) ont mené une étude pour détecter les détermi-

⁷ BCEAO, Revue de la Stabilité Financière dans l'union Economique et Monétaire Ouest Africaine N° 1 - Avril 2006, p.16.

nants de crédits non performants pour un échantillon composé de 135 banques européennes. Ils ont focalisé leur intérêt sur les banques appartenant aux pays les plus touchés par la crise financière de 2008 à savoir l'Espagne, la Grèce et l'Italie. Ils ont choisi des facteurs spécifiques à la banque, entre autres la taille de la banque, le taux de rentabilité des fonds propres ainsi que les provisions pour pertes sur prêts divisé par total des prêts, et des facteurs macroéconomiques comme déterminants des créances douteuses. Les résultats ont montré que les prêts non performants dépendent positivement de taux de chômage, de taux d'inflation et des provisions pour pertes sur prêts. Ces crédits non performants varient négativement du taux de croissance de PIB, de la taille de la banque, et du taux de rentabilité des fonds propres.

Dans la zone euro, Athanasios et al. (2014) ont identifié les facteurs affectant le taux des prêts improductifs. En examinant à la fois les variables macroéconomiques (le taux de croissance du PIB, pourcentage de la dette publique au PIB et le chômage) et les variables microéconomiques (ratio prêts / dépôts, rendement des actifs, rendement des fonds propres) sous le modèle des moments généralisés, les résultats ont révélé une relation positive entre les prêts non performants et la dette publique, les prêts non performants et le chômage et une relation négative entre les prêts non performants et le produit intérieur brut.

Au Maroc, Anas Y. et al (2018) ont étudié dans quelle mesure les évolutions macroéconomiques influent sur le taux de défaut de la banque. Le modèle utilisé est celui des moindres carrés ordinaires. Les résultats de la régression sont tels que le produit intérieur brut affecte négativement le taux de défaut tandis que le taux débiteur et le taux de change influence positivement le taux de défaut.

Benabdellah et al. (2017) ont déterminé les principaux facteurs déterminants des crédits non performants pour un échantillon composé des huit principales banques marocaines. Les variables explicatives utilisées sont de deux catégories: macroéconomiques et celles spécifiques à la banque. Les variables macroéconomiques prises en compte dans leur modèle sont le taux de croissance du PIB, la croissance de la valeur ajoutée agricole, le taux de chômage et le taux d'inflation. L'application de la

méthode de données de panel à effets fixes a permis de conclure que les crédits non performants varient négativement avec le taux de croissance du PIB, la croissance du PIB agricole, la rentabilité des actifs des banques et positivement avec le taux de chômage, le taux d'inflation, le taux d'intérêt moyen débiteur et le coefficient d'exploitation des banques.

Kumarasinghe (2017) a étudié les déterminants macroéconomiques de la qualité des prêts des banques à Sri Lanka. Il a utilisé le taux d'inflation, le taux d'intérêt, le taux de chômage, le taux de change, le taux de croissance des exportations et le taux de croissance du PIB dans la régression. Les résultats montrent que le PIB influence positivement les prêts non performants, ce qui ne correspond pas à la majorité des résultats empiriques tandis que relation est négative entre le PIB et la croissance des exportations.

De cette littérature, l'on conclut que les prêts non performants sont généralement déterminés par des variables macroéconomiques et celles spécifiques aux banques. Le taux d'intérêt débiteur et l'inflation influencent positivement les prêts non performants. Le PIB réel, le chômage, le déficit budgétaire affectent négativement des prêts non performants. Les variables spécifiques aux banques sont notamment ratio prêts / dépôts, rendement des actifs, rendement des fonds propres, des provisions pour pertes sur prêts, etc. où elles affichent des effets négatifs ou positifs sur les prêts non performants.

3. Evolution de l'environnement bancaire et macroéconomique au Burundi (2006-2020).

D'une part, à fin 2020, le secteur bancaire burundais est composé de 13 établissements de crédit dont 12 banques commerciales et un établissement financier. Au cours de la période étudiée, l'activité principale de ces institutions est l'octroi de crédits, nonobstant la tendance décroissante au profit de l'investissement au trésor public⁸. Les secteurs d'activités tels que le commerce, l'habitat ainsi que l'industrie occupent des parts impor-

⁸ Rapport de stabilité financière 2020, Banque de la République du Burundi, p.23.mettre 2020.

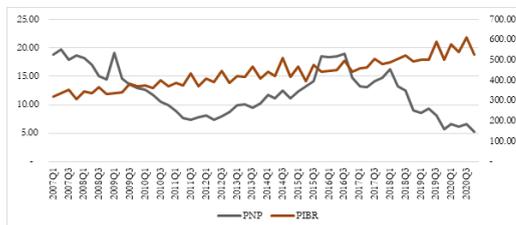
tantes dans le total des crédits du secteur bancaire avec respectivement 30,4%, 17,2% et 8,0% tandis que le reste des secteurs représente 44,5% y compris la rubrique « divers » qui accapare 27,8%. Les secteurs d'activités les moins financés sont l'artisanat (0,1%), les mines et carrières (0,1%), la pêche (0,2%), l'éducation (0,9%) l'hôtellerie et tourisme (1,9%) ainsi que l'agriculture (3,0%). Le taux d'intérêt moyen débiteur sur l'encours total des crédits s'est fixé à 15,18%.

D'autre part, l'activité économique connaît une croissance moyenne de 4.1 %. Les activités sont regroupées en trois principaux secteurs d'activités à savoir le secteur tertiaire occupant en moyenne 42,2% du PIB sur la période étudiée suivi du secteur primaire (39,6%) et du secteur secondaire (18,2%)⁹. Toutefois dans le détail des rubriques, le secteur d'activité le plus prépondérant est « agriculture vivrière » relevant du secteur primaire avec 33,3 % du PIB.

De ce qui précède, il découle que les crédits alloués au secteur agricole sont faibles à contrario de la pertinence qu'occupe ce secteur dans l'activité économique du Burundi, ce qui dénote une certaine réticence des établissements de crédit à financer le secteur agricole, alors que la majorité de la population burundaise vit essentiellement de l'agriculture¹⁰. À la même période l'inflation s'élève à 8%.

En outre, les finances publiques sont essentiellement déficitaires sur la période étudiée. En effet, le déficit budgétaire moyen est de 44 651,2 milliards de BIF.

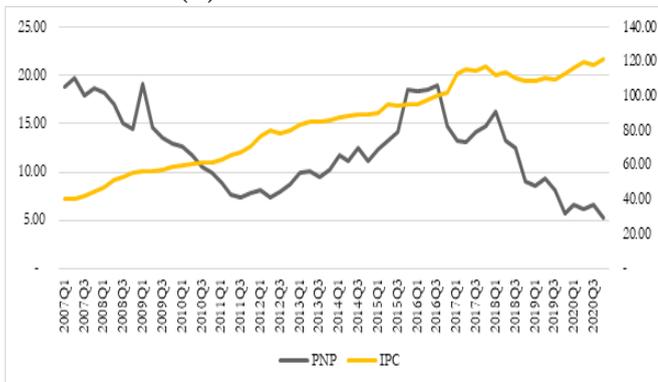
Graphique 1 : Evolution du taux des prêt non performants (%) et du PIB réel (MBIF)



Source : Auteurs sur base des données de la BRB.

L'analyse de ce graphique montre que les deux variables semblent évoluer dans le même sens de septembre 2011 au septembre 2016 et dans le sens contraire en septembre 2008, en mars 2009 et en septembre 2009. En effet, le taux des prêts non performants a une tendance à la baisse depuis mars 2007 jusqu'au mois de septembre 2011, avec un pic de mars 2009 qui correspond aux effets de la crise financière mondiale au cours de laquelle le Burundi a été touché suite à la diminution des recettes d'exportation¹¹. Après cette période, il a affiché une tendance haussière jusqu'au mois de septembre 2016. La hausse observée entre 2015 et 2016 pourrait être expliquée par la crise socio-politique qui a secoué le pays. Dès lors, les prêts non performants ont chuté suite à la mesure de radiation des créances compromises de plus d'un an¹². Par contre, le PIB réel affiche une tendance haussière durant la période sous étude. On présume donc qu'il existe relation positif entre les deux variables.

Graphique 2 : Evolution du taux des prêts non performants (%) et de l'inflation (%).



Source : Auteurs sur base des données de la BRB.

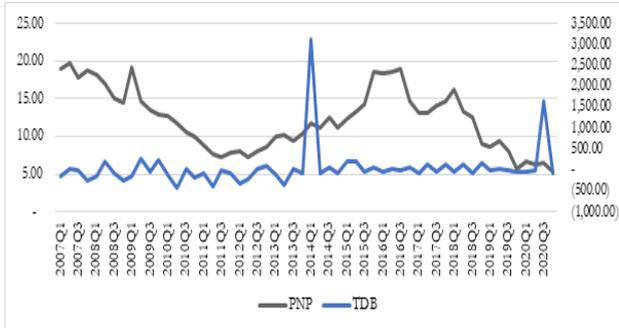
Au cours de la période étudiée, les deux indicateurs n'évoluent pas de la même façon sauf pour la période de septembre 2011 au septembre 2016. En effet, on observe une tendance haussière pour les deux indicateurs

¹¹ [www.brb.bi/statistiques>Balancedespaiements>Structuredesexportations](http://www.brb.bi/statistiques/Balancedespaiements/Structuredesexportations).

¹² Circulaire N°12 relative à la classification des risques et à la constitution des provisions

durant cette période. D'où on présume qu'il existe une relation positive entre les prêts non performants et l'inflation.

Graphique 3 : Evolution du taux des prêts non performants (%) et de taux de croissance du déficit budgétaire (%).



Source : Auteurs sur base des données de la BRB.

Le graphique ci-dessus montre que le taux de croissance du déficit budgétaire et les prêts non performants n'affichent aucune relation. En effet, le taux de croissance du déficit budgétaire évolue en dents de scie, avec une forte hausse en mars 2014 (3 120,2%) causé par la baisse des recettes publiques et en septembre 2020 (1627.9%) suite à la subvention de l'engrais chimique à la hauteur de 150 milliard de BIF, au moment où les prêts non performants affichent une tendance tantôt haussière tantôt baissière. On présume donc une absence de corrélation entre les deux indicateurs.

Graphique 4 : Evolution du taux des prêts non performants (%) et de taux d'intérêt moyen débiteur



Source : Auteurs sur base des données de la BRB.

Sur la période considérée, les prêts non performants et le taux moyen débiteur évoluent dans le même sens. Cela pourrait être justifié par le fait qu'une augmentation du taux d'intérêt débiteur engendre une fragilisation de la situation financière des emprunteurs entraînant bel et bien une croissance des créances douteuses, Zouari-Ghorbel (2015). On présume donc qu'il existe une relation positive entre les variables.

4. Analyse empirique

4.1. Spécification du modèle et Variables retenues

L'objectif principal de cette étude est de déterminer les indicateurs macroéconomiques pouvant expliquer la stabilité financière au Burundi. Le modèle utilisé dans cette étude s'inspire de ceux de Dimitrios et al. (2016) et Kjosevski et al. (2018) modifié où ils ont examiné les facteurs macroéconomiques et spécifiques aux banques qui déterminent aux prêts non performants. La stabilité financière est appréhendée par le ratio des prêts non performants du secteur bancaire burundais. Il mesure le stock de prêts improductifs et sa valeur plus élevée reflète une plus grande instabilité du secteur financier (Wasiak et al. 2016). Ce ratio, considéré comme variable dépendante, est donné par le rapport entre les créances non performantes (ou douteuses) et le total des prêts.

Le choix des variables explicatives retenues découle de la littérature empirique sur les déterminants des prêts non performants. Plusieurs auteurs ont regroupé ces facteurs en deux : les facteurs macroéconomiques et les facteurs spécifiques aux banques. Le tableau suivant reprend donc les variables macroéconomiques adoptées ainsi que les signes attendus sur la variable dépendante.

Tableau 1. Signes attendus entre la variable expliquée et les variables explicatives

Variabiles exog-ènes retenues	Signes attendus	Lien avec les prêts non performants (PNP)
Le Produit Intérieur Brut Réel (PIBR)	Négatif	L'accroissement du PIB se traduit par l'augmentation des revenus des agents économiques, et donc une amélioration de la capacité de remboursement des emprunteurs. En revanche, la baisse du niveau du PIB devrait en principe faire accroître les défauts de paiement, d'où un signe négatif (Swart et Anderson (1998), Ghosh (2015). CHERKAOUI K. & SABER M. (2020).
L'Indice des Prix à la Consommation (IPC)	Positif ou négatif	L'impact de l'inflation sur le taux défaut est théoriquement très ambigu. En effet, la hausse d'inflation agit comme un frein à l'économie d'où un signe positif. Par contre, les débiteurs dont la dette est en terme nominal verront leur dette en terme réel diminuer avec l'augmentation de l'inflation (Dionne et al. (2007), Yassine et al. (2017)
Le taux d'intérêt moyen débiteur (TD)	Positif	Une augmentation du taux d'intérêt débiteur pourrait engendrer une fragilisation de la situation financière des emprunteurs qui auront du mal à couvrir leurs emprunts, d'où un signe positif (Paquin P. et Weiss M.S. (1998), Yassine et al.(2017).
Le taux de croissance du déficit budgétaire (TDB)	Positif	Une augmentation du déficit budgétaire entraîne une hausse des impayés (Anghel et al. 2018)

Source : Elaboré par les auteurs

D'une façon synthétique, le modèle se présente comme suit :

$$LPNP_t = f (LPIBR_t, LIPC_t, LTD_t, TDB_t, \epsilon_t) \quad (1)$$

Le modèle est donc spécifié comme suit :

$$LPNP_t = \beta_0 + \beta_1 LPIBR_t + \beta_2 LIPC_t + \beta_3 LTD_t + \beta_4 TDB_t + \epsilon_t \quad (2)$$

Où :

$LPNP_t$ = le logarithme du taux des prêts non performants au

temps t .

$LPIBR_t$ = le logarithme du produit intérieur brut réel au temps t

LTD_t = le logarithme du taux d'intérêt débiteur moyen au temps t

$LIPC_t$ = le taux d'inflation au temps t

TDB_t = le taux de croissance du déficit budgétaire au temps t

ε_t = le terme de l'erreur.

En outre, l'étude a utilisé les données trimestrielles pour la période de 2007 à 2020, soit 56 observations. Ces données ont été recueillies dans les bulletins mensuels de la BRB à l'exception de celles du PIB fournies par l'ISTEEBU.

4.2. Estimation et interprétation des résultats

4.2.1. Procédure d'estimation

Sur le plan économétrique, une étude de détermination de l'ordre d'intégration et l'ordre de différenciation nécessaires pour rendre chaque série temporelle stationnaire a été fait. C'est une étape indispensable pour vérifier les caractéristiques stochastiques, Cherkaoui et al. (2020). Ensuite, il a été réalisé le test de cointégration de Pesaran & al (2001) permettant à son tour de vérifier l'existence des relations stables à long terme entre les variables considérées. Enfin, il a été conduit une régression utilisant le modèle $ARDL_{13}$, établissant les relations de long terme et celles de court terme entre les variables. Ce modèle est recommandé lorsque les variables sont intégrées de deux ordres différents (I0) et (I1), Nkoro et al. (2016). Des tests de diagnostic des propriétés des résidus, d'hétéroscédasticité, de normalité et de stabilité pour confirmer les résultats de la régression ont été fait.

13 Autorégressifs à retards échelonnés.

4.2.2. Présentation et interprétation des résultats

a. Test de racine unitaire

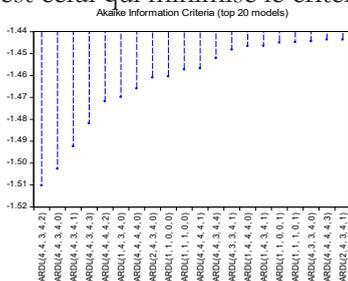
Avant de vérifier la cointégration, les propriétés des variables considérées doivent être analysées. Elles peuvent être intégrées du même ordre ou d'un ordre différent. Les tests de Dickey- Fuller Augmenté (ADF) et Phillips Perron (PP) ont été utilisés pour analyser la stationnarité des séries.

Les résultats des tests de racine unitaire montrent que les séries des variables ne sont pas intégrées du même ordre. En effet, les tests de Dickey- Fuller Augmenté (ADF) et Phillips Perron (PP) ont révélé que tous les variables sont intégrés d'ordre un (I1) sauf le taux de croissance du déficit budgétaire qui est stationnaire en niveau (I0).

Etant donné les propriétés des racines unitaires des variables considérées, l'estimation de l'existence d'une relation de cointégration entre la variable expliquée et les variables explicatives a suivi l'approche de cointégration de Pesaran & al. (2001) suivant le modèle ARDL. C'est l'approche appropriée lorsque les variables indépendantes sont intégrées d'ordre différent I (0) et I (1), Nkoro et al. (2016). Elle permet d'estimer une relation à court terme et une relation à long terme des variables.

b. Estimation du modèle.

L'estimation du modèle ARDL permet de produire les valeurs associées à une vingtaine de modèles concurrents et est choisi qui offre la plus petite valeur comme le modèle optimal. Le modèle est choisi suivant les critères d'information (SIC, AIC, HQ) et le décalage optimal retenu est celui qui minimise le critère d'information.



Comme on peut le voir sur le graphique ci-dessus, le modèle ARDL (4,4,3,4,2) est plus optimal parmi les 19 autres présentés. Chaque retard optimal se rapporte à une variable correspondante suivant leur classement dans les résultats du modèle.

c. Test de cointégration.

Le test de cointégration renseigne sur l'existence d'une relation d'équilibre de long terme entre les variables. La présence d'une relation d'équilibre entre les variables est testée formellement à l'aide de procédures statistiques dont les plus utilisées sont celles d'Engle et Granger (1987), de Johannsen et Josélius (1990) et de celui de Persan et Al. (2001).

Le test de cointégration de Persan et al. (2001) développé au départ par Persan et Shin (1999), appelé également « test de cointégration aux bornes » ou « bounds test to cointégration », est approprié lorsque les variables sont intégrés d'ordre différent I (0), I (1). Ce test permet de vérifier l'existence d'une ou plusieurs relations de cointégration entre les variables dans un modèle ARDL. Dans cette étude, l'approche de cointégration Persan et al. (2001) est retenu du fait que les variables sont intégrées d'ordre différent c'est-à-dire I(0) et I(1). Les résultats de ce test sont repris dans le tableau suivant :

Tableau 2 : Résultats du test de cointégration

Test Statistic	Value	K
F-statistic	8.03	4
Critical Value Bounds		
10%	2.45	3.52*
5%	2.88	4.01*
2.5%	2.25	4.49*
1%	3.74	5.06*

Note : *significativité au seuil de 5%

Les résultats du test de cointégration aux bornes confirment l'existence d'une relation de cointégration entre les séries sous étude. La statistique de Fisher ($F= 8.03$) est supérieure à la borne supérieure pour le seuil de

significativité de 5%; ce qui confirme l'existence d'une relation de long terme.

Etant donné que la cointégration est validée, l'impact des fluctuations macroéconomiques sur la stabilité financière au Burundi sont donnés par l'estimation du modèle autorégressif à retards échelonnés. En effet, le modèle ARDL présente à la fois les résultats de relation de court et de long terme.

d. Résultats de la relation de long terme

Les résultats synthétisés dans le tableau ci-dessous proviennent de l'estimation de de court et de long terme.

Variables	Coefficient	Stand Error	T stat	Probability
Long Terme				
LPIBR	-3.339**	0.540	-6.173	0.0000
IPC	1.852**	0.266	6.964	0.000
LTD	8.144**	0.590	13.785	0.0000
TDB	-0.000	0.000	-1.510	0.1414
C	-8.204	3.030	-2.707	0.0111
Court terme				
D(LPNP(-1))	0.263	0.147	1.786	0.0842
D(LPNP(-2))	0.168	0.143	2.170	0.2488
D(LPNP(-3))	0.298**	0.137	0.490	0.0380
D(LPIBR)	0.206	0.421	0.490	0.6273
D(LPIBR(-1))	0.488	0.331	1.474	0.1508
D(LPIBR(-2))	0.855**	0.317	2.693	0.0115
D(LPIBR(-3))	0.849	0.444	1.913	0.0653
D(LIPC)	0.866	0.758	1.142	0.2624
D(LIPC(-1))	0.978	1.103	0.887	0.3821
D(LIPC(-2))	-1.803**	0.756	-2.383	0.0237
D(LTD)	3.644**	1.347	2.704	0.0112
D(LTD(-1))	3.412	1.852	1.842	0.0753
D(LTD(-2))	-2.204	1.693	-1.301	0.2029
D(LTD(-3))	-4.851**	1.567	-3.096	0.0042
D(TDB)	0.000	0.000	-0.247	0.8065

D(TDB(-1))	0.000	0.000	1.319	0.1971
CointEq(-1)	-0.905**	0.153	-5.894	0.0000

** significativité au seuil de 5%

Source : Auteurs - les résultats de la régression à LT et à CT sous Eviens 9

Les résultats obtenus montrent que le modèle est globalement bon (significatif). En effet, le test de Fisher montre que la valeur de F-Statistic (27.37) est élevée et la probabilité associée et F-statistic est inférieure à 5%.

Le terme CointEq (-1) correspond au résidu retardé issu de l'équation de court terme et représente la force de rappel, indiquant l'ajustement vers l'équilibre de long terme. Son coefficient est négatif (-0.905) et significativement différent de zéro au seuil statistique de 1%. Ceci est primordial pour valider un mécanisme à correction d'erreur. Il représente la vitesse à laquelle tout déséquilibre entre les niveaux désiré et effectif des prêts non performants est résorbé dans l'année qui suit tout choc. Ainsi, les chocs des variables retenues sur des prêts non performants au Burundi se corrigent-ils à 90.53% par l'effet « feed back ». En d'autres termes, un choc constaté au cours de l'année est entièrement résorbé au bout de 1 trimestre 3 jours ($1/0.905=1.1$ trimestres).

En outre, le produit intérieur brut réel impacte négativement et significativement sur les prêts non performants à long terme au seuil de 5%. L'élasticité à long terme est de (-3.33). Ainsi, à long terme une augmentation de 1% du PIB réel impliquerait une diminution de 3.33% des prêts non performants. Le signe du coefficient est similaire avec celui attendu. Cette relation est similaire avec les résultats de la majorité des travaux de recherche déjà réalisés notamment ceux de Ghosh (2015), de Próchniak et al (2013), Messai et al. (2013). A court terme, le produit intérieur brut réel influence positivement avec deux trimestres de retard les prêts non performants au seuil de 5%. Ainsi, une augmentation de 1% du produit intérieur brut réel impliquerait une augmentation de 0.085% des prêts non performants. Ce résultat a été trouvé par Kumarasinghe (2017), ce qui n'est pas cohérent avec la majorité des résultats empiriques.

L'inflation influence positivement les prêts non performants dans le

long terme et à court terme avec deux trimestres de retard au seuil de 5%. Un accroissement de 1 % de l'inflation entraîne une augmentation de 1.85% à long terme et une diminution de 1.80% des prêts non performants à court terme.

En effet, la déflation qui se traduit par un taux d'inflation négatif, risque d'entraîner un ralentissement de l'activité économique. Si les prix baissent durablement, les ménages auront tendance à reporter leurs achats et les entreprises leurs investissements. La valeur ajoutée des entreprises décline, les ventes baissent et un chômage durable risque de s'installer. La valeur réelle des emprunts augmente ce qui engendre des difficultés de remboursement. La création monétaire est également freinée du fait que les banques seraient réticentes à accorder des crédits à des agents économiques dont les revenus futurs sont incertains (CHERKAOUI K. & SABER M. (2020)). A long terme, l'inflation peut réduire le revenu réel des emprunteurs lorsque les salaires sont rigides et permet aussi l'érosion de la valeur réelle de remboursement. Ce résultat est similaire à ceux obtenus par Khemraj & Pacha (2009) et Dash & Kabra (2010) et Nkusu (2011).

A long terme, le taux d'intérêt débiteur moyen influence positivement les prêts non performants à court terme, cette variable influence les prêts non performants de deux manières : Dans l'immédiat, le taux d'intérêt débiteur moyen a un effet positif et escompté sur prêts non performants. Un accroissement de 1% du taux d'intérêt débiteur moyen entraîne une augmentation de 8.14% des prêts non performants à long terme. Cela est conforme aux résultats de Paquin P. et Weiss M.S. (1998), Yassine et al. (2017).

4.2.3. Tests de diagnostic du modèle.

Pour évaluer la robustesse du modèle, des tests de diagnostic ont été menés. Il s'agit entre autres des tests d'autocorrélation des résidus, test de normalité des résidus et du test d'hétéroscédasticité. Les résultats de ces tests sont repris dans le tableau ci-après :

Tests	Résultats	Décision	Conclusion
Test d'auto-corrélation des résidus	Le test de Breusch-Godfrey montre que la valeur de probabilité (0.1527) est supérieure aux seuils (5% et 10%),	il y a absence d'autocorrélation des résidus	le résidu présente toutes les propriétés recherchées
Test de normalité des résidus	Le test de Jarque-Bera indique une probabilité associée à la statistique de Jarque-Bera (0.251725) supérieure au seuil de 5%	La distribution des résidus suit une loi normale.	
Test d'hétéroscédasticité	La probabilité associée à Obs*R-squared (0.8614) est supérieur à 5%	les erreurs sont homoscédastiques	
Test de stabilité du modèle	Le graphique de statistique de CUSUM of Squares est dans l'intervalle de confiance de 5%		

Source : Auteurs - les résultats de la régression à LT et à CT sous Eviews 9

5. Conclusion générale et suggestion

Le but de cet article est d'analyser dans quelle mesure les fluctuations de l'environnement macroéconomiques influent sur la stabilité financière au Burundi. Les déterminants potentiels pris en compte dans cette étude incluent le PIB réel, le taux d'intérêt moyen débiteur, l'inflation et le taux de croissance du déficit budgétaire. Le modèle spécifié a été estimé, pour la période allant du premier trimestre 2007 au troisième trimestre 2020, à l'aide du modèle ARDL. Ce dernier a permis de capter les effets à court et à long terme.

A long terme, le niveau de croissance économique affecte négativement les prêts non performants tandis que l'inflation et le taux d'intérêt moyen débiteur influencent positivement les prêts non performants.

A court terme, les prêts non performants sont influencés positivement par les prêts non performants et le PIB réel des périodes différentes passées ainsi que le taux d'intérêt moyen débiteur. En outre, l'inflation et le taux d'intérêt débiteur moyen des périodes passées ont des effets négatifs les prêts non performants.

Sur base des résultats trouvés, les suggestions de politiques suivantes sont formulées :

- En vue d'encourager la croissance en aval, il est recommandé de mettre en place au Burundi une politique d'investissement dans les secteurs d'activités ayant un potentiel de croissance au Burundi.
- La banque centrale devrait mettre en place une politique visant à réduire les taux d'intérêts débiteurs appliqués par les banques. Cela peut être une mesure visant la réduction de l'asymétrie de l'information et l'aversion au risque qui conduit à une facture élevée aux crédits accordés général.
- La Banque Centrale est encouragée dans sa mission de stabilisation des prix.

Références bibliographiques

Anas Y. and Abdelmadjid I. (2018), Les déterminants macroéconomiques de la défaillance des emprunteurs : cas d'une banque marocaine, Université Hassan II – Laboratoire Ingénierie Scientifique des Organisations.

Benabdellah, M. El Ansari F. (2017), Les déterminants des prêts non performants: étude empirique du secteur bancaire marocain, Finance & Finance Internationale N°6 janvier 2017, p.12.

CHERKAOUI K. & SABER M. (2020) « Les déterminants des prêts non performants : Le cas des banques Banque centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest, Revue de la stabilité financière dans l'union économique et monétaire ouest africaine n°1 - Avril 2006, p.13.

[Dan Gabriel Anghel](#) D. G., Pop I. D. and Cepoi C. O.(2018) Liquidity-threshold effect in non-performing loans, [Finance Research Letters](#), 2018, vol. 27, issue C, 124-128.

Dash, M., & Kabra, G. (2010).The determinants of non-performing assets in Indian commercial bank: An econometric study. Middle Eastern Finance and Economics, 7, 94-106.

Garry J. Schinasi (2004), Defining Financial Stability, IMF WP 04/187, p.8.

Ghosh A. (2015), Banking-industry specific and regional economic determinants of non-performing loans: Evidence from US states, Journal of Financial Stability n°20, p.8.

Ghosh, A. (2015). Banking-industry specific and regional economic determinants of non-performing loans: Evidence from US states. Journal of Financial Stability, issue: 20, pp: 93-104.

Khemraj, T., & Pasha, S. (2009).The determinants of non-performing loans: An econometric case study of Guyana. Caribbean Centre for Banking and Finance Bi-annual Conference on Banking and Finance, St.

Augustine, Trinidad.

Kumarasinghe P. (2017), Determinants of Non-Performing Loans: Evidence from Sri Lanka, *International Journal of Management Excellence*, n°25 P.8.

Mariusz Próchniak and Katarzyna Wasiak (2013) impact of macroeconomic performance on stability of financial system in EU countries, National Science Centre in Poland, p.157, p.158.

Messai Ahlem.S., Jouini F. (2013), Les déterminants de prêts non performants, Holy Spirit University of Kaslik, p 15.

Moustapha,M.M et Landry, B.J. (2018) Stabilité bancaire et stabilité macroéconomique dans la CEMAC, BEAC Working Paper, BWP N°12/18.

Nkoro E. and Uko,A.K.(2016) Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique: application and interpretation, *Journal of Statistical and Econometric Methods*, vol.5, no.4, 2016, 63-91.

Nkusu M. (2011). Non-performing Loans and Macrofinancial Vulnerabilities in Advanced Economies, *International Monetary Fund*, 11(161), 1-27.

Wasiak,K. and [Próchniak](#), M. (2016) The impact of macroeconomic performance on the stability of financial system in the EU countries, [Collegium of Economic Analysis Annals](#), 2016, issue 41, 145-160.

Zouari-ghorbels,ouertani,n. Abid,l. (2015), Les déterminants des NPLs des ménages en Tunisie, *ACADEMIC JOURNAL, la Revue Gestion et Organisation* 7, 77-92.

Annexes

1. Test de cointégration.

ARDL Bounds Test		
Date: 10/15/21 Time: 09:53		
Sample: 2008Q1 2020Q4		
Included observations: 52		
Null Hypothesis: No long-run relationships exist		
Test Statistic	Value	k
F-statistic	8.035282	4

Critical Value Bounds

Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	2.45	3.52
5%	2.86	4.01
2.5%	3.25	4.49
1%	3.74	5.06

2. Résultats de la régression.

ARDL Cointegrating And Long Run Form		
Dependent Variable: LPNP		
Selected Model: ARDL(4, 4, 3, 4, 2)		
Date: 10/15/21 Time: 09:43		
Sample: 2007Q1 2020Q4		
Included observations: 52		

Cointegrating Form

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LPNP(-1))	0.263444	0.147501	1.786045	0.0842
D(LPNP(-2))	0.168320	0.143122	1.176064	0.2488
D(LPNP(-3))	0.298839	0.137708	2.170091	0.0380
D(LPIBR)	0.206748	0.421489	0.490517	0.6273
D(LPIBR(-1))	0.488311	0.331216	1.474298	0.1508
D(LPIBR(-2))	0.855164	0.317539	2.693095	0.0115
D(LPIBR(-3))	0.849578	0.444038	1.913301	0.0653

D(LIPC)	0.866223	0.758304	1.142315	0.2624
D(LIPC(-1))	0.978622	1.103104	0.887152	0.3821
D(LIPC(-2))	-1.803265	0.756704	-2.383050	0.0237
D(LTD)	3.644905	1.347741	2.704455	0.0112
D(LTD(-1))	3.412447	1.852093	1.842482	0.0753
D(LTD(-2))	-2.204024	1.693055	-1.301803	0.2029
D(LTD(-3))	-4.851603	1.567017	-3.096075	0.0042
D(TDB)	-0.000007	0.000030	-0.247148	0.8065
D(TDB(-1))	0.000049	0.000037	1.319207	0.1971
CointEq(-1)	-0.905302	0.153577	-5.894789	0.0000

Cointeq = LPNP - (-3.3397*LPIBR + 1.8528*LIPC + 8.1447*LTD -0.0001
*TDB -8.2050)

Long Run Coefficients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPIBR	-3.339684	0.540962	-6.173601	0.0000
LIPC	1.852827	0.266050	6.964219	0.0000
LTD	8.144743	0.590803	13.785876	0.0000
TDB	-0.000098	0.000065	-1.510418	0.1414
C	-8.204959	3.030391	-2.707557	0.0111

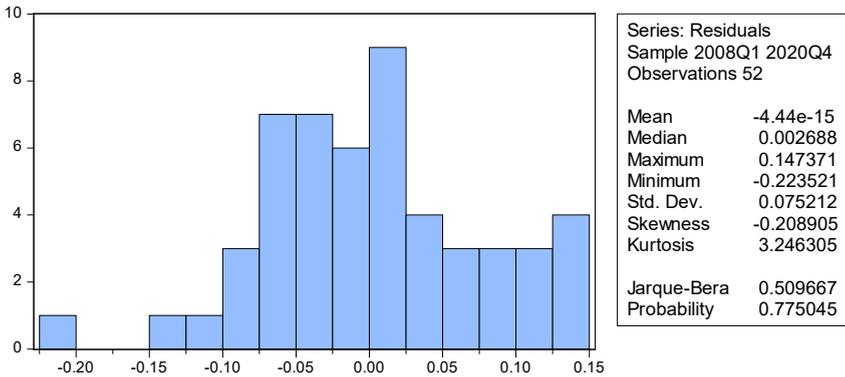
3. Test d'auto corrélation des résidus

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	2.780912	Prob. F(1,29)	0.1062
Obs*R-squared	4.550135	Prob. Chi-Square(1)	0.0329

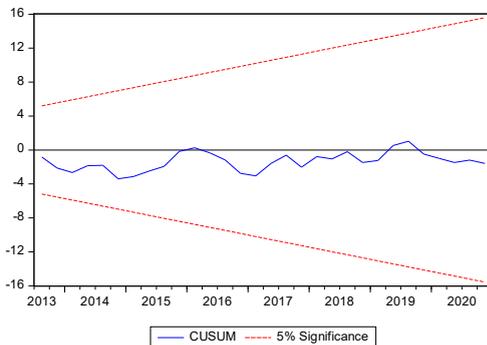
4. Test d'hétéroscedasticité

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	0.839135	Prob. F(21,30)	0.6574
Obs*R-squared	19.24192	Prob. Chi-Square(21)	0.5696
Scaled explained SS	7.193216	Prob. Chi-Square(21)	0.9977

5. Test de normalité



6. Test de stabilité



Banque de la République du Burundi
Revue Economique et Monétaire, Volume 4
Imprimé par Hope Design.

