



BANQUE DE LA REPUBLIQUE
DU BURUNDI

REVUE ECONOMIQUE ET MONETAIRE
REM

N° 03 - Juin 2020

« Le canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire au Burundi : panel de banques commerciales » par Jean Claude BIRIKUNZIRA et Micheline KWIZERA.

« Incidence de l'endettement public sur la politique monétaire au Burundi » par Abdon de Dieu NTWARI et Dieudonné NYUNGUKA.

« Les déterminants du spread des taux d'intérêt bancaires au Burundi » par Thierry KWIZERA et Boniface KABONEKE.

REM

BRB, REM N° 03

Droits d'auteurs

Tous droits réservés

La reproduction du texte et des données de cette publication est permise pour autant que la source est référencée.

La reproduction pour des fins commerciales est interdite.

Cette revue « REM » est produite par la Banque de la République du Burundi. L'objectif de cette revue est de disséminer les résultats et recommandations des travaux de recherche et des analyses diverses effectuées à la Banque, dans le but d'encourager l'échange des idées, leçons et expériences entre chercheurs, décideurs de politiques économiques, partenaires économiques et le monde académique.

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.

Copyright © 2020

Banque de la République du Burundi

BP : 705 Bujumbura

Tél : +257 22 20 40 00

Courriel : brb@brb.bi

Site web: <http://www.brb.bi>

Revue économique et Monétaire

LISTE DES MEMBRES DES ORGANES DE LA REVUE ECONOMIQUE ET MONETAIRE

La Revue Economique et Monétaire de la BRB est dotée d'organes conformes aux standards internationaux, à savoir un Secrétariat d'Edition, un Comité Editorial, un Comité Scientifique et un Directeur de Publication.

Comité Scientifique

Le Comité Scientifique regroupe des membres externes à la BRB, en l'occurrence des universitaires et des chercheurs de renom, reconnus pour leur expertise dans le domaine des sciences économiques et de la monnaie. Il est composé comme suit :

Prof Léonidas NDAYIZEYE, Professeur d'Economie, Université du Burundi, Membre.

Prof Léonce NDIKUMANA, Professeur d'Economie, Université de Massachusetts, Membre.

Dr Janvier Désiré NKURUNZIZA, Chercheur et Chef de la section Recherche et Analyse à l'Unité Spéciale des produits de base, Conférence des Nations Unies sur le Commerce et le Développement, membre.

Dr Salomon NSABIMANA, Chercheur Professionnel en Planification Macroéconomique et Finances Publiques, Institut de Développement Economique du Burundi, Membre.

Comité Editorial

Le Comité Editorial est un organe interne à la BRB, composé comme suit :

Vénuste NDIKUMWENAYO, Directeur des Etudes économiques et de la Statistique, Président

Eliane NKENGURUTSE, Chef de Service Statistique, membre

Alexis NKUNZIMANA, Chef de Service Etudes Economiques, Membre.

Lydia BUKURU, statisticienne à la Direction des Etudes Economiques et de la Statistique.

Dr Arsène MUGENZI, Chef de Cellule Régulation du marché des Capitaux, Membre

Secrétariat de Rédaction

Le Secrétariat d'Edition est assuré par le Service Recherche, au sein de la Direction des Etudes Economiques et de la Statistique de la BRB.

Edouard Normand BIGENDA KO, Chef du Service Recherche et Documentation, Président.

Jean Claude BIRIKUNZIRA, Economiste au Service Recherche et Documentation, Membre.

Micheline KWIZERA, Economiste au Service Recherche et Documentation, Membre.

Anita NKURUNZIZA, Economiste au Service Recherche et Documentation, membre.

Abdon de Dieu NTWARI, Economiste au Service Recherche et Documentation, membre.

Dieudonné NYUNGUKA, Economiste au Service Recherche et Documentation, membre.

Thierry KWIZERA, Economiste au Service Recherche et Documentation, membre.

Jehova-Ile MBONITEGEKA, Economiste au Service Recherche et Documentation, membre.

Ghislain IRUMVA, Economètre au Service Recherche et Documentation, membre.

Directeur de Publication

Vénuste NDIKUMWENAYO, Directeur des Etudes économiques et de la Statistique

Le canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire au Burundi : panel de banques commerciales

Jean Claude BIRIKUNZIRA*¹ et Micheline KWIZERA**

Résumé

Cet article vise à analyser les effets des décisions de politique monétaire sur les taux d'intérêt débiteurs au Burundi. Les résultats de l'estimation, basée sur la méthodologie des données de panel, montrent une très faible réaction du taux d'intérêt débiteur avec un degré de pass-through de 0.0075% suite à une hausse de 1% du taux de refinancement. De plus, la croissance de la base monétaire et l'inflation ne semblent pas influencer les niveaux des taux d'intérêt débiteurs. Pour les indicateurs financiers spécifiques aux banques, il s'avère que la hausse des prêts non performants ainsi que la baisse de la liquidité bancaire expliquent significativement le niveau des taux d'intérêt débiteur.

En comparant une banque qui ne participe pas souvent aux opérations d'open-market auprès de la BRB avec d'autres banques, les résultats indiquent que ces dernières fixent des taux d'intérêts débiteurs relativement moins élevés.

Sur base de ces résultats, les autorités monétaires pourraient promouvoir la transparence dans la détermination des taux d'intérêts

* Economiste Chercheur, Service Recherche et Documentation à la Banque de la République du Burundi, E-mail : jcbirikunzira@brb.bi

** Economiste Chercheur, Service Recherche et Documentation à la Banque de la République du Burundi, E-mail : mkwizera@brb.bi

effectifs par les banques commerciales. Ces dernières adopteraient, sous la supervision et le contrôle de la Banque de la République du Burundi (BRB), un mode de calcul uniformisé incluant la prime de crédit et le taux d'usure, pour justifier les niveaux des taux d'intérêts débiteurs fixés pour les types de crédit. Cette action se ferait en concertation avec les banques commerciales ainsi que les représentants des consommateurs et des entreprises, considérés comme les demandeurs de crédit.

Aussi, étant donné que le taux d'impayé influe largement sur le coût du crédit, la mise en place d'un cadre légal qui impose le partage de l'information sur les risques et crédits bancaires, pourraient améliorer la solidité financière et par là, la réponse des taux bancaires aux actions de la politique monétaire.

Mots-clés : Canal du taux d'intérêt, Taux d'intérêt débiteur, Données de panel

JEL: E43, C33

Abstract

The purpose of this study was to look at the relationship between policy rates and commercial bank lending rates in Burundi. Based on bank's individual data, the main focus was exploring the influence of bank characteristics on the monetary policy transmission mechanism. Repo rate and base money growth were used as monetary policy indicators.

The results shows that the overall effectiveness of monetary policy is limited. An incomplete and relatively lower interest pass-through is approximated around 0.0075%. However, base money growth and inflation do not appear to impact lending rates. As far as influence of individual bank characteristics are taken into account in the pass-through process, it seems that stickiness of commercial bank rates is explained by bank liquidity and non-performing loans. By comparing a bank that does not often participate in BRB open-market operations, the results indicate that the other banks set relatively lower lending interest rates.

Based on the above results, putting in place a standardized calculation method of interest rates for different loan types so as to promote transparency will help the Central bank guide interest rates formulation in commercial banks. Moreover, the establishment of a legal framework that requires the sharing of information on bank risks and credit, could improve the financial soundness and thereby the transmission of monetary policy actions.

Key words: *interest rate pass through, bank lending rates, Panel data*

JEL: *E43, C33*

0. Introduction

Au cours des dix dernières années, les taux d'intérêt débiteurs sont restés relativement élevés (15% en moyenne) alors que les taux d'intérêt de rémunération des dépôts sont restés en moyenne autour de 4%. A l'instar des taux d'intérêts débiteurs, le taux de refinancement a enregistré une tendance baissière, mettant en exergue les actions de la Banque Centrale qui visent la stabilité financière, surtout en période de baisse de la liquidité bancaire. Cela met en évidence les rigidités des taux d'intérêts débiteurs qui ne suivent pas la tendance des taux de politique monétaire. Ces faibles ajustements des taux bancaires peuvent s'expliquer par l'asymétrie de l'information entre le prêteur et l'emprunteur, la faiblesse de la concurrence interbancaire ainsi qu'une forte aversion au risque surtout dans les pays en voie de développement. Malgré ces comportements propres aux intermédiaires financiers, l'inefficacité de la politique monétaire provient aussi du fait que le processus de transmission de la politique monétaire est un réseau complexe d'interactions économiques dont l'ampleur et le temps de réaction diffèrent selon la structure bancaire mais aussi l'environnement macroéconomique.

Diverses analyses ont conclu que le degré de pass-through est faible et lent dans les pays en développement (PED) que ceux développés en raison des frictions financières persistantes qui font que les taux d'intérêts ne s'ajustent pas facilement aux actions de la politique monétaire (Cottarelli et Kourelis, 1994 ; Mark A., 2002 ; Hofmann et Mizen, 2004 ; Aziakpono, 2013). En outre, les banques dont une part importante du portefeuille crédit de long terme est couverte par des dépôts de long terme seront moins sensibles aux pressions de

politique monétaire qui ont un effet de court terme (Pih Nee Tai et al, 2012).

Les résultats des travaux empiriques sur ce sujet sont diversifiés et montrent que si la transmission est complète, l'élasticité relative aux indicateurs de politique monétaire est égale à 1. La transmission est incomplète si cette élasticité est inférieure à 1. Concernant le cas du Burundi, peu d'analyses se sont focalisées sur le canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire. Considérant le taux d'intérêt sur les bons du Trésor et les réserves obligatoires comme indicateurs de la politique monétaire pour les pays de la Communauté Est Africaine (CEA), Davoodi et al (2013) ont conclu que, pour le Burundi, même si le canal du taux d'intérêt n'est pas vérifié, les variations de ce dernier amplifient les ajustements de la production et du niveau des prix sous l'effet des variations du niveau des réserves obligatoires. Ces résultats sont similaires à ceux de Poplawski B. (2011), sur les pays de la CEA, qui a trouvé une relation positive entre un choc positif sur le niveau des réserves obligatoires et l'inflation pour le cas du Burundi.

Ces études se focalisent en général sur tous les pays membres de la CEA et considèrent les réserves obligatoires et le taux d'intérêt sur les bons du trésor comme indicateurs de la politique monétaire. La principale critique réside au niveau des indicateurs de la politique monétaire considérés qui ne reflètent pas réellement les actions de la politique monétaire. Le taux d'intérêt sur les bons du trésor, n'étant pas directement contrôlé par les autorités monétaires mais plutôt déterminé par le marché, peut ne pas être pertinent dans l'analyse du canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire. De plus, le coefficient sur les réserves obligatoires n'a pas varié depuis

un certain temps, ce qui serait difficile de capter les changements des actions monétaires sur les taux bancaires.

Contrairement à leur approche, la présente étude adopte une approche alternative en se limitant aux effets des variations des instruments de la politique monétaire sur les taux d'intérêts débiteurs. En utilisant la méthodologie des données de panel sur les 10 banques commerciales du Burundi, les indicateurs de politique monétaire considérés sont le taux de refinancement et le taux de croissance de la base monétaire. Le choix de ces indicateurs est guidé par le cadre opérationnel de la politique monétaire au Burundi, qui est le ciblage des agrégats monétaires. En effet, le ciblage de la base monétaire est l'objectif opérationnel poursuivi avec l'hypothèse d'influencer la stabilité des prix. La mise en œuvre de la politique monétaire se fait donc à travers les opérations d'open-Market où le taux de refinancement à 7 jours est utilisé pour gérer les besoins de liquidité des banques commerciales.

Aussi, dans le souci de prendre en considération l'hétérogénéité des banques, certains indicateurs de solidité financière, notamment la taille des banques, le ratio de liquidité et le ratio des prêts non performants, sont intégrés dans l'analyse économétrique. Le choix de cette méthodologie est guidé par le fait d'essayer de déterminer s'il n'y a pas tout au moins une certaine hétérogénéité dans la fixation des taux d'intérêts débiteurs au niveau des banques prises individuellement, étant donné que cette variable ne varie pas beaucoup en moyenne sur la période considérée.

De surcroît, cette analyse revêt une importance capitale pour la BRB à deux niveaux. Premièrement, étant donné que le taux d'intérêt est l'instrument opérationnel des banques centrales qui ont déjà adopté le

ciblage de l'inflation et que la BRB envisage de migrer vers ce cadre de politique monétaire, la connaissance du degré du pass-through du taux d'intérêt directeur est une des préconditions avant son adoption. Deuxièmement, la maîtrise des facteurs propres aux banques commerciales susceptibles d'influencer le mécanisme de transmission apporterait une contribution importante aux choix des stratégies appropriées pour améliorer l'efficacité de la politique monétaire.

D'après nos résultats, la transmission des variations du taux de refinancement aux taux d'intérêts débiteurs est très faible avec un degré de pass-through de 0.0075%. Aussi, de faibles différences sont observées quant à la fixation des taux débiteurs par les banques commerciales. En effet, par rapport à une banque qui se refinance rarement auprès de la BRB, les résultats du panel montrent que les autres banques fixent des taux d'intérêts relativement moins élevés et les niveaux de liquidité, des prêts non performants ont une grande influence dans l'ajustement des taux d'intérêts débiteurs. Cependant, la courte dimension temporelle du panel en raison du manque de données spécifiques aux banques sur une longue période constitue une limite de la présente étude.

Le reste de l'article est organisé comme suit : la première section présente les faits stylisés sur le marché bancaire et le taux d'intérêt débiteur appliqué par le secteur bancaire burundais ainsi que la dynamique globale des indicateurs de la santé financière ; la seconde se focalise sur une brève littérature sur les déterminants du canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire. La troisième et la quatrième présentent respectivement la méthodologie, les résultats et la conclusion.

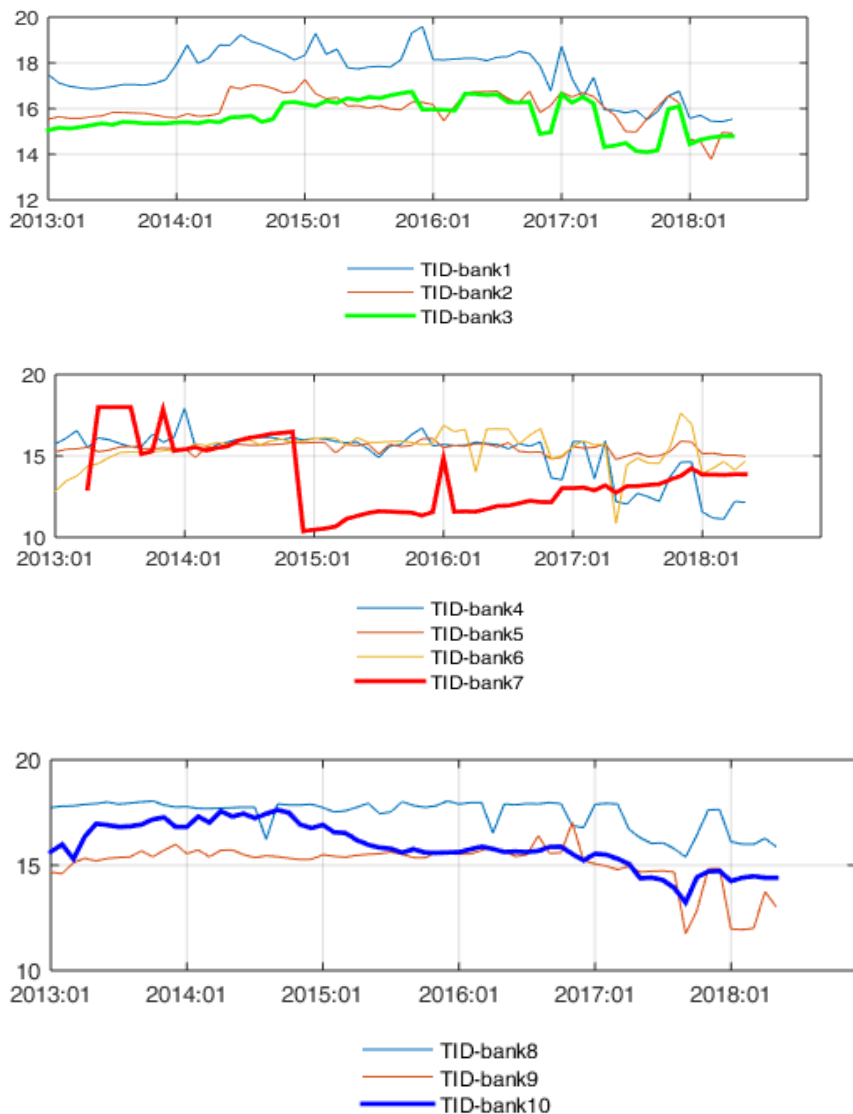
I. Faits stylisés

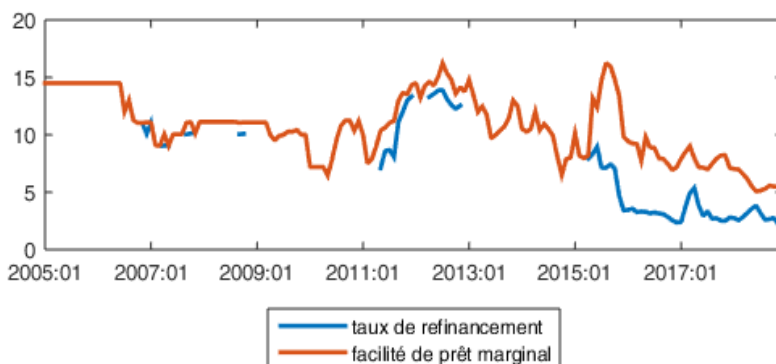
I.I. Marché bancaire et politique monétaire au Burundi

Le secteur bancaire du Burundi comprend 10 banques commerciales détenant un actif de 84.4% dans le total du système financier. Il est dominé par les banques étrangères détenant une part de 43.3% comparées aux banques publiques et privées domestiques ayant respectivement 30% et 26.7% (Rapport de stabilité financière, 2017). Cette dernière décennie a été marquée par l'entrée de nouvelles banques sur le marché bancaire mais les taux débiteurs appliqués par le secteur bancaire sont restés élevés par rapport aux taux de rémunération de l'épargne. La Banque Centrale a, quant à elle, continué sa politique de refinancement pour soutenir l'activité bancaire et assurer la stabilité financière.

Bien que des mesures d'assouplissement quantitatif aient été prises depuis 2014, l'on constate que les taux d'intérêts débiteurs sont restés en moyenne élevés sur la période d'analyse. Pour illustrer cette situation, les graphiques 1 et 2 présentent l'évolution des taux du marché monétaire. A priori, il n'en ressort pas de forte relation entre les taux considérés.

Graphique I : Evolution du taux d'intérêt débiteur moyen par catégorie de banques





Source: Statistiques de la BRB

Légende :

- TID : Taux d'intérêt débiteur moyen
- Bank 1, 2,3 : catégorie des grandes banques
- Bank 4, 5, 6,7 : catégorie des moyennes banques
- Bank 8, 9,10 : catégorie des petites banques

Ces graphiques présentent l'évolution des taux d'intérêts débiteurs respectivement pour les grandes, moyennes et petites banques au cours de la période 2013-2018. Cette catégorisation des banques se fait sur base du total actif, des dépôts ainsi que du montant des crédits (Rapport de stabilité financière 2017, BRB).

On remarque une tendance similaire au sein des différentes catégories de banques avec des taux se situant entre 15 et 17 % sauf les taux du second groupe (moyennes banques) qui sont volatiles. Ce dernier, dominé par les nouvelles banques étrangères, notamment celles de la Communauté Est-Africaine, a enregistré des taux faibles comparativement aux grandes et petites banques. Cela pourrait se

justifier par le souci d'attirer la clientèle et gagner plus de part du marché.

L'année 2014 coïncide avec la mise en œuvre des mesures non conventionnelles de la politique monétaire notamment l'assouplissement quantitatif d'où la tendance baissière du taux de refinancement qui s'observe. C'est à partir de 2016 que se remarque une évolution à la baisse des taux d'intérêts débiteurs des grandes et petites banques. Cette situation pourrait se justifier par le fait que les ajustements des taux d'intérêts bancaires ne peuvent pas être instantanés suite aux changements de la politique monétaire car la hausse ou la baisse du coût du crédit nécessite un coût supplémentaire surtout pour les crédits en cours.

Ces évolutions différentes au sein de cette catégorisation des banques montrent qu'il existe une dynamique hétérogène au sein des banques commerciales dans la détermination des taux d'intérêts débiteurs. Cela indique l'existence d'autres facteurs, propres aux banques, qui limiteraient l'action de la Banque Centrale dans ses stratégies d'orienter les taux d'intérêts bancaires. Le manque de ressources longues suffisantes, l'aversion au risque, la différence d'échéance entre les contrats de crédit et les refinancements auprès de la Banque Centrale ainsi que l'incertitude liée à l'évolution future des taux du marché monétaire pourraient constituer une esquisse pour justifier cette rigidité des taux d'intérêts débiteurs.

Le graphique suivant présente l'évolution des taux du marché monétaire sur la période allant de 2005 à 2019.

Graphique 2 : Comparaison des taux du marché monétaire



Source: Statistiques de la BRB

Une évolution presque similaire s'observe entre les taux du marché monétaire, notamment la facilité de prêt marginal, le taux du marché interbancaire et le taux d'intérêt sur les bons du trésor. Les tendances similaires des niveaux du taux de facilité de prêt marginal avec les taux d'intérêt sur les bons du trésor s'expliquent de par leur mode de calcul². A priori, aucune relation ne se remarque entre ces taux, considérés comme taux de politique monétaire et les taux bancaires. Cela semble une contradiction car les décisions des autorités monétaires en matière des taux d'intérêts devraient envoyer un signal au système bancaire, qui tend à faire évoluer ses taux dans la même direction.

Après 2013, il se remarque aussi une tendance baissière des niveaux du taux d'intérêt sur les bons du trésor et du taux créditeur alors que

² Taux de facilité de prêt marginal = taux d'intérêt sur les bons du trésor + 3 points de pourcentage

les taux d'intérêts débiteurs restent élevés. Cette évolution pourrait se justifier par la sensibilité des taux d'intérêts sur les bons du trésor à la politique monétaire accommodante mise en œuvre vers la fin des années 2014 alors que les taux débiteurs sont caractérisés par une rigidité à la baisse tout au long de la période sous analyse.

I.2. Dynamique globale des indicateurs de la santé financière

Dans l'analyse de la transmission de la politique monétaire, la rapidité avec laquelle les taux débiteurs fixés par les établissements de crédit s'adaptent aux changements du taux directeur est liée à la structure bancaire de chaque pays (Mark A, 2002). La structure des dépôts bancaires, la volatilité des taux directeurs, le niveau d'activité économique, l'inflation ainsi que l'état de la concurrence sur le marché bancaire sont d'autres facteurs déterminants le pass-through des taux directeurs aux taux bancaires (Jacques D.C., 2012).

Un des éléments importants est le degré de concentration qui influe sur la capacité d'ajustement des taux d'intérêts bancaires. Mesuré par le total des actifs, des crédits, des dépôts, le rapport de supervision bancaire de 2017 a montré que l'indice Herfindahl-Hirschman³ est significatif et se situe entre 0.15 et 0.18 pour le secteur bancaire burundais. En effet, 3 grandes banques détiennent l'oligopole sur ce marché avec 63.6% d'actifs, 60.7% des crédits, 68% de dépôts. Cette concentration pourrait expliquer la rigidité des taux d'intérêts auxquels les banques commerciales octroient les crédits vu que cette

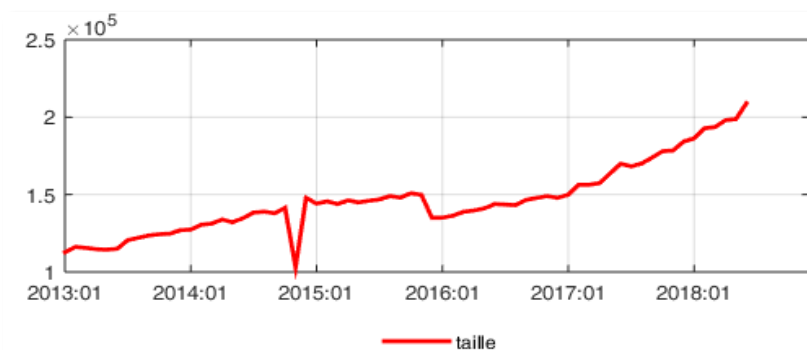
³ L'indice Herfindahl-Hirschman mesure le niveau de concentration et est donné par la somme des carrés des parts de marché des firmes d'un secteur ou d'un marché donné (Rapport Annuel de Supervision 2017, BRB).

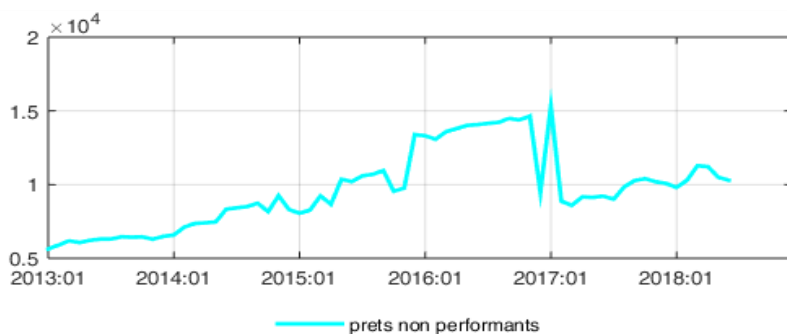
structure confère aux banques un fort pouvoir de marché et pourrait freiner l'investissement et l'activité économique.

La santé financière des banques est un des facteurs à prendre en compte dans l'analyse de la détermination des taux d'intérêts débiteurs. En effet, selon la taille, la liquidité, le capital et la qualité du portefeuille crédit, les banques réagissent différemment à tout changement de la politique monétaire. Ces indicateurs détermineront également le niveau de dépendance des banques aux financements extérieurs et en dépendra la sensibilité à un resserrement ou une expansion monétaire.

Le graphique suivant montre l'évolution de ces indicateurs financiers pour le secteur bancaire burundais en termes de ratio.

Graphique 3 : Indicateurs de la solidité financière





Source: Statistiques de la BRB

Les tendances globales portent à croire que les banques commerciales ont gagné en résilience au fil des années sauf pour la période 2015. On note un accroissement du total de l'actif et des fonds propres, imputable au renforcement des normes prudentielles ainsi que l'entrée de nouvelles banques sur le marché. Le ralentissement de l'activité économique de 2015 a eu des incidences sur les indicateurs de solidité du secteur bancaire notamment une forte baisse de la liquidité bancaire ainsi que la hausse des prêts non performants. La liquidité bancaire ayant une place importante pour la viabilité des banques, cette baisse a incité la BRB à intervenir pour assurer la stabilité financière. Ainsi, avec les interventions de la Banque Centrale à travers l'assouplissement des conditions de refinancement, la santé financière des banques s'est améliorée avec la hausse de la liquidité bancaire et du niveau de capitalisation.

Malgré la reprise enregistrée, la qualité du portefeuille crédits s'est davantage dégradée, ce qui a amené les banques à constituer des provisions suffisantes avec un taux de provisionnement de 80% (Rapport de stabilité, 2017). Cette hausse des prêts non performants serait amputable à la concentration des crédits dans certains secteurs comme le commerce et la construction, qui subissent fortement l'impact des crises (Rapport de stabilité financière, 2017).

II. Les déterminants du pass-through du taux d'intérêt débiteur

Théoriquement, sous l'hypothèse du canal du taux d'intérêt, les variations du taux d'intérêt directeur influencent les ajustements des taux bancaires de court et de long terme. La transmission au secteur réel dépendra alors des changements de comportement de l'épargne et de l'investissement, qui affecteront la demande globale et le niveau général des prix.

Plusieurs travaux sur le sujet ont essayé d'identifier les facteurs explicatifs du faible degré d'ajustement des taux d'intérêts bancaires. Ces derniers peuvent être regroupés en 4 catégories à savoir les instruments de la politique monétaire, les indicateurs financiers spécifiques aux banques, la structure du marché bancaire ainsi que les facteurs macroéconomiques (Nicolez G., 2011 ; Jugnu A., 2013 ; Saborowski C. et Weber S., 2013).

II.I. Les instruments de la politique monétaire

Les conditions de refinancement des établissements de crédit sont un des déterminants du coût du crédit. Dès lors, si les banques ont facilement accès à d'autres sources de financement comme le marché interbancaire ou le marché des capitaux, la réaction des taux d'intérêt bancaires aux changements des taux du marché monétaire est plus lente que lorsque le marché monétaire n'est pas ouvert. Aussi, si le changement du taux directeur est perçu comme temporaire par les établissements de crédits, ils peuvent choisir de garder les niveaux de taux bancaires inchangés. A ce sujet, Hannan et Berger (1991) avance l'hypothèse du comportement collusoire des banques selon laquelle la baisse des taux d'intérêt débiteurs impliquerait des profits plus faibles tandis que la hausse des taux de rémunération de l'épargne est associée à des charges bancaires additionnelles.

Les investigations empiriques sur l'influence des instruments de la politique monétaire sur les taux d'intérêts bancaires ont abouti à un faible degré de pass-through et incomplet même dans le long terme [Mohsin H. (2011), Sheefeni J. P. (2013), Kelilume et al (2014), W. Mbowe (2015)]. Ces auteurs ont travaillé respectivement sur le Pakistan, la Namibie, le Nigéria et la Tanzanie. D'une manière générale, les résultats ont montré que la transmission du taux directeur

est plus rapide sur le taux d'intérêt du marché interbancaire que sur les taux d'intérêts bancaires. Le faible pass-through peut être expliqué par les coûts de transaction relativement élevés ainsi que les imperfections du marché financier. Ces travaux ont pour la plupart considéré le taux directeur et le taux d'escompte comme instruments de la politique monétaire. Cependant, pour le cas du Burundi et compte tenu du cadre de conduite de la politique monétaire, il est plus réaliste d'intégrer le taux de refinancement et le taux de croissance de la base monétaire comme indicateurs de la politique monétaire.

II.2. Les indicateurs financiers spécifiques aux banques

En plus de la politique monétaire, d'autres auteurs insistent sur l'influence des facteurs intrinsèques aux banques commerciales dans l'analyse du canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire. Mark A. (2002) souligne que, à court terme, la rapidité avec laquelle les taux débiteurs s'adaptent aux changements des taux du marché est liée à la santé financière des établissements de crédit. En effet, cette dernière reflète le degré de dépendance aux conditions du marché monétaire. Les indicateurs de la santé financière sont, pour la plupart, la taille, la liquidité, la qualité du portefeuille crédit et le niveau de capitalisation.

Ces facteurs ont été, dans la plupart des travaux, considérés pour voir dans quelle mesure les caractéristiques des banques influencent leur réaction face à un changement dans la politique monétaire. Ainsi, les petites banques éprouvent plus de difficultés à protéger leur portefeuille de prêts face à un resserrement de la liquidité de la Banque Centrale car elles n'ont pas plus de possibilités de se servir d'obligations comme tampon (Carlos A., 2001 ; Stein K. et al, 1995). Les petites banques sont plus exposées, que les grandes, à des

imperfections financières liées à des asymétries d'information, des coûts d'agence ou des problèmes d'anti-sélection. Leurs taux d'intérêt ont donc tendance à être plus rigides face aux variations des conditions du marché.

Dans les analyses empiriques, la prise en compte de ces indicateurs spécifiques aux banques permet d'appréhender les différences dans l'ajustement des taux d'intérêts bancaires au sein des banques ou des pays. Ainsi, l'approche adoptée pour cette étude considère ces éléments pour capter une quelconque dynamique entre les banques par rapport à la détermination du coût du crédit.

II.3. Rôle de la structure du marché bancaire

Les caractéristiques du marché bancaire auraient tendance à influencer sur le comportement des établissements de crédit. Dès lors, l'hypothèse de l'asymétrie de l'information est souvent mise en avant pour expliquer les faibles ajustements des taux bancaires (Stiglitz et Weiss, 1981 ; Bernanke et al, 1996). En effet, l'aversion au risque liée à la défaillance de remboursement des clients amène les banques à accroître le coût du crédit même quand les conditions de refinancement du marché monétaire sont favorables. L'imperfection du marché financier, forte concentration, faible degré de compétitivité et la structure oligopolistique sont autant des caractéristiques du système bancaire qui limitent l'action des décisions de politique monétaire sur les taux bancaires [Badarau C. et al (2014); Citatelli et Kourelis (1994)].

Dans cet angle d'idées, Patrick M. et al. (2016) ont analysé, pour le cas de la Zambie, les effets du degré de compétitivité du secteur bancaire sur la transmission de la politique monétaire en particulier sur le canal du taux d'intérêt. Sur base de la méthodologie des données

de panel, les auteurs ont trouvé une relation positive entre les taux d'intérêt du marché monétaire et les taux d'intérêt bancaires. De plus, le niveau élevé de compétitivité au sein du secteur bancaire tend à accroître l'efficacité de la politique monétaire.

III. Méthodologie et données

III.I. Méthodologie

Dans la littérature, divers modèles économétriques sont utilisés pour déterminer le degré du pass-through du taux d'intérêt. Pour le cas de cette étude, la méthodologie des données de panel intégrant les données individuelles d'un échantillon de 10 banques commerciales, est utilisée sur la période allant de janvier 2011 à juin 2018. Le choix de cette période est guidé par la disponibilité des statistiques relatives aux indicateurs individuels des banques vu que l'étude porte sur un panel des 10 banques commerciales opérationnelles au Burundi.

Ainsi, le modèle de référence est celui développé initialement par Gabe J. de Bondt (2005). Ce dernier a été repris par d'autres auteurs et l'ont adapté à leurs économies notamment Kelilume et al. (2014), Mumbi P. (2016). Ces auteurs ont utilisé ce modèle pour étudier le degré du pass-through respectivement pour le cas du Nigéria et de la Zambie.

A l'instar de ces auteurs, le modèle de base se présente comme suit :

$$BR_t = \alpha_0 + \alpha_1 MR_t + \varepsilon_t \quad (I)$$

Avec BR : taux d'intérêt débiteur et

MR : taux de politique monétaire.

Ce modèle a été adapté et spécifié sous forme de panel avec les 10 banques commerciales prises individuellement. Globalement, le modèle estimé devient :

$$TID_{i,t} = \alpha + \beta PM_{i,t} + \delta X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Où TID : les taux d'intérêt débiteur des banques ;

PM : les indicateurs de politique monétaire à savoir le taux de croissance de la base monétaire et le taux de refinancement à 7 jours.

X : les variables de contrôle comprenant l'inflation ainsi que les indicateurs de la santé financière des banques notamment le ratio de liquidité, le ratio d'adéquation du capital, le ratio des prêts non performants.

Avec i = nombre de banques (10), t = la période sous étude.

α , β et δ sont les paramètres à estimer avec β le degré du pass-through du taux d'intérêt. Ainsi, si β est égal à 1, cela signifie que le mécanisme de transmission du taux directeur aux taux d'intérêts débiteurs est complet et il est incomplet dans le cas où β est inférieur à 1.

Etant donné que le cadre de conduite de la politique monétaire de la BRB est basé sur le ciblage des agrégats monétaires, les deux indicateurs retenus ont été intégrés séparément dans le modèle considéré.

Les caractéristiques spécifiques aux banques sont utilisées pour approximer les problèmes d'asymétrie d'informations potentielles entraînant une réaction différente entre les banques suite à un choc de politique monétaire (Ignacio et Martinez-Pages, 2001). Ainsi, la taille

(TAILLE), la liquidité (LIQ), le ratio des prêts non performants (PNP) constituent les variables de contrôle dans cette étude. Etant donné que les taux d'intérêt appliqués intègrent généralement trois éléments: le coût de la ressource, la marge de profit ainsi que la prime de risque, ces indicateurs essaient de couvrir ces déterminants du coût du crédit bancaire. On s'attend à ce que, la marge de la banque captée à travers le total actif et celui de l'actif liquide, influence négativement les taux d'intérêts bancaires. Le risque de crédit, étant capté par le niveau des prêts non performants, augmente l'aversion au risque et la hausse des taux d'intérêt débiteur.

Pour tenir compte de l'influence de l'environnement macroéconomique, l'analyse économétrique intègre le taux d'inflation (INFLATION) et la hausse de ce dernier diminue la marge bénéficiaire du prêteur et augmente le coût de l'emprunteur. Le signe attendu est donc positif. Par souci de comparaison, les variables muettes (Dummy), représentant les banques commerciales, sont ajoutées au modèle en isolant une banque de référence qui vient rarement se refinancer au cours des opérations d'open-market.

Les estimations ont été faites sur base de deux modèles qui intègrent séparément le taux de refinancement et le taux de croissance de la base monétaire tout en gardant les autres variables explicatives inchangées.

Les deux modèles sont spécifiés comme suit :

Modèle I :

$$TID_{i,t} = \alpha + \beta TREF_t + \delta_1 PNP_{i,t} + \delta_2 LIQ_{i,t} + \delta_3 TAILLE_{i,t} + \delta_4 INFLATION_t + \sum_{i=2}^{10} \theta_i Dummy_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

Modèle 2 :

$$TID_{i,t} = \alpha + \beta TCBM_t + \delta_1 PNP_{i,t} + \delta_2 LIQ_{i,t} + \delta_3 TAILLE_{i,t} + \delta_4 INFLATION_t + \sum_{i=2}^{10} \theta_i Dummy_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

III.2. Les données

Les données utilisées sont sous la fréquence mensuelle allant de 2011 à 2018 et sont tirées des statistiques de la BRB. En s'inspirant des travaux empiriques sur l'analyse des canaux de transmission de la politique monétaire intégrant des données individuelles des banques, les séries constituées sur chaque banque sont calculées sur base des formules ci-après :

- ❖ **La taille** : elle est calculée sur base du total actif et représente la part de l'actif de chaque banque par rapport au total actif du système bancaire.

$$TAILLE_{it} = \ln(TA_{it}) - \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \ln(TA_{it}) \quad (5)$$

- ❖ **Le ratio de liquidité** : il représente pour chaque banque la part de l'actif liquide dans le total de l'actif de tout le système bancaire.

$$LIQ_{it} = \frac{LIQ_{it}}{TA_{it}} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{LIQ_{it}}{TA_{it}} \quad (6)$$

- ❖ **Les prêts non performants** : la série pour chaque banque représente la part des prêts non performants de chaque

banque par rapport au total des prêts du secteur bancaire sur toute la période.

$$PNP_{it} = \frac{PNP_{it}}{P_{it}} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{PNP_{it}}{P_{it}} \quad (7)$$

Le tableau suivant résume les statistiques descriptives des variables utilisées dans la régression :

Tableau I : Statistiques descriptives des variables retenues

variables	observations	moyenne	Médiane	Ecart-type	minimum	maximum
TID	902	15.70477	15.70838	1.496705	10.37537	19.58832
TREF	620	5.996774	3.565	3.964724	2.23	13.9
TCBM	960	1.262885	1.492706	6.890832	-16.20307	19.59141
PNP	916	0.104612 2	0.0933572	0.08128	0	0.528514
LIQ	916	-2.24e-18	-0.021653	0.1232806	-0.5826893	0.5627177
TAILLE	916	- 0.003835 9	-0.128604	0.7909131	-1.418573	1.436497
INFLATION	960	8.099768	7.041315	6.930405	-8.503401	25.17498

Source : Auteurs sur base du logiciel STATA

Les valeurs des écarts type montrent que les distributions des variables considérées ne s'écartent pas beaucoup de la moyenne. Le taux d'intérêt débiteur est relativement stable et est normalement distribué. Les valeurs élevées avant les années 2015 ont tendance à tirer la distribution du taux de refinancement vers la droite en témoigne aussi l'écart élevé entre les valeurs maximales et minimales. Pour les facteurs spécifiques aux banques, la valeur minimale des prêts non performants

s'explique par le fait qu'il y a des années (2012, 2013) où des banques nouvellement opérationnelles n'avaient pas encore enregistré beaucoup de crédits ni des cas de défaut de paiement.

IV. Discussion des résultats

IV.I. Tests de racine unitaire

Il existe plusieurs tests de racine unitaire en panel. Cependant pour la présente étude, les tests de LLC (Levin, Lin, Chu) et IPS (Im, Peseran, Shin) sont utilisés. Selon Hurlin et Mignon (2006), les résultats des tests d'IPS sont les meilleurs que ceux de LLC parce qu'ils prennent en compte l'hétérogénéité des individus à l'inverse des tests de LLC. Les résultats du test d'IPS, présentés dans le tableau ci-dessous, montrent que les variables sont stationnaires en niveau à l'exception de la taille et des prêts non performants qui sont intégrés d'ordre un.

Tableau 2: Résultats des Tests de racine unitaire

Variable	LLC (Levin, Lin & Chu)		IPS (Im, Pesaran and Shin)	
	Coefficient	Prob.	Coefficient	Prob.
TID	-2.65112	0.0040*	-3.75570	0.0001*
LIQ	-3.17779	0.0007*	-5.99438	0.0000*
TAILLE	-1.86358	0.0312**	-0.13037	0.4481
PNP	2.15301	0.9843	-0.02566	0.4898
TCBM	-13.3564	0.0000*	-23.6064	0.0000*
INFLATION	-0.67187	0.2508	-2.14924	0.0158**
TREF	-4.26717	0.0000*	-3.38878	0.0004*

*, **significativité au seuil de 1% et 5% respectivement

IV.2. Test de Hausman

Le test de Hausman permet de tester la présence d'une corrélation ou non entre les effets spécifiques et les variables explicatives du modèle, ce qui permet de choisir entre le modèle à effets fixes et le modèle à effets aléatoires (Kpodar, 2007). Les résultats de ce test, présentés en annexe, montrent que la probabilité associée à la statistique Chi-deux (Chi2) (0.0000 et 0.0519) pour les deux modèles est inférieure et/ou égal à 5 %, ce qui a permis de conclure à l'existence des effets fixes. Ainsi, les banques étant des agents rationnels, il existe bel et bien des effets individuels invariants dans le temps mais qui influencent leur comportement. Théoriquement, pour obtenir des estimateurs sans biais et convergent, la régression se fait alors sur les variations de comportement, c'est-à-dire les écarts par rapport aux moyennes individuelles ; ce qui permet ainsi d'éliminer les effets fixes.

IV.3. Résultats du modèle à effets fixes

Les résultats des deux modèles montrent que la probabilité associée à la statistique de Wald (0.0000) est proche de zéro (voir en annexe), ce qui traduit une bonne adéquation de l'ensemble du modèle. Les résultats présentés dans le tableau 2 montrent que, dans le modèle I, la plupart des coefficients sont statistiquement significatifs et vérifient les hypothèses sur lesquelles se base le développement du modèle. La politique monétaire, à travers le taux de refinancement, influence faiblement les taux d'intérêts débiteurs. En effet, le degré de *pass-through*, au regard de l'élasticité associé au taux de refinancement (TREF), est faible et incomplet (élasticité < 1). Ce résultat indique

que les banques commerciales ne transmettent que 0.0075%⁴ des variations du taux de refinancement aux taux d'intérêt débiteurs. La faiblesse de ce degré de transmission vient confirmer les observations issues de l'analyse descriptive qui montrent des tendances différentes entre les taux du marché monétaire et les taux d'intérêts bancaires.

La significativité des coefficients associés aux indicateurs financiers montrent l'influence de ces derniers dans la fixation des taux d'intérêts débiteurs par les banques commerciales. Les résultats suggèrent qu'une hausse de 1 % du ratio des prêts non performants (PNP) induit une hausse de 0.072%⁵ du taux d'intérêt débiteur. Par contre, les banques plus liquides devraient réduire le coût du crédit de par leur capacité d'ajustement face aux conditions de refinancement sur le marché monétaire ou financier.

En outre, le coefficient associé au taux d'inflation indique que les taux d'intérêt débiteurs élevés ne sont pas expliqués par les variations des prix à la consommation, au moins sur la période considérée. Pour les variables muettes, une banque a été isolée (considérée comme *Dummy1*) sur base du critère de la fréquence de refinancement auprès de la BRB. Celle-ci est considérée comme sollicitant rarement la liquidité auprès de la BRB. Les coefficients associés aux 9 banques commerciales, sont statistiquement significatifs à l'exception du coefficient associé à la variable muette *Dummy 4*. Ce dernier résultat s'explique par le fait que les taux d'intérêts débiteurs pratiqués par la banque en question sont presque similaires avec ceux de la banque de

⁴ La valeur de cette élasticité a été obtenue par la formule de calcul de l'élasticité pour le cas d'un modèle linéaire : $\beta(X/Y)$ à la moyenne. Cependant, étant donné que le taux de refinancement n'est pas normalement distribué, la médiane a été utilisée au lieu de la moyenne des variables. Voir tableau des élasticités en annexe.

⁵ Voir le tableau des élasticités en annexe

référence. Au regard du signe négatif associé aux autres variables muettes, les résultats suggèrent que les banques commerciales qui viennent en refinancement à la Banque Centrale fixent des taux d'intérêts débiteurs en moyenne inférieur de quelques points de pourcentage par rapport à la banque de référence. Cela montre que l'influence des actions de politique monétaire sur les taux d'intérêts bancaires existe mais elle est faible et reste à améliorer.

Tableau I : Synthèse des résultats des estimations

Modèle I : Estimations avec le taux de refinancement		
TID	Coefficient	Probabilité
TREF	0.0329396	0.013
PNP	2.756322	0.000
LIQ	-5.307435	0.000
TAILLE	0.2099039	0.419
INFLATION	-0.006235	0.296
Dummy2	-1.919396	0.000
Dummy3	-2.345108	0.000
Dummy4	-0.31467	0.467
Dummy5	-1.901794	0.000
Dummy6	-1.741519	0.002
Dummy7	-1.767584	0.000
Dummy8	-2.056132	0.001
Dummy9	-1.131349	0.006
Dummy10	-4.305045	0.000
Cons	16.70261	0.000

Modèle 2 : Estimations avec le taux de croissance de la base monétaire		
TID	Coefficient	Probabilité
TCBM	0.0032634	0.537
PNP	1.573968	0.006
LIQ	-1.350387	0.001
TAILLE	-0.7594647	0.000
INFLATION	-0.0116706	0.032
Dummy2	-1.760361	0.000
Dummy3	-2.051082	0.000
Dummy4	-1.09999	0.001
Dummy5	-2.970062	0.000
Dummy6	-3.164406	0.000
Dummy7	-2.494109	0.000
Dummy8	-3.730819	0.000
Dummy9	-2.725703	0.000
Dummy10	-4.570885	0.000
Cons	18.01374	0.000

Source : Auteurs à partir de Stata I5

Au regard de la probabilité relative au coefficient associé au taux de croissance de la base monétaire (0.537) dans le modèle 2, l'offre monétaire ne semble pas influencer la détermination des taux d'intérêts débiteurs sur la période sous analyse. Ce résultat pourrait indiquer que le renforcement du canal du taux d'intérêt est une précondition importante pour migrer vers le cadre de politique monétaire basé sur le ciblage de l'inflation.

Conclusion

Cet article analyse la relation entre les indicateurs de la politique monétaire et les taux d'intérêts débiteurs fixés par les banques commerciales burundaises. L'étude intègre les indicateurs financiers spécifiques aux banques pour capter leur rôle dans le processus de transmission de la politique monétaire. Etant donné que la BRB envisage l'adoption du cadre de politique monétaire basé sur le ciblage de l'inflation, il est important de connaître l'ampleur de la réaction des taux d'intérêts débiteurs face aux actions de la politique monétaire.

L'analyse de l'évolution des taux bancaires et monétaires a montré que les taux d'intérêts bancaires ne suivent pas en général celle des taux d'intérêts du marché monétaire. L'analyse économétrique s'est basée sur la méthodologie des données de panel sur les 10 banques commerciales opérationnelles au Burundi. Le taux de refinancement à 7 jours et le taux de croissance de la base monétaire sont retenus comme indicateurs de la politique monétaire.

Les résultats du modèle à effets fixes révèlent une très faible réaction du taux d'intérêt débiteur avec un degré de pass-through de 0.0075%. Par contre, le taux de croissance de la base monétaire ne semble pas influencer les taux d'intérêts débiteurs. Aussi, les résultats indiquent que l'inflation ne semble pas justifier le niveau des taux d'intérêts débiteurs.

Pour évaluer les actions de la Banque Centrale dans ses opérations d'open-market, la méthodologie a consisté à isoler une banque qui enregistre de faibles opérations de refinancement auprès de la BRB. Les coefficients associés aux variables muettes, représentant les autres banques qui restent (9), suggèrent que ces dernières fixent des taux

d'intérêt relativement faibles par rapport à la banque isolée. Les résultats relatifs aux indicateurs spécifiques aux banques notamment la liquidité et le ratio des prêts non performants indiquent que la solidité financière reste un tremplin pour réduire la prime de crédit et ainsi favoriser la transmission de la politique monétaire.

Sur base de ces résultats, les stratégies à adopter par les autorités monétaires consisteraient à promouvoir la transparence dans la détermination des taux d'intérêts effectifs par les banques commerciales. Ces dernières pourraient adopter, sous la supervision et le contrôle de la BRB, un mode de calcul uniformisé incluant la prime de crédit et le taux d'usure, pour justifier les niveaux des taux d'intérêts débiteurs. Cette action se ferait en concertation avec les banques commerciales ainsi que les représentants des consommateurs et des entreprises, considérés comme les demandeurs de crédit.

Aussi, étant donné que le taux d'impayé influe largement sur le coût du crédit, la mise en place d'un cadre légal qui impose le partage de l'information sur les risques et crédits bancaires, pourraient améliorer la solidité financière et par là, la réponse des taux bancaires aux actions de la politique monétaire.

En termes de perspective, une extension directe serait de constituer une base de données plus solide sur une longue période afin de décortiquer le temps de réaction des taux bancaires aux décisions de politique monétaire.

Références bibliographiques

Aziakpono J. et Wilson M., (2013), "Interest Rate Pass-through and Monetary Policy Regimes in South Africa", *African Economic Research Consortium Research Paper* 259.

Badarau C. et al, (2014), "Asymétries financières et canal du bilan bancaire en Europe élargie", *Revue Mondes en développement* 2014/3 n° 167, Université de Bordeaux.

Borio C. et Fritz W., (1995), "The response of short term bank lending rates to policy rates: a cross country perspective", *BIS Working Papers* NO 27, Bank of international settlements.

Borio C. et Fritz W., (1995), "Response of Short-Term Bank Lending Rates to Policy Rates: A Cross-Country Perspective", Monetary and Economic Department, Bank for International Settlements, Working Papers No. 27

Carlo A. et al (2001), "La transmission de la politique monétaire dans la zone Euro ", Séries Affaires Economiques, ECON 110 FR/rév. 101/2001, *Document de travail*, Parlement Européen.

Cotarelli et Kourelis, (1994), "Financial structure, Bank lending rates and transmission mechanism of monetary policy, *IMF Staff papers*, 41.

Davoodi H. et al., (2013), "Monetary transmission Mechanism in East African Community: An empirical investigation", *IMF Working Paper*, 13/39.

De Bondt J. et al., (2005), “Term structure and the sluggishness of retail bank interest rates in euro area countries”, European Central Bank, *Working paper series NO 518*,

Fourcans A., (1975), ”La formation du taux d’intérêt et le marché des crédits bancaires français, *Revue Economique*, volume 26 N^o4, pp553-586.

Hofmann B. et Mizen P., (2004), “Interest Rate Pass-Through and Monetary Transmission : Evidence from Individual Financial Institutions, Retail Rates, *Economica*, 71.

Hurlin C. et Mignon V. (2006), « Une Synthèse des Tests de Racine Unitaire sur Données de Panel », *Economie et Prévision*, Minefi - Direction de la prévision, 2006, 169, pp. 253-294. ffhalshs-00078770

Ignacio et Martinez, (2001), “Is the Bank lending Channel of Monetary Policy in Spain?” *Working Paper Series N^o99*, European Central Bank.

Jacques D.C., (2012), “Pass-through des taux directeurs de la Banque Centrale sur le taux bancaires en Haïti : implications pour les autorités monétaires ”, *Banque de la République d’Haïti (BRH)*.

Jugnu A. (2014),” Banks Competition, Managerial Efficiency and the Interest Rate Pass-through in India”, *Indira Gandhi Institute of Development Research*, WP-2014-007.

Kashyap A.K. and Stein J.C. (1997), “The role of banks in monetary policy: a survey with implications for the European monetary union”, *Economic Perspectives*, Federal Reserve Bank of Chicago.

Kelilume I. et al. (2014), The effects of monetary policy rates on interest rate in Nigeria, Lagos Business School, *International Journal of Business and Finance Research*, Vol.8 N°1

Kelilume I. (2014), "Effects of the Monetary Policy Rate on Interest Rates in Nigeria", The Institute for Business and Finance Research, *International Journal of Business and Finance Research*, 8(1).

Koffi K. S. (2007), "Les déterminants du différentiel des taux d'intérêt débiteurs entre les pays de l'Union Economique et Monétaire Ouest- africaine", *Document d'Etudes et de Recherche N°DER/07/05*, Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest.

Kovanon A. (2011), "Monetary Policy Transmission in Ghana: Does the Interest Rate Channel Work? *IMF working paper*, African Department, WP/11/275.

Kpodar K. (2007), « Manuel d'initiation à Stata (Version 8) », *Centres d'Etudes et de Recherches sur le développement international*.

Mark A. (2002), "The pass-through from market interest rates to bank lending rates in Germany", Discussion Paper Series I, *Economic Studies*, Deutsche Bundesbank.

Mbowe E.W. (2015), "Interest rate pass –through in Tanzania" *WP N04*, *Working papers series*, Bank of Tanzania.

Mishra P. (2014), "Monetary transmission in developing countries: Evidence from India", *IMF working paper*, Asia and Pacific Department.

Mojon, B. (2000), “Financial Structure and the Interest Rate Channel of ECB Monetary Policy”, *Working Paper Series*, No, 40, European Central bank.

Montiel P. et al (2014), “How effective is monetary policy transmission in income countries? A survey of Empirical Evidence”, *IMF Working Paper*.

Mumbi P. et al. (2016), “The effect of bank competition on the effectiveness of the interest rate channel of monetary policy transmission”, *International Journal of Economic Sciences*, Vol. V (3), 10-32.

Pih Nee Tai et al. (2012), “Interest rate pass-through and monetary transmission in Asia”, *International journal of Economics and Finance*, Vol 4, No2.

Rapport de Stabilité Financière 2017, *Banque de la République du Burundi*.

Rapport Annuel de Supervision 2017, *Banque de la République du Burundi*.

Sander et Kleimer (2004), “Interest rate pass through in the common monetary area of the SACU countries”, *South african journal of Economics*.

Sheefeni P. (2013), “Interest rate pass-through in Namibia”, *Journal of Emerging issues in Economics Finance and Banking*, 2.

Soboski S. et Weber S. (2013), “Assessing the determinants of interest rate transmission through conditional impulse response functions”, *IMF, WP/13/23*, European Department.

Stanisławska E. (2014), “Interest pass-through in Poland. Evidence from individual bank data”, Narodowy Bank Polski, *NBP Working paper*, 179.

Stiglitz et Weiss (1981), “Credit rationing in the market with imperfect information” *American Economic Review*, N°71.

Thompson, M.A. (2006), “Asymmetric Adjustment in the Prime Lending-Deposit Rate Spread”, *Review of Financial Economics*

ANNEXES

Modèle I : Test de Hausman (avec taux de refinancement)

```
. hausman fixed random
```

	— Coefficients —		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) fixed	(B) random		
tref	.0329396	.0350611	-.0021215	.
pnp	2.756322	2.976679	-.2203565	.1270597
liq	-5.307435	-5.255482	-.051953	.068138
taille	.2099039	.2639763	-.0540724	.1399924
inflation	-.006235	-.0062903	.0000552	.

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\text{chi2}(5) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)$$

$$= 56.28$$

Prob>chi2 = 0.0000
(V_b-V_B is not positive definite)

Modèle 2 : Test de Hausman (avec taux de croissance de la base monétaire)

```
. hausman fixed random
```

	— Coefficients —		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) fixed	(B) random		
tcbm	.0032634	.0033448	-.0000814	.
pnp	1.573968	1.891347	-.3173794	.0648104
liq	-1.350387	-1.270777	-.0796108	.049809
taille	-.7594647	-.5439728	-.2154919	.0760075
inflation	-.0116706	-.0107048	-.0009658	.

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\text{chi2}(5) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)$$

$$= 10.97$$

Prob>chi2 = 0.0519
(V_b-V_B is not positive definite)

Modèle I : Résultats du modèle à effets fixes (avec le taux de refinancement)

```
. xtreg tid tref pnp liq taille inflation dum2 dum3 dum4 dum5 dum6 dum7 dum8 dum9 dum10
```

tid	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
tref	.0329396	.0132621	2.48	0.013	.0069463	.0589329
pnp	2.756322	.7021704	3.93	0.000	1.380094	4.132551
liq	-5.307435	.6432214	-8.25	0.000	-6.568126	-4.046744
taille	.2099039	.2596932	0.81	0.419	-.2990854	.7188932
inflation	-.006235	.0059723	-1.04	0.296	-.0179405	.0054704
dum2	-1.919396	.2062248	-9.31	0.000	-2.32359	-1.515203
dum3	-2.345108	.2049642	-11.44	0.000	-2.746831	-1.943386
dum4	-.31467	.4325122	-0.73	0.467	-1.162378	.5330384
dum5	-1.901794	.4124326	-4.61	0.000	-2.710147	-1.093441
dum6	-1.741519	.5589566	-3.12	0.002	-2.837054	-.6459842
dum7	-1.767584	.3130737	-5.65	0.000	-2.381197	-1.153971
dum8	-2.056132	.6086366	-3.38	0.001	-3.249038	-.8632261
dum9	-1.131349	.4081247	-2.77	0.006	-1.931258	-.3314388
dum10	-4.305045	.3701229	-11.63	0.000	-5.030472	-3.579617
_cons	16.70261	.3525941	47.37	0.000	16.01154	17.39368

Modèle 2 : Résultats du modèle à effets fixes (avec le taux de croissance de la base monétaire)

```
. xtreg tid tcbm pnp liq taille inflation dum2 dum3 dum4 dum5 dum6 dum7 dum8 dum9 dum10
```

tid	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
tcbm	.0032634	.0052897	0.62	0.537	-.0071041	.013631
pnp	1.573968	.5778094	2.72	0.006	.4414825	2.706454
liq	-1.350387	.4169834	-3.24	0.001	-2.16766	-.5331149
taille	-.7594647	.1769761	-4.29	0.000	-1.106331	-.412598
inflation	-.0116706	.0054297	-2.15	0.032	-.0223127	-.0010285
dum2	-1.760361	.186628	-9.43	0.000	-2.126145	-1.394576
dum3	-2.051082	.1680345	-12.21	0.000	-2.380423	-1.72174
dum4	-1.09999	.3244831	-3.39	0.001	-1.735965	-.464015
dum5	-2.970062	.3238298	-9.17	0.000	-3.604757	-2.335368
dum6	-3.164406	.399429	-7.92	0.000	-3.947273	-2.381539
dum7	-2.494109	.2345361	-10.63	0.000	-2.953792	-2.034427
dum8	-3.730819	.4476063	-8.34	0.000	-4.608111	-2.853527
dum9	-2.725703	.3359167	-8.11	0.000	-3.384088	-2.067318
dum10	-4.570885	.3232869	-14.14	0.000	-5.204516	-3.937254
_cons	18.01374	.2684464	67.10	0.000	17.4876	18.53989

Tableau de calcul des élasticités

	Coefficient	Médiane	Elasticité
TID		15,70838	
TREF	0,0329396	3,565	0,007476
PNP	2,756322	0,0933572	0,07218
LIQ	-5,307435	-0,021653	1,231014
TAILLE	0,2099039	-0,128604	1,246666
INFLATION	-0,006235	7,041315	0,341377

Incidence de l'endettement public sur la politique monétaire au Burundi

Abdon de Dieu NTWARI* , Dieudonné NYUNGUKA**

Résumé

L'objectif de ce papier est d'analyser l'incidence de l'endettement public sur la conduite de la politique monétaire au Burundi. Il s'agit d'étudier et calibrer les effets de la dette publique sous ses deux composantes à savoir la dette intérieure et la dette extérieure sur la base monétaire, objectif opérationnel poursuivi par la Banque de République du Burundi (BRB).

L'étude porte sur des données à fréquence mensuelle couvrant la période de janvier 2000 à décembre 2018. L'analyse descriptive révèle que la période d'augmentation de la dette publique coïncide avec un accroissement de la base monétaire et de la masse monétaire. La dette publique a subi une baisse significative en décembre 2009 avec l'Initiative d'Allègement de la Dette Multilatérale (IADM) mais elle a par la suite augmenté à grande allure à partir de 2015. Le solde courant de la balance des paiements et le stock de réserves de change se sont dégradés davantage alors que les taux d'intérêt du marché monétaire affichent une certaine rigidité.

L'estimation du modèle Autoregressive Distributed Lags (ARDL) montre que la dette intérieure influence positivement la base

* Economiste Chercheur, Service Recherche et Documentation à la Banque de la République du Burundi, E-mail : antwari@brb.bi

** Economiste Chercheur, Service Recherche et Documentation à la Banque de la République du Burundi, E-mail : dnyunguka@brb.bi

monétaire à court et long terme. La dette extérieure influence négativement la base monétaire à court terme; à long terme, elle ne présente pas d'effets significatifs. Les réserves de change brutes présentent des effets positifs aussi bien à court qu'à long terme. Quant à l'IPC, il présente des effets négatifs et significatifs à court terme alors que ses effets sont positifs et significatifs à long terme.

En termes d'implications de politique, le problème de la coexistence des déficits jumeaux observé peut être corrigé par une coordination de politiques monétaire et budgétaire visant notamment l'assainissement et l'élargissement de l'espace budgétaire, l'investissement et la stimulation de la production exportable afin de rétablir l'équilibre intérieur et extérieur. Aussi, le renforcement de l'indépendance opérationnelle de la Banque centrale est-il nécessaire pour éviter d'éventuels conflits d'objectifs entre les politiques monétaire et budgétaire.

Mots clés : Endettement public, Politique monétaire, Modèle ARDL

JEL : E62, E58, C3

Abstract

The purpose of this paper is to analyse the impact of public debt to the conduct of monetary policy in Burundi. This brings to study and calibrate the effects of the public debt under its two components namely the domestic and the external debt on the reserve money which is the operational target of the BRB in its monetary policy framework.

The study focuses on monthly data covering the period from January 2000 to December 2018. The descriptive analysis reveals that the period of increase in public debt coincides with an increase in the base and broad money. The public debt fell significantly in December 2009 with the Multilateral Debt Relief Initiative (MDRI), but then increased again rapidly since 2015. The current account of the balance of payments and the stock of foreign reserves are further degraded while the money market interest rates show some rigidity.

The estimation of the Autoregressive Distributed Lags (ARDL) model shows that domestic debt positively influences the reserve money in the short and long run. External debt influences negatively the reserve money only in the short run. In the long run, its effects are not significant. The gross foreign reserves have positive effects for both short and long term. As for the CPI, it has negative and significant effects in the short term whereas its effects on base money are positive and significant in the long term.

In terms of policy implications, the challenge of coexistence of twin deficits can be addressed by co-ordinating monetary and fiscal policies including sanitation and expansion of fiscal space, productive investment and incitation of exports to establish the internal and

external balance. Therefore, strengthening the operational independence of the Central Bank should be promoted to avoid conflicts of monetary and fiscal policies objectives.

Keys words: *Public debt, monetary policy, ARDL Model*

JEL : *E62, E58, C32*

0. INTRODUCTION

L'endettement de l'Etat constitue l'ensemble des engagements financiers pris sous forme d'emprunts par l'État, les collectivités publiques et les organismes qui en dépendent directement à une date déterminée. Elle est le résultat des flux de ressources empruntées et remboursées par un Etat jusqu'à cette date⁷ et peut revêtir le caractère externe ou interne à l'économie.

Le niveau et la structure de la dette publique peuvent entraver la capacité des banques centrales à atteindre leurs objectifs (Daniel, 2017). C'est ainsi que la dette publique devient préoccupante non seulement pour son impact macroéconomique, mais aussi pour ses éventuels effets négatifs sur la conduite de la politique monétaire.

Un niveau élevé de la dette publique peut nuire à l'efficacité de la politique monétaire quel que soit le niveau de développement d'un pays. En effet, la dette libellée en devises, pour les pays à régimes de change flottants, peut créer des pressions à la dépréciation et des vulnérabilités lorsque les avoirs en devises sont insuffisants pour contrebalancer les engagements.

En conséquence, la dépréciation de la monnaie locale risque de conduire les investisseurs étrangers à rapatrier leurs investissements afin de limiter les pertes y relatives. Pour limiter la dépréciation de la monnaie locale et éviter les sorties des capitaux étrangers, tout en contenant les coûts d'emprunts, un relèvement des taux d'intérêt pour

⁷ <https://www.glossaire-international.com/pages/tous-les-termes/dette-publique.html>

intéresser les investisseurs serait une des solutions convenables (Bruno et Shin, 2015).

Lorsque la dette contractée en monnaie locale est très élevée, cela a plus d'impacts sur les fluctuations des taux directeurs. Les banques centrales sont conduites à maintenir les taux directeurs à un niveau plus bas, à alléger le coût du refinancement, voire à couvrir directement les besoins de financement par des prêts ou achats des obligations. C'est ainsi que certaines banques centrales ont mis en œuvre et renforcé des limites d'intervention sur le financement direct du déficit public (Christensen et al., 2018).

La dette des pays africains a connu une évolution majeure en volume et en composition au cours de ces dernières années et l'allègement d'une partie de la dette extérieure depuis les années 2000 a ramené l'encours de la dette des pays à faible revenu à un niveau soutenable. Mais la dette a encore augmenté à partir des années 2010 suite aux conditions de financement extérieur favorable issues du renchérissement des produits de base et de l'amélioration des termes de l'échange. Quand la situation s'est inversée, la dette a continué à croître, devenant ainsi préoccupante non seulement pour son impact macroéconomique mais aussi en raison de ses éventuels effets négatifs sur la conduite de la politique monétaire (Schanz et al. 2018).

Dans beaucoup de pays en développement, la question de la dette publique n'est pas un phénomène nouveau mais requiert une attention particulière pour le Burundi du fait de son rythme de croissance rapide dans ces dernières années. Cette évolution récente nécessite une gestion plus efficace des finances publiques et la modernisation des techniques de financement. Cela résulte du fait que la dette publique

sert à couvrir le déficit public sous forme de financement extérieur et/ou intérieur (bons et obligations du Trésor, avances de la Banque Centrale, arriérées, etc.).

Pour la période de 2000 à 2018, la dette publique a connu une croissance modérée avant d'enregistrer une baisse significative à fin 2009. De novembre à décembre 2009, la dette extérieure est passé de 1 651 801,7 à 561 392,0 MBIF, soit une diminution de 66% ce qui a conduit à une baisse de 53% de la dette globale suite au point d'achèvement de l'Initiative d'Allègement de le Dette Multilatérale (IADM)⁸.

L'évolution de l'endettement public global affiche une tendance à la hausse de 2010 à 2018, passant du simple au double entre juin 2014 et décembre 2018 (2 737 455 contre 1 314 672 MBIF) et triple pour la période de janvier 2010 et décembre 2018 (2 737 455 contre 978 138 BIF). Cet endettement connaît un boom particulier de la dette intérieure à partir de 2014 où son encours a plus que triplé (+188%) entre juin 2014 et décembre 2018, soit 1 937 821 MBIF contre 673 164 MBIF. La dette intérieure a octuplé entre janvier 2010 et décembre 2018, soit +519 % (1 937 821 contre 313 197 MBIF) alors que la dette extérieure quant à elle augmente dans des proportions relativement moins importantes, soit +63% pour la même période.

Depuis 2014, l'endettement public est beaucoup plus orienté vers l'intérieur, soit 70.4% en décembre 2018 contre 48% en décembre 2014 dont 40% constitués des avances de la Banque Centrale et 57%

⁸ BRB, Rapport annuel 2009

des bons et obligations du Trésor détenus à 77% par les banques commerciales. La croissance plus rapide de la dette par rapport au PIB fait que son poids s'alourdit davantage et représente 45% du PIB nominal en décembre 2017 contre 33% en décembre 2014 et 32% en 2010.

Il s'avère, de ce fait, évident que cette croissance rapide de l'endettement public est non sans conséquence sur la conduite de la politique monétaire menée par la BRB. L'augmentation de la dette fait croître notamment les encours des avances de la BRB ainsi que différents instruments de la dette (bons et obligations du trésor). Ceux-ci constituent des moyens de financement intérieur du déficit budgétaire pouvant affecter les décisions et l'efficacité de politique monétaire à travers notamment l'augmentation des avances au Trésor et des refinancements au secteur bancaire. Cet endettement grandissant devient de ce fait préoccupant pour la BRB étant donné la nécessité de renforcer la coordination des politiques monétaire et budgétaire.

Sous l'hypothèse qu'un endettement public de plus en plus croissant rend inefficace la politique monétaire en influençant directement ou indirectement son cible qu'est la base monétaire à travers les mécanismes de financement du déficit budgétaire et du refinancement des banques, il s'avère alors important d'étudier et calibrer les effets de la dette publique (interne et externe) sur l'efficacité de la politique monétaire menée par la BRB et voir laquelle des deux composantes affecte-t-elle le plus l'indicateur d'efficacité de politique monétaire.

Ainsi, analyser l'incidence de l'endettement de l'Etat sur la conduite de la politique monétaire revient, dans ce travail, à analyser, par la

démarche d'estimation empirique utilisant le modèle ARDL, l'impact de la dette contractée par le Gouvernement sur la base monétaire, objectif opérationnel poursuivi par la Banque de la République du Burundi dans son cadre de politique monétaire de ciblage des agrégats monétaires.

Le travail s'articule en trois principales parties. Après l'introduction générale, la première partie consiste en une revue de littérature théorique et empirique. La deuxième partie retrace l'évolution descriptive et comparative des différentes variables macroéconomiques faisant ainsi l'état des lieux de l'économie burundaise. Une analyse empirique sur base du modèle ARDL est aussi menée dans la troisième partie pour tester la corrélation entre les variables et étudier les effets de la dette publique sur les variables retenues dans le modèle. Une conclusion générale et quelques implications de politique clôturent le présent papier.

I. Littérature sur les effets de la dette publique sur la politique monétaire

Les effets de l'endettement public sur la conduite de la politique monétaire ont été appréhendés selon différentes conceptions théoriques et méthodologiques mettant ainsi en exergue l'influence de la dette publique sur certaines variables macroéconomiques en général et monétaires en particulier.

Si les autorités monétaires s'attachent à l'atteinte de leurs objectifs, la politique monétaire n'est plus associée à la gestion de la dette souveraine ; elle est presque entièrement consacrée à la modification des taux directeurs à court terme en vue d'atteindre la cible de

politique monétaire sans se soucier de son incidence sur la gestion de la dette publique. Toutefois, quand un pays atteint un niveau d'endettement tel que sa soutenabilité budgétaire est potentiellement menacée, la politique monétaire doit être étroitement intégrée à la gestion de la dette et à la politique budgétaire (Goodhart, 2012).

Le volume de la dette renouvelée à l'échéance ainsi que les déficits des administrations publiques souvent de grande ampleur conduisent la Banque Centrale à prendre des mesures non conventionnelles notamment le rachat des titres privés et publics par la Banque Centrale et l'élargissement des conditions de refinancement. Cette création monétaire peut conduire à fois à la dépréciation de la monnaie locale et la hausse de l'inflation. Cette situation amène ainsi les Banques Centrales à ajuster leur cadre opérationnel accroissant ainsi de manière significative la taille de leur bilan. Cela augmente le risque d'une dominance budgétaire dans laquelle la politique monétaire perd son indépendance et son efficacité et pourrait présenter plus tard une menace importante pour la stabilité monétaire et financière (Noyer, 2012).

D'autres opinions entourent l'influence de la dette publique sur les aspects monétaires. Pour Faye et Thiam (2015), l'utilisation de la dette publique surtout celle extérieure dans le processus d'accumulation du capital aurait un impact positif sur la production, l'investissement et la consommation des ménages. Elle aggraverait par contre le déficit du compte courant lorsque l'économie connaît une dépréciation de la monnaie du pays concerné. Lorsque la dette publique est contractée sur le marché national, elle présente des effets négatifs sur les agrégats monétaires et crée un effet d'éviction sur les investissements du secteur privé (Paraponaris, 1996).

Si la dette publique augmente, les taux d'intérêt du marché monétaire augmentent également. Cette hausse peut engendrer deux situations. D'une part, la hausse des taux d'intérêts se répercute sur les capacités d'emprunt des agents économiques, ce qui peut nuire à la consommation et l'investissement des agents. D'autre part, face à une dette élevée, les investisseurs peuvent redouter un défaut de paiement. Dès lors, ils anticipent une hausse des primes de risque, ce qui augmente les taux d'intérêt pour la dette privée et la dette publique (Mathis, 1990).

Cependant, un mouvement de capitaux étrangers consécutif à cette hausse des taux d'intérêt peut être observé. Dans une perspective d'intégration des marchés financiers, cela contribue à apprécier le taux de change. Si la Banque Centrale veut s'opposer à cette hausse du taux d'intérêt en augmentant son offre monétaire, les déficits seront inflationnistes du moment que l'autorité monétaire monétisera directement ou indirectement toute ou partie de la dette (Deniau et al. 1989).

Sur le plan empirique, des expériences des pays développés et ceux en développement montrent que la gestion de la dette publique implique nécessairement l'action des autorités monétaires. Comme le souligne Goodhart (2012), la dette publique d'Angleterre était très élevée en 1968. Le ratio de la dette rapporté au PIB était de 78% avec un montant nominal de 34,19 milliards de livres sterling. Cet endettement a exigé quelques actions de la Banque d'Angleterre. Cette dernière a été conduite à vendre la totalité de cette dette en bons du trésor. Les courtiers étant de petite taille et face à la capacité limitée du système financier d'absorber les émissions de dette nécessaires, la

Banque d'Angleterre a décidé d'inscrire à son bilan toute part non souscrite d'une nouvelle émission de dette.

D'autres études ont démontré que la croissance de la dette publique a un impact sur certaines grandeurs macroéconomiques. Mathis (1990), sur base des données en séries chronologiques vectorielles, a trouvé qu'une accélération de la croissance de la dette publique a des effets défavorables sur la balance des paiements courants par l'intermédiaire d'une augmentation induite du revenu en France. Le besoin croissant de financement a provoqué une hausse du taux d'intérêt; cette hausse étant liée à la volonté d'attirer les capitaux étrangers nécessaires au financement du solde courant de la balance des paiements.

Deniau (1989) a étudié l'impact de la dette publique sur quelques variables macroéconomiques en France. Sur base du modèle VAR et des données trimestrielles portant sur la période allant du premier trimestre 1963 au quatrième trimestre 1984, les résultats obtenus ont montré que la croissance de la dette publique a peu d'effets sur le taux d'intérêt interne et sur l'offre monétaire, alors qu'elle a un effet important, quoiqu'indirect, sur le solde du compte courant.

Desquilbet (2007) a analysé dans quelles conditions la politique monétaire a été conduite durant la période de 1993 à 2004 au Liban. Au cours de cette période, le Gouvernement libanais faisait face à certaines contraintes économiques dont l'une était l'endettement public croissant. Ce dernier était dominé par la composante extérieure qui croissait à une allure rapide. La dette publique extérieure a passé de 11% à 56% de la dette totale entre 1993 à 2004. Le rapport de la dette publique au PIB a aussi augmenté passant de 44% en 1993 à 194% en 2004.

Cette situation a contraint la Banque du Liban à contribuer au financement monétaire du déficit public. Ses interventions ont consisté, d'une part, en une annulation d'une partie du portefeuille de bons du Trésor qu'elle détenait et de la restructuration du solde, et d'autre part, en une souscription par les banques commerciales libanaises en liquides ou en swaps, de bons du Trésor à deux ans sans intérêts. L'endettement public croissant a de ce fait mis la politique monétaire sous la « dominance fiscale » empêchant ainsi la Banque de Liban à remplir un autre objectif que celui de placer au mieux les titres de dettes publiques.

L'étude de Ndiritu, et al. (2019) a exploré la nature de la coordination des politiques monétaire et budgétaire et la dette publique au Kenya. Elle a porté sur des données de séries temporelles à fréquence annuelle allant de 1963 à 2014. Deux objectifs étaient poursuivis à savoir les déterminants des politiques monétaire et budgétaire sous différents régimes de change et la nature de la coordination des régimes monétaire et budgétaire. En utilisant les modèles de Markov (1989) pour déterminer les régimes de politiques monétaire et budgétaire de façon endogène, le régime de politique fiscale s'est avéré passif et non viable puisque l'augmentation de la dette était associée à une détérioration du solde budgétaire. D'autre part, la politique monétaire active s'est révélée restrictive puisque le taux d'intérêt réel réagissait positivement à une augmentation de l'inflation.

L'analyse robuste réalisée à l'aide du modèle à seuil auto-excitant confirme que les fonctions de réaction des politiques monétaire et budgétaire étaient non linéaires. Les résultats de l'étude montrent que le régime fiscal passif ou non soutenable était plus dominant tout au long de la période d'étude. Cela a justifié la nécessité de coordination

des politiques budgétaire et monétaire, avec une politique monétaire active et prudentielle pour répondre à une politique budgétaire passive et insoutenable. De plus, la politique monétaire séquentielle répondait mieux aux réactions de la politique budgétaire, ce qui a conduit à la nécessité d'une réponse monétaire systématique à chaque déviation de la politique budgétaire de son sentier de soutenabilité.

Etant donné le manque de travaux similaires pour le Burundi, l'autorité monétaire burundaise peut s'inspirer des expériences ci-hauts citées et faire face à l'endettement public croissant.

Considérant les divers aspects théoriques et empiriques relatifs aux effets de la dette sur diverses variables macroéconomiques telles que annoncé dans la revue de littérature, les lignes suivantes consistent en une analyse descriptive de l'évolution de la dette publique au Burundi et de certaines grandeurs macroéconomiques dont la portée sur la politique monétaire s'avère importante.

II. Analyse descriptive de l'incidence de l'endettement sur la politique monétaire

La dette publique constitue l'ensemble des engagements financiers contractés par l'État dans le cadre de l'exécution budgétaire afin de couvrir son déficit. Au Burundi comme ailleurs, elle prend la forme de dette extérieure et/ou de dette intérieure matérialisée par les bons et obligations du Trésor ainsi que les avances de la Banque Centrale.

II.I. Evolution de la dette publique et ses grandes composantes

L'économie burundaise connaît souvent un déficit public qui est en fait l'excédent des dépenses sur les recettes. La structure des dépenses montre qu'elles sont constituées, en moyenne pour la période étudiée, de plus de 75% des dépenses courantes alors que les dépenses d'investissement ne représentent que 25%. Le financement de ce déficit exige le recours à l'endettement tant intérieur qu'extérieur. L'évolution de la dette nominale peut être analysée sous deux périodes. Jusqu'à fin novembre 2009, la dette publique était constituée en moyenne par 83% de dette extérieure et 17% de dette intérieure. L'allègement de la dette publique dans le cadre de l'IADM intervenue en décembre 2009 a fait baisser significativement sa composante extérieure. A partir de ce moment, l'endettement s'est beaucoup plus tourné vers l'intérieur. A partir de juillet 2014 par exemple, l'endettement public intérieur affiche un boom particulier à partir du mois d'avril 2015 ; elle représentait 50.2% de la dette globale en décembre 2014 contre 70.2% en décembre 2018 dont 40.2% constituée des avances de la Banque Centrale et 57.6% des bons et obligations du Trésor détenus à 84% par les banques. La dette extérieure demeurant quant à elle relativement stable. A fin 2018, la dette intérieure représente 70% de l'endettement global alors que la dette extérieure en représente 30%.

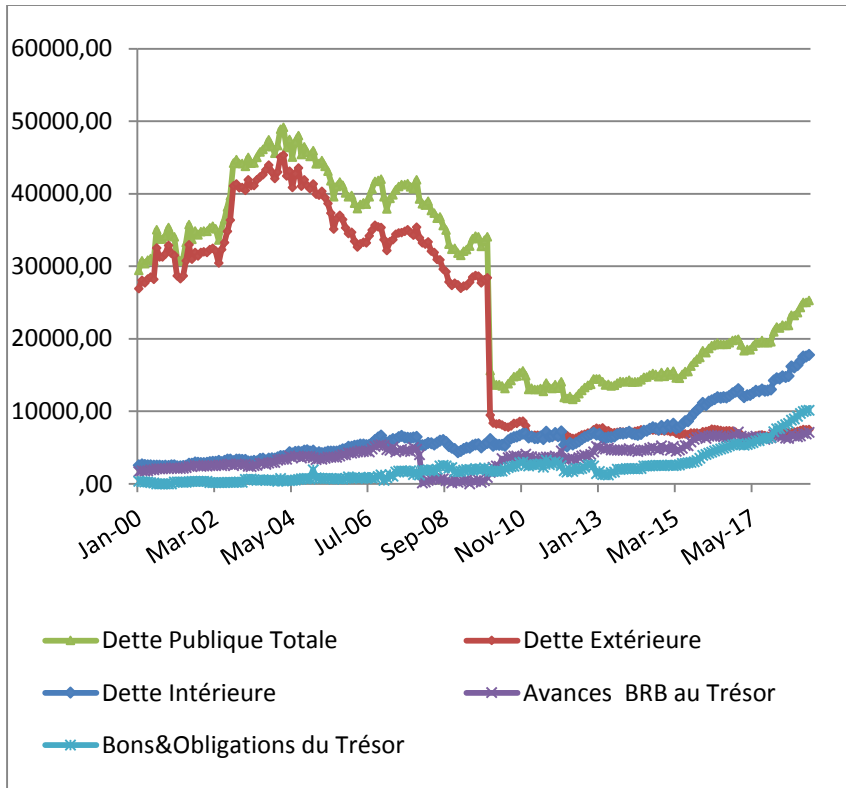
Le total de la dette publique a ainsi plus que doublé (+108%) entre juin 2014 et décembre 2018, soit 2 737 455 MBIF contre 1 314 672 MBIF. Le poids de la dette publique nominale représente 46% du PIB nominal en décembre 2017 contre 33% en décembre 2014. Elle affiche une croissance plus proportionnelle que le PIB avec un

accroissement de 106% de la dette contre 44% du PIB pour la période de décembre 2014 à décembre 2018.

Comparé à son niveau de janvier 2010, l'encours global de la dette publique a plus que triplé en décembre 2018, soit une variation de +243%. Durant cette période, l'ensemble des composantes de la dette intérieure a significativement progressé aussi bien pour les avances de la Banque Centrale (+460%) que pour les bons et obligations du Trésor (+992%). Cette tendance s'explique par le fait qu'à partir de l'année 2015, l'Etat du Burundi a beaucoup fait recours à l'endettement intérieur suite au gel des appuis budgétaires. Cet état d'endettement peut influencer le comportement de certaines variables monétaires sur lesquelles peuvent porter les mesures de politique monétaire.

En termes réels, la dette publique et ses composantes gardent la même tendance qu'en termes nominales mais avec une allure moins importante comme le montre le graphique suivant.

Graphique I : Evolution des composantes de la dette publique réelle
(en Mds BIF)



Source : Auteurs sur base des données BRB et de l'ISTEEBU

Le graphique précédent utilise des valeurs réelles corrigées de l'effet de variation des prix matérialisé par l'IPC base 2016 (octobre). Il ressort qu'après l'annulation de la dette extérieure intervenue en décembre 2009, la dette réelle globale reprend modérément sa croissance tiré par sa composante intérieure qui s'accélère néanmoins à partir de 2015 avec le gel des appuis budgétaires. Son niveau à fin 2018 reste

cependant inférieur à celui de 2009 voire celui de 2000. La croissance rapide de la dette nominale trouve ainsi sa justification essentielle dans la croissance rapide du niveau de l'IPC qui influence le coût des dépenses publiques et ipso facto du déficit structurel d'ores et déjà important, ce qui fait que la dette augmente plus rapidement en valeur nominale que réelle.

II.2. Evolution de certaines grandeurs monétaires

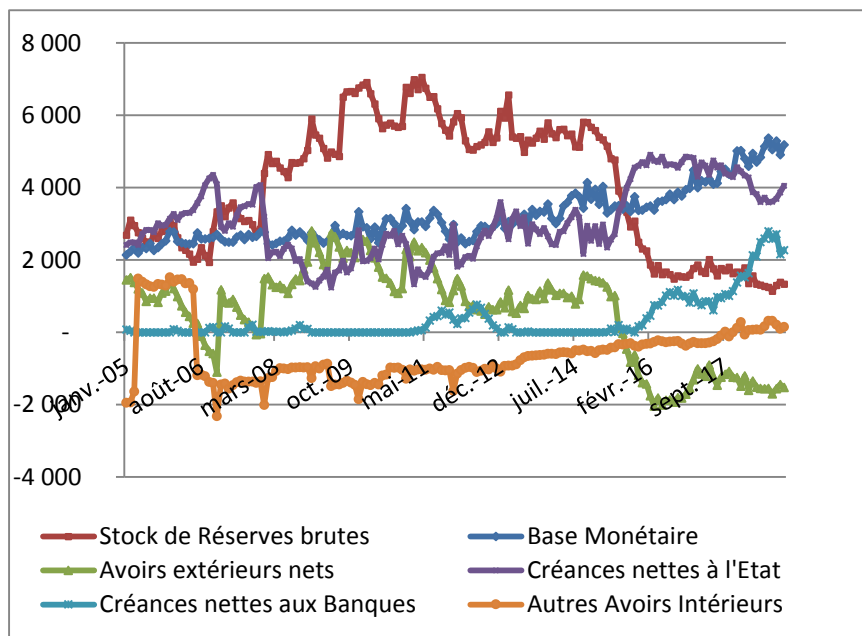
Cette section présente l'évolution de certains indicateurs monétaires pouvant être affectés par l'évolution de la dette publique. Ces variables sont notamment la base monétaire et ses contreparties, le solde courant de la balance des paiements, les taux du marché monétaire et l'inflation.

II.2.I. Evolution de la base monétaire et de ses contreparties

L'analyse patrimoniale de la Banque Centrale et de la situation monétaire de l'ensemble du secteur bancaire retrace l'évolution de leurs actifs⁹ et passifs dont les agrégats monétaires et leurs contreparties en l'occurrence les avoirs extérieurs nets et les avoirs intérieurs nets. Ces derniers sont composés essentiellement par des créances nettes à l'Etat et des prêts aux banques sous formes de refinancement qui alimentent et influencent tous, les agrégats monétaires. Le graphique suivant montre l'évolution des réserves de change brutes, de la base monétaire et ses contreparties

⁹ La Banque Centrale crée de la monnaie chaque fois qu'elle acquiert un actif des autres secteurs car elle tire un chèque sur elle-même, l'actif acquis a sa contrepartie de masse monétaire (passif) à moins qu'elle paie par cession ou réalisation d'actifs déjà existant. Le rôle des banques de second rang est plus important dans le processus de création monétaire ex nihilo avec l'effet multiplicateur de base monétaire.

Graphique 2 : Evolution de la base monétaire réelle et ses contreparties (en Mds BIF)



***Source :** Auteurs sur base des données sur la situation monétaire de la BRB et l'ISTEEBU*

L'analyse de ce graphique montre que la base monétaire réelle augmente de façon modérée. Elle prend néanmoins une allure rapide à partir de 2016. Cette évolution est tirée par le gonflement de ses contreparties, plus particulièrement les *créances nettes sur l'Etat* et les *créances aux banques*. Les autres avoirs intérieurs du bilan de la Banque Centrale qui augmentent sont notamment les immobilisations et achat de l'Or. Les avoirs extérieurs nets affichent, quant à eux, une tendance à la baisse jusqu'à devenir négatifs à partir de juillet 2015 suite à la baisse significative des réserves de change brutes observée à

partir de fin 2014 alors que les engagements n'ont pas baissé. Cette tendance de la base monétaire, agrégat monétaire dégagé du bilan de la Banque Centrale comme objectif opérationnel de sa politique monétaire, s'observe également pour l'agrégat de la masse monétaire, obtenu dans la situation monétaire consolidée de tout le secteur bancaire.

L'endettement croissant de l'Etat a conduit la BRB à adopter des politiques monétaires non conventionnelles consistant en un assouplissement quantitatif¹⁰. Cette facilitation d'accès aux ressources de la Banque Centrale à travers l'assouplissement et l'élargissement des conditions de refinancement a permis les banques commerciales à avoir suffisamment de ressources et augmenter leurs souscriptions dans les titres publics et financer l'ensemble de l'économie. Cela a eu comme conséquence le gonflement du bilan de la BRB et celui de l'ensemble du secteur bancaire et par conséquent, à une envolée de la base et masse monétaire.

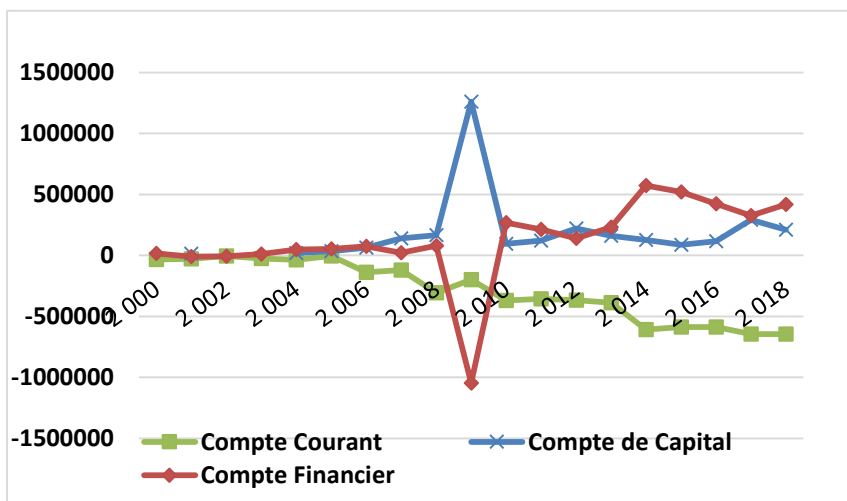
II.2.2. Evolution des soldes de la balance des paiements

Le compte courant de la balance des paiements enregistre un solde structurellement négatif et se détériore davantage. Les autres comptes sont relativement stables à l'exception de décembre 2009. Le graphique suivant montre l'évolution des soldes essentiels de la balance des paiements. Constituées à 75% par des dépenses courantes, les dépenses publiques qui croissent avec la dette font augmenter la

¹⁰ L'assouplissement quantitatif adopté par la BRB a consisté notamment à augmenter les montants de liquidité injectés dans le secteur bancaire à des taux d'intérêt très bas. Les banques qui y participent peuvent aussi participer au marché des titres du Trésor ce qui n'était pas le cas auparavant.

demande des biens et services importés. Cette dernière fait pression sur les réserves et le cours de change, détériore la balance des paiements, réduit le niveau des réserves officielles de change et alimente la dépréciation de la monnaie locale.

**Graphique 3 : Evolution des soldes de la balance des paiements
(en MBIF)**



Source : Auteurs sur base des données de la BRB

De par ce graphique, le solde du compte de capital enregistre un excédent en 2009 suite à la remise de la dette alors que le compte financier enregistre un solde largement négatif par rapport à l'année précédente suite à la baisse significatif des engagements consécutif à cette remise de dette intervenue en décembre 2009 dans le cadre de l'IADM; les soldes des comptes capital et financier demeurant relativement stables pour le reste de la période.

Quant au solde courant, la période d'accélération de la dette et donc du déficit public coïncide avec la dégradation de la balance des transactions courantes dont le déficit¹¹ se détériore davantage à partir de 2014.

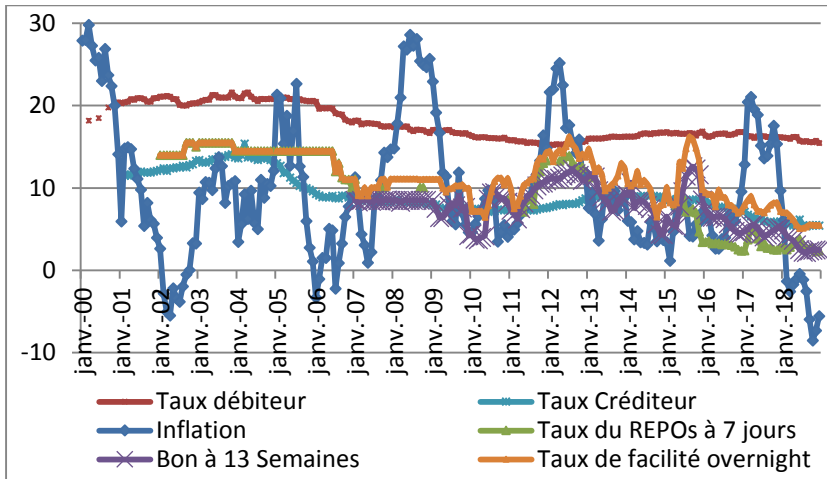
Ces déficits jumeaux ont des conséquences néfastes pour une économie. Etant donné leur corrélation le plus souvent positive, une bonne politique de redressement viserait à rétablir l'un des deux l'équilibres, extérieur et domestique, afin de tendre vers un ajustement macroéconomique.

II.2.3. Evolution des taux du marché monétaire et d'inflation

L'ensemble des taux du marché monétaire et l'inflation ont en général baissé, contre toute attente théorique pendant la période de forte croissance de la dette suite à une bonne production domestique qui a contribué à la baisse de l'inflation alimentaire. La baisse des taux du marché monétaire serait, quant à elle, due à la politique d'assouplissement quantitative de la BRB qui maintient bas son taux de refinancement, la référence des autres taux.

¹¹ La présence des déficits jumeaux c'est-à-dire le déficit budgétaire et le déficit extérieur valide la relation traditionnelle entre les secteurs intérieur et extérieur où le déficit extérieur est provoqué soit par l'expansion du secteur privé, soit par le déficit public ou les deux secteurs sont en déficit (M. Normandin, 2012).

Graphique 4 : Evolution des taux du marché monétaire et l'inflation



Source : Auteurs sur base des données de la BRB

D'après ce graphique, le taux d'intérêt pour les bons du Trésor à 13 semaines a significativement baissé. Ceci est partiellement imputable à la baisse du coût de refinancement dont le taux a remarquablement baissé malgré l'endettement croissant. L'inflation apparaît très volatile au cours de cette période mais à partir de septembre 2017, elle évolue généralement en baisse jusqu'à devenir négative à partir de février 2018 suite notamment à sa composante alimentaire en baisse.

Le taux d'intérêt débiteur affiche une rigidité bien que les apports de liquidité soient importants pendant que le taux d'intérêt créditeur affiche une tendance à la baisse. L'assouplissement quantitatif adopté par la BRB aurait découragé la rémunération des déposants et l'épargne. Par ailleurs, le marché monétaire interbancaire a beaucoup reculé et n'enregistre que peu d'opérations à partir de 2015, les banques en besoin de liquidité recourant beaucoup plus à la BRB. En

effet, cette politique monétaire d'assouplissement quantitatif consiste à disponibiliser des ressources importantes et moins onéreuses de la Banque Centrale sous formes de refinancement (REPOs) devenant ainsi une source plus attrayante que les autres alternatives des banques dont notamment la mobilisation de l'épargne et l'interbancaire. C'est sont ces mêmes ressources qui font que les taux d'intérêt du marché monétaire n'ont pas augmenté suite à la hausse de l'endettement, contrairement aux attentes théoriques.

De ces précédentes considérations, il convient d'analyser empiriquement si les effets décrits de la dette publique sur certaines grandeurs macroéconomiques restent valides pour l'économie burundaise.

III : Analyse des effets empiriques de la dette publique sur la conduite de la politique monétaire

La présente partie analyse, par des procédés économétriques, les effets de l'endettement public sur la conduite de la politique monétaire. Cette étude s'inscrit dans la logique des travaux qui analysent les effets de la dette publique sur certaines grandeurs macroéconomiques ayant une influence sur la conduite de la politique monétaire.

III.I. Justification du choix des variables

Les variables choisies sont celles qui, théoriquement, ont une relation de causalité entre l'indicateur de politique monétaire et l'endettement et qui peuvent être influencées par les actions de l'autorité monétaire. A cet effet, l'indicateur de politique monétaire retenu est la base

monétaire, étant donné que la conduite de la politique monétaire de la BRB est basée sur le ciblage des agrégats monétaires.

La variable d'intérêt est la dette publique sous ses deux composantes à savoir la dette intérieure et la dette extérieure. Les effets de ces dernières sur la base monétaire attirent l'attention de la présente étude. Etant donné qu'une partie de la dette est monétisée à travers les avances au Trésor, l'accroissement de l'endettement peut conduire à l'augmentation de la base monétaire, la masse monétaire et l'indice des prix à la consommation (IPC). Ceci amène à anticiper, théoriquement, une relation positive entre les deux composantes de la dette et la base monétaire.

Les autres variables sont les réserves de changes brutes et l'indice des prix à la consommation qui, de facto, exercent une influence sur la base monétaire. La relation théoriquement positive entre les réserves de change et la base monétaire résulte du fait que le stock des réserves de change constitue un facteur expansif de liquidité et une contrepartie de la base monétaire. En effet pour le cas du Burundi, une grande partie des réserves de change viennent sous forme d'aides et appuis budgétaires que le gouvernement dépense après conversion par le change à la Banque centrale. Cette contrepartie créée en monnaie locale peut alors nourrir la base et la masse monétaire.

Quant à l'IPC, la relation anticipée avec la base monétaire est négative du fait que la réaction théorique attendue de la Banque centrale suite à une augmentation de l'inflation ou de l'IPC est normalement une politique restrictive visant à réduire la base monétaire et inversement, à travers son action directe sur la quantité d'offre de monnaie et/ou le taux d'intérêt.

Les données pour l'ensemble des variables ont une fréquence mensuelle et ont été tirées des statistiques de la BRB et de l'ISTEEBU pour la période allant de janvier 2000 à décembre 2018. Les séries utilisées dans l'estimation du modèle sont des séries réelles. La conversion des variables nominales en variables réelles a été faite sur base de l'indice des prix à la consommation du mois d'octobre 2016, correspondant à l'indice de base de l'année du dernier rebasage de la série de l'IPC par l'ISTEEBU.

III.2. Fondement théorique et spécification du modèle

L'approche structurelle adoptée dans la modélisation économétrique part de la théorie économique pour expliquer les relations entre les variables. Il s'agit en fait d'étudier comment les variables interagissent et analyser l'impact d'un choc affectant une des variables sur le reste des variables du vecteur suivant un processus autorégressif. Au sein de ce vecteur, chaque variable peut être supposée endogène, pouvant donc être expliquée par ses valeurs passées et par les valeurs courantes et passées des autres variables.

Pour la présente étude, l'approche économétrique considère la base monétaire, indicateur de politique monétaire, comme variable endogène. Elle comprend également la dette publique analysée sous ses deux composantes à savoir la dette intérieure et la dette extérieure, l'IPC et les réserves de change brutes pour capter l'ampleur de chaque variable sur la variable expliquée.

Ainsi, le modèle estimé se présente généralement sous la forme suivante :
$$Y_t = A_0 + \sum A_i X_t + \varepsilon_t$$

Avec Y_t , la matrice des variables dépendantes ; A_0 la matrice des constantes, A_i la matrice des coefficients associés aux variables explicatives ; X_t la matrice des variables explicatives ; et enfin ε_t la matrice des termes d'erreurs. Dans le cas présent, Y_t comprend la variable expliquée qui est la base monétaire (BM). X_t comprend les variables explicatives à savoir la dette intérieure (DETIN), la dette extérieure (DETEX), les réserves de change brutes (RES) et l'Indice des Prix à la Consommation (IPC). Les séries de toutes les variables ont été transformées sous forme logarithme pour des fins d'estimation. Le modèle estimé se présente sous la forme log-linéaire suivante :

$$LBM_t = \alpha_0 + \alpha_1 LDETIN_t + \alpha_2 LDETEX_t + \alpha_3 LRES_t + \alpha_4 LIPC_t + \varepsilon_t$$

Cette forme log-linéaire présente une importance remarquable en économétrie du fait qu'elle permet notamment d'alléger le volume des chiffres représentant les séries et d'interpréter les coefficients relatifs à chaque variable explicative sous forme d'élasticité.

III.3. Méthodologie et Résultats d'estimation

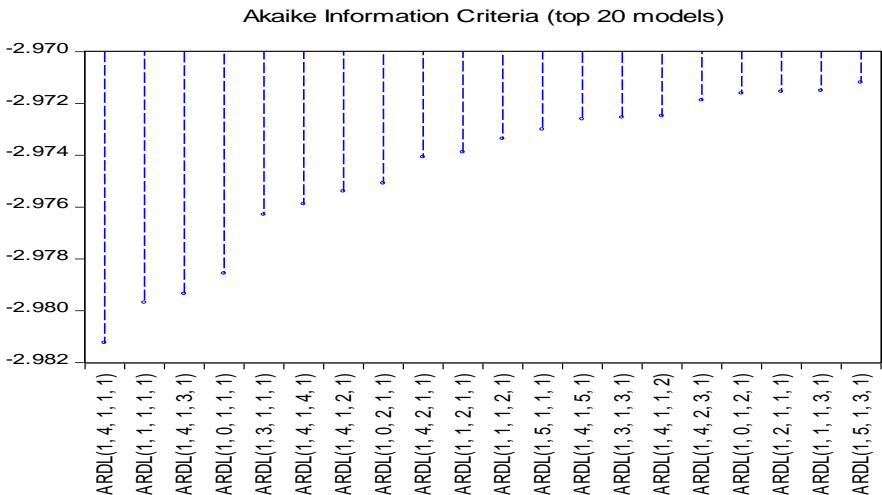
La méthodologie a d'abord consisté à tester la stationnarité des variables afin de vérifier leur caractère stochastique ou déterministe. Le test de Phillips-Perron a été utilisé et les résultats sont compilés dans le tableau suivant :

Tableau I : Résultats des tests de stationnarité de Phillips-Perron à 5%

		PP à 5%						Décision
		En niveau			En différence première			
		val calc	val crit	prob	val calc	val crit	prob	
lbn	const & trend	-4.653224	-3.429745	0.0011				I(0)
ldetin	const & trend	-1.937336	-3.429745	0.6316	-17.80259	-3.429834	0.0000	I(1)
ldetex	const & trend	-1.962323	-3.429745	0.6182	-13.58684	-3.429834	0.0000	I(1)
lres	const & trend	-1.253637	-3.429745	0.8961	-16.25435	-3.429834	0.0000	I(1)
lipc	const & trend	-1.681056	-3.429745	0.7567	-15.03414	-3.429834	0.0000	I(1)

Source: Auteurs sur base des résultats du logiciel Eviews.

Les résultats récapitulés dans ce tableau montrent que seule la base monétaire est stationnaire en niveau. Les autres variables sont intégrées d'ordre I. Cela a conduit à l'estimation du modèle Autoregressive Distributed Lag (ARDL). Selon le critère d'information d'Akaike, le meilleur modèle offrant une petite valeur est (I, 4, I, I, I) parmi une vingtaine de modèles concurrents comme présenté ci-dessous.



La seconde étape a consisté à tester la cointégration entre les variables à l'aide du *Bound Test to cointegration* de Pesaran et al. (2000). Ce test est utilisé lorsque l'on dispose de plusieurs variables intégrées d'ordre différents (I(0) et I(1)). La démarche de ce test a consisté à comparer les valeurs critiques (bornes) simulées pour plusieurs cas et différents seuils.

Quant aux valeurs critiques, la borne supérieure reprend les valeurs pour lesquelles les variables sont intégrées d'ordre I (I(1)) alors que la borne inférieure reprend les variables stationnaires (I(0)).

Lorsque la statistique de Fisher calculée est supérieure à la borne supérieure du seuil considéré, la relation de cointégration est confirmée et ne concerne que les variables intégrées d'ordre I. Lorsque la statistique de Fisher calculée est inférieure à la borne inférieure, il n'y a pas de relation de cointégration. Si la statistique de Fisher calculée se situe entre les deux bornes, on ne peut pas conclure à l'existence ou non de la cointégration. Les résultats de ce test sont les suivants :

Tableau 2 : Résultats du test de cointégration

Test Statistic	Value	k
F-Statistic	11.91667	4
Critical value Bounds		
Significance	I0 Bound	II Bound
10%	2.45	3.52
5%	2.86	4.01
2.5%	3.25	4.49
1%	3.74	5.06

Source: Auteurs sur base des résultats du logiciel Eviews.

Les résultats de ce test montrent que la statistique de Fischer (F-Stat = 11.92) est supérieure à la borne supérieure pour les seuils de significativité de 1%, 2.5%, 5% et 10%. Ceci a permis d'affirmer l'existence de la relation de long terme entre les variables intégrées d'ordre 1 (ldetin, ldetex, lres et lipc). La variable dépendante (lbm) stationnaire en niveau, n'est pas concernée par l'existence de la relation de long terme avec les autres variables. Les résultats de l'estimation du modèle ARDL dont le tableau intégral se trouve en annexe 2 sont les suivants :

Variables	Court terme	Long terme
D(LDETIN)	0.365230*	-
D(LDETIN(-1))	0.054629	-
D(LDETIN(-2))	0.097973	-
D(LDETIN(-3))	-0.12587	-
LDETIN	-	0.546720*
D(LDETEX)	-0.104868*	-
LDETEX	-	0.030754
D(LRES)	0.148488*	-
LRES	-	0.121446*
D(LIPC)	-0.997057*	-
LIPC	-	0.152762**
C	1.029724*	-
Coint Eq(-1)	-0.392993*	-

*Elasticité significative à 5% ; **Elasticité significative à 10%.

Source Calculs des auteurs sur base du logiciel Eviews

Les résultats du tableau précédent montrent que la dette intérieure exerce des effets significatifs sur la base monétaire. A court terme, les deux variables ont une relation positive où à une augmentation de 1,0% de la dette intérieure correspond un accroissement de 0,36% de

la base monétaire. A long terme, cette élasticité s'accroît où, à une augmentation de 1,0% de la dette intérieure correspond une augmentation de 0,54% de la base monétaire. Cependant, l'influence de la dette extérieure sur la base monétaire n'est significative qu'à court terme uniquement avec une relation négative. Ainsi, à une augmentation de 1% de la dette extérieure, la base monétaire répond par une diminution de 0,1%.

Les résultats montrent également une relation positive entre les réserves de change brutes et la base monétaire à court et long terme. La base monétaire répond par une variation positive de 0,15% à court terme et 0,12% à long terme suite à un accroissement de 1,0% des réserves de change brutes.

Quant à l'IPC, il affiche une relation négative et significative avec la base monétaire à court terme. Cette relation devient positive et significative à long terme. Si l'IPC varie de 1,0%, la base monétaire varie de 0,99% dans le sens contraire à court terme alors que cette variation devient de 0,15% dans le même sens à long terme.

Le terme $CointEq$ (-1) représente la force de rappel indiquant l'ajustement vers l'équilibre de long terme. Son coefficient est négatif (-0.392993) et significatif ($prob=0.000$), ce qui valide le mécanisme à correction d'erreur. Avec cette vitesse d'ajustement, un choc sur la base monétaire pourra être corrigé au bout de deux mois et demi.

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 3) qui a attesté la non-autocorrélation ; du test de normalité (annexe 4) qui a prouvé que la série du résidu est normalement distribuée ; du test

d'hétéroscédasticité (annexe 5) qui affiche que les erreurs sont homoscedastiques ; le test de Ramsey (annexe 6) pour s'assurer que le modèle a été bien spécifié ce qui a été confirmé ; ainsi que les tests de stabilité du modèle (annexe 7).

Conclusion et implications de politique

L'objectif de ce papier est d'analyser l'incidence de la dette publique sur la conduite de la politique monétaire au Burundi. Il revient à étudier les effets de la dette publique prise sous ses deux composantes à savoir la dette intérieure et la dette extérieure sur la base monétaire.

L'étude a porté sur des données à fréquence mensuelle sur la période allant de janvier 2000 à décembre 2018. La dette publique a connu une baisse significative en 2009 avec l'IADM. Elle a néanmoins commencé à augmenter à grande allure à partir de 2015. L'analyse descriptive a également montré qu'avec la période de croissance de la dette publique, la base monétaire et la masse monétaire ont aussi augmenté, alimentées notamment par les avoirs intérieurs sous forme de financement à l'Etat et aux banques alors que les avoirs extérieurs subissent une baisse. Le solde courant de la balance des paiements s'est dégradé davantage alors que les taux d'intérêt du marché monétaire affiche une certaine rigidité.

Les résultats empiriques à base du modèle ARDL ont montré que la dette intérieure influence positivement, à court et long terme, l'indicateur de politique monétaire qu'est la base monétaire. Cela revient à dire qu'une partie de la dette intérieure serait monétisée à travers les avances et le refinancement aux banques. La dette extérieure influence négativement la base monétaire à court terme. Cela serait lié au fait que, quand le déficit budgétaire est financé par l'endettement extérieur, les autorités monétaires sont amenées à réduire ou limiter la création monétaire et leurs interventions de financement du budget de l'Etat. A long terme, la dette extérieure n'a pas produit d'effets significatifs sur la base monétaire. En effet, la création monétaire pouvant résulter de la dette extérieure est stérilisée par la vente des

devises sur le marché interbancaire, annulant ainsi ses effets escomptés.

Les réserves de change brutes présentent des effets positifs aussi bien à court qu'à long terme. L'accumulation de réserves de change constitue un facteur expansif de liquidité et une contrepartie intégrante de la base monétaire. Leur injection dans l'économie locale sous forme de dépenses publiques requiert un équivalent en monnaie locale via le change sur le marché monétaire.

A court terme, l'évolution de la base monétaire en sens contraire de l'IPC peut se justifier par la réaction attendue de la Banque Centrale consistant en une politique monétaire restrictive en réponse à une augmentation du niveau générale des prix. Toutefois, la Banque Centrale peut relâcher la restriction monétaire pour notamment stimuler la croissance, d'où la relation positive observée dans le long terme.

En termes d'implications de politique, étant donné que la coexistence des déficits jumeaux (budgétaire et extérieur) constitue un handicap à l'économie. Ce défi peut être corrigé par une coordination de politiques budgétaire et monétaire afin de rétablir prioritairement l'équilibre intérieur. Cela passerait par la réallocation des dépenses publiques dans les secteurs productifs afin de bâtir et élargir l'espace budgétaire en vue de réduire à long terme son déficit. Une stimulation de la production exportable serait aussi à promouvoir afin de générer des réserves de change en baisse et rétablir ainsi l'équilibre extérieur. Le renforcement de l'indépendance opérationnelle de la banque centrale éviterait également d'éventuels conflits entre les objectifs des politiques monétaire et budgétaire.

BIBLIOGRAPHIE

Arthur P. (1986), « *Les dépenses publiques et leur mode de financement en économie ouverte à Banque de France, changes flexibles* », Annales d'Economie et Statistique, pp 119-140 ;

Bruno, V. et Shin, H. S. (2015), « *Cross-border banking and global liquidity* », Review of Economic Studies, vol. 82, n° 2, pp. 535–64.

Christensen B.V et Schanz (2018), « *Les banques centrales et la dette: des risques émergents pour l'efficacité de la politique monétaire en Afrique* », BIS papers, Département monétaire et économique.

Crettez B. et al, (1997), « *Dette publique et croissance endogène* », Revue économique n°6 vol 48.

Daniel J.M. (2018), « *Dette publique* », *Encyclopædia Universalis* [en ligne], consulté le 27 juin 2018. URL : <http://www.universalis.fr/encyclopedie/dette-publique/Government>
Finance Statistics Manual GFS de 2014, paragraphe 7.236

Deniau C, Fiori G. et Mathis A. (1989), « *Impact de la dette publique sur quelques variables macroéconomiques françaises* », Economie et prévision, pp 87-95 ;

Desquilbet, J.B (2007), « *Les contraintes de la politique monétaire libanaise (1993-2004) : endettement public, dollarisation et taux de change fixe* », L'Actualité Economique, Société Canadienne de Science Economique, vol. 83(2).

Faye I et Thiam D. (2015), « *Impacts de l'endettement public sur l'économie sénégalaise* », DPEE/DEPE, Document d'Etude N°32, Octobre ;

- Lane T. (2016)**, « *Politique monétaire et stabilité financière* », Banque du Canada.
- Mathis A. (1990)**, « *Endettement public et taux d'intérêt : Une étude empirique* », revue de l'OFC, pp. 121-136 ;
- Mundell R. et Fleming J.M. (1963)**, « *Exchange rate depreciation, financial policy and the domestic price level* »;
- Ndiritu Wagura S. (2019)**, « *Investigating fiscal and monetary policies coordination and public debt in Kenya : Evidence from regime switching and self-exciting threshold autoregressive models* », Economics Discussion Papers, No 2019-40, Kiel Institute for the World Economy.
- Normandin M. (2012)**, « *Déficits extérieur et budgétaire : jumeaux, petits cousins ou parfaits étrangers ?* », L'Actualité économique- Vol 87, Numéro 4, Décembre, 2011, p. 407-443 ;
- Noyer C. (2012)**, « *Dettes publiques, politique monétaire et stabilité financière* », Banque de France, revue de la stabilité financière N° 16 Avril;
- Paraponaris A. (1996)**, « *Dettes publiques et taux de change dans les pays du G7 sur les deux dernières décennies* », Économie & prévision, 123-124 pp. 67-96 ;
- Reinhart C. et Rogoff K. (2012)**, « *Un excès de dette publique handicape-t-il réellement la croissance ?* », revue de l'OFCE 2011/I(n°116) .
- Theret B. (2016)**, « *Dettes publiques et auto-répression monétaire des États* », / www.cadtm.org/Dette-publique-et-auto-repression.

Annexes

Annexe 1 : Tableau des statistiques descriptives

	LBM	LDETIN	LDETEX	LRES	LIPC
Mean	12.47861	13.27720	14.29794	12.92036	3.998534
Median	12.50364	13.28757	14.82363	13.00929	4.036275
Maximum	13.19517	14.39197	15.32741	13.56531	4.767289
Minimum	11.69894	12.39916	13.33822	11.66089	3.187287
Std. Dev.	0.357123	0.496144	0.793186	0.485617	0.503139
Skewness	-0.275998	0.213484	-0.046996	-0.778516	-0.038451
Kurtosis	2.416318	2.522889	1.088757	2.780751	1.564437
Jarque-Bera	6.131145	3.894397	34.78599	23.48795	19.63419
Probability	0.046627	0.142673	0.000000	0.000008	0.000055
Sum	2845.123	3027.203	3259.929	2945.843	911.6658
Sum Sq. Dev.	28.95085	55.87814	142.8156	53.53212	57.46481
Observations	228	228	228	228	228

Annexe 2 : Résultats de l'estimation du modèle ARDL

ARDL Cointegrating And Long Run Form

Original dep. variable: LBM

Selected Model: ARDL(1, 4, 1, 1, 1)

Date: 03/13/20 Time: 14:57

Sample: 2000M01 2018M12

Included observations: 224

Cointegrating Form

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LDETIN)	0.365230	0.080333	4.546478	0.0000
D(LDETIN(-1))	0.054629	0.072648	0.751963	0.4529
D(LDETIN(-2))	0.097973	0.072440	1.352463	0.1777
D(LDETIN(-3))	-0.125875	0.071993	-1.748430	0.0818

D(LDETEX)	-0.104868	0.045907	-2.284360	0.0233
D(LRES)	0.148488	0.043239	3.434127	0.0007
D(LIPC)	-0.997057	0.235302	-4.237359	0.0000
C	1.029724	0.131360	7.838971	0.0000
CointEq(-1)	-0.392993	0.050436	-7.791847	0.0000

$$\text{Cointeq} = \text{LBM} - (0.5467 * \text{LDETTIN} + 0.0308 * \text{LDETEX} + 0.1214 * \text{LRES} + 0.1528 * \text{LIPC})$$

Long Run Coefficients

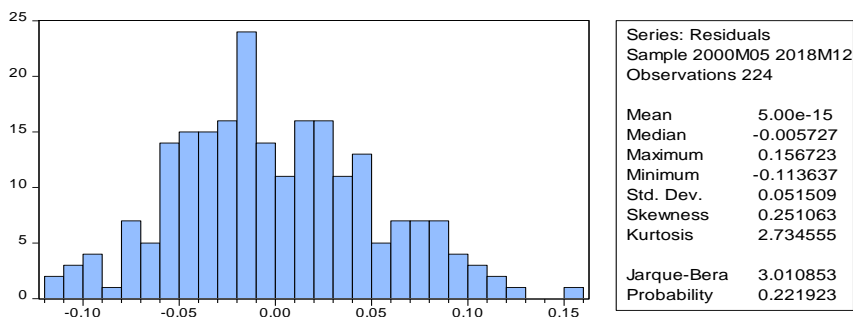
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LDETTIN	0.546720	0.058097	9.410439	0.0000
LDETEX	0.030754	0.031213	0.985294	0.3256
LRES	0.121446	0.022884	5.306909	0.0000
LIPC	0.152762	0.089778	1.701547	0.0903

Annexe 3 : Test d'autocorrélation

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.418730 Prob. F(2,206)	0.6584
Obs*R-squared	0.906950 Prob. Chi-Square(2)	0.6354

Annexe 4 : Test de normalité



Annexe 5 : Test d'hétéroscédasticité

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.521167 Prob. F(1,221)	0.4711
Obs*R-squared	0.524646 Prob. Chi-Square(1)	0.4689

Annexe 6: Test de spécification du modèle

Ramsey RESET Test

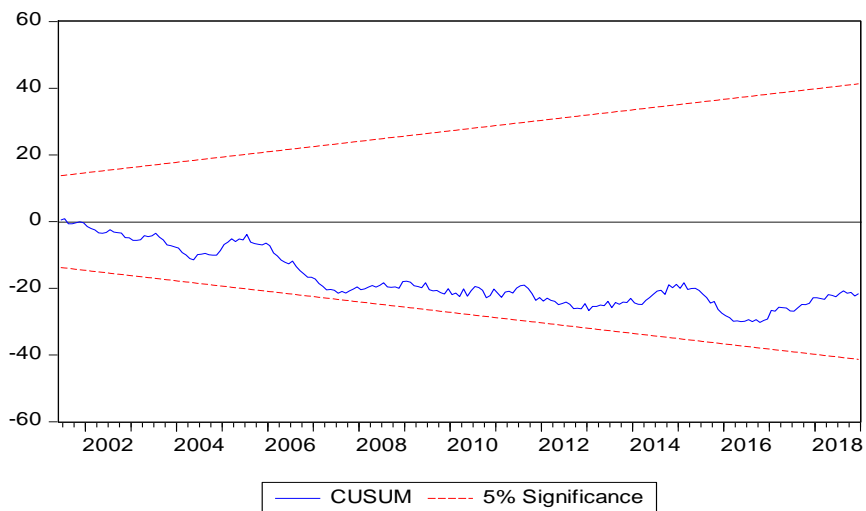
Equation: UNTITLED

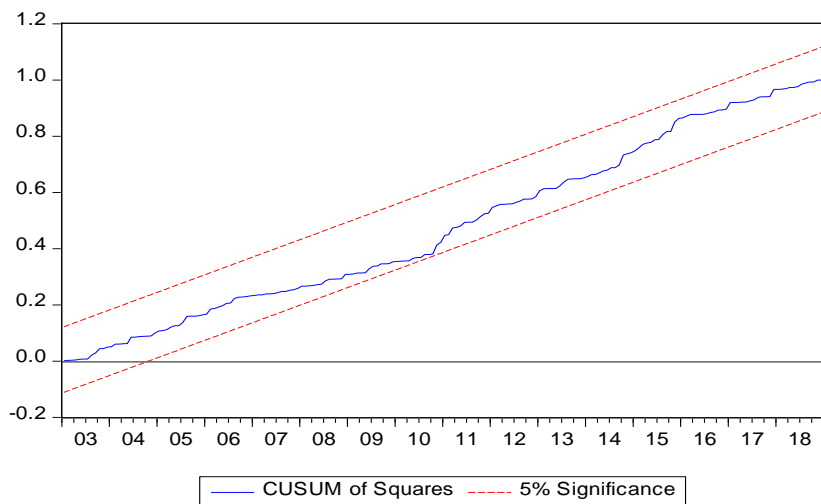
Specification: LBM LBM(-1) LDETIN LDETIN(-1) LDETIN(-2) LDETIN(-3)

LDETIN(-4) LDETEX LDETEX(-1) LRES LRES(-1) LIPC LIPC(-1) C

Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	0.361359	210	0.7182
F-statistic	0.130580	(1, 210)	0.7182

Annexe 7 : Tests de stabilité du modèle



Les déterminants du *spread* des taux d'intérêt bancaires au Burundi

Thierry KWIZERA*, Boniface KABONEKE**

Résumé

Le spread des taux d'intérêt bancaires est un indicateur principal qui renseigne sur le développement du système financier. En effet, un écart élevé entre le taux d'intérêt débiteur et le taux d'intérêt créditeur se traduit par l'inefficience de l'intermédiation bancaire car il décourage à la fois les épargnants et les investisseurs. Cela a des effets négatifs sur la croissance économique dans les pays où les entrepreneurs ayant besoin de financement font recours au crédit bancaire.

L'objectif de cette étude est de déterminer les facteurs explicatifs du spread des taux d'intérêt bancaires au Burundi, sur base des données mensuelles pour la période allant de janvier 2005 à avril 2019. Pour y parvenir, le test de cointégration de Pesaran & al (2001), utilisant le modèle ARDL qui permet à son tour de spécifier les relations stables à court et à long terme, a été effectué. Les résultats obtenus révèlent que le taux d'inflation, le total des dépôts bancaires et le taux de change parallèle sont les déterminants significatifs du spread des taux d'intérêt bancaires à long terme. A court terme, seul le taux de change parallèle a un effet significatif sur le spread avec un mois de retard.

* Economiste Chercheur, Service Recherche et Documentation à la Banque de la République du Burundi, E-Mail : tkwizera@brb.bi

** Chef de Service Opérations financières à la Banque de la République du Burundi, E-Mail : bkaboneke@brb.bi

L'étude suggère à la Banque Centrale d'intervenir régulièrement sur le marché de change en cas de variation importante du taux de change tout en poursuivant des politiques qui encouragent la concurrence entre les banques et améliorent l'efficacité du système financier.

Mots clés : *Ecart des taux d'intérêt, politique monétaire, ARDL coïntégration.*

JEL: *E43, E52, C22*

Abstract

The spread of the bank interest rates is a key indicator of the financial system development. Indeed, a high spread between the debit interest rate and the credit interest rate is a sign of bank intermediation inefficiency since it simultaneously discourages savers and investors. This situation has a negative impact on economic growth, where the bank is the main source of funds for investors.

The objective of this study is to determine the factors explaining the spread of bank interest rates in Burundi, using monthly data over the period from January 2005 to April 2019. To achieve this, the cointegration test Pesaran & al (2001), using ARDL model which in turn allows to specify stable relations in the short and long term, was used. The results show that the inflation rate, the total bank deposits and the parallel exchange rate are the most significant determinants of the spread in the long-term, while, in the short term, only the parallel exchange rate has an impact on the bank interest rates spread with one month lag. The study suggests to the Central Bank to regularly intervene in the foreign exchange market in case of high fluctuations of exchange rate while pursuing policies that encourage banks competitiveness and improve financial system efficiency.

Key words: Interest rates spread, monetary policy, ARDL cointegration.

JEL: E43, E52, C22

0. Introduction

Le système financier d'une économie représente l'ensemble des institutions, des instruments et des mécanismes par lesquels les agents à capacité de financement sont mis en relation avec les agents à besoin de financement (McKinnon, 1973). Le système financier stimule la croissance économique (Schumpeter, 1912) et la croissance est le moteur du développement du système financier (Robinson, 1952). McKinnon (1973) et Shaw (1973) font l'extension de l'argument de Goldsmith (1969). Ils soutiennent que le développement du système financier n'implique pas seulement un accroissement de la productivité du capital, mais aussi une hausse du taux de l'épargne, et par conséquent un volume d'investissement important. Cela traduit l'importance de l'intermédiation financière où la banque est l'intermédiaire financier par excellence à voir son aptitude à exercer cette activité.

L'intermédiation bancaire affecte le rendement de l'investissement à travers le taux débiteur et le rendement de l'épargne à travers le taux créditeur. La différence entre ces taux (le *spread*) est une variable financière clé, car elle indique le niveau d'efficacité de l'intermédiation financière (Fofack, 2016).

En effet, l'efficacité du système bancaire se traduit par un écart des taux d'intérêt bancaires faible. Cette situation stimule les épargnants et les investisseurs. Au contraire, le spread élevé des taux d'intérêt bancaires freine la croissance économique dans la mesure où cela décourage à la fois les épargnants et les investisseurs.

Les banques averses au risque fonctionnent avec un écart moins important que celui des banques neutres en matière de risque car l'aversion au risque augmente le taux d'intérêt optimal de la banque et réduit le montant de crédit. Le *spread* des taux peut en outre être influencé par les variables macroéconomiques, y compris les indicateurs de politique monétaire et fiscale (Emmanuelle, 2003).

Les pays développés ont un *spread* des taux d'intérêt plus bas que celui des pays en développement (Barajas et al., 1999). A titre d'exemple, en décembre 2018, le *spread* des taux d'intérêt bancaires était de 3,00% pour la France, de 2,80% pour la Belgique, et de 4,47% pour la zone euro¹³. Au cours de la même période, l'Ouganda a enregistré le *spread* de 9,94%¹⁴ alors que celui de la Tanzanie était de 9,22%.¹⁵

Comme dans d'autres pays en développement, le Burundi a connu une augmentation du *spread* des taux d'intérêt bancaires depuis janvier 2005, passant de 8,07% à 10,21% en avril 2019. Cette augmentation s'est accompagnée de la dépréciation de la monnaie nationale. Le taux de change officiel (USD/BIF) est passé de 1.135,41 en janvier 2005 à 1.831,10¹⁶ en mai 2019, soit une hausse de 61,27%, au moment où le taux de change parallèle (USD/BIF) est passé de 1.180,00 en janvier 2005 à 2.923,93¹⁷ en mai 2019, soit une hausse de 147,79%.

¹³ <https://www.euro-area-statistics.org/bank-interest-rates-deposits?cr=fr&lg=en&page=1&template=1>

¹⁴ Bank of Uganda (statistics).

¹⁵ Bank of Tanzania, Monthly Economic Review.

¹⁶ Bulletins mensuels de la BRB 2005 et 2019

¹⁷ BRB, Service Statistiques

Compte tenu des effets négatifs du spread des taux d'intérêt bancaires élevé dans l'économie, il s'avère nécessaire, en particulier pour l'autorité monétaire, de connaître les facteurs qui influencent le spread des taux d'intérêt bancaires afin de prendre des mesures visant à le réduire, et partant, à améliorer l'efficacité de l'intermédiation bancaire. Cela est d'autant plus important que le crédit bancaire est la principale source de financement pour les investisseurs suite à l'absence du marché des capitaux.

Ainsi, la présente étude a pour objet d'identifier les déterminants de la marge d'intermédiation bancaire qui se situe actuellement à deux chiffres au Burundi.

Sous l'hypothèse que les dépôts bancaires constituent l'un des déterminants du *spread* des taux d'intérêt bancaires, l'objet de cette étude est de déterminer, à l'aide d'un modèle ARDL, les paramètres qui ont des effets sur le *spread* des taux d'intérêt bancaires au Burundi.

Les résultats suggèrent que toutes les variables considérées ont un impact positif et significatif sur le *spread* des taux d'intérêt bancaires à l'exception du total des dépôts bancaires. Cet écart des taux est fortement influencé à court terme par les variations du taux de change et des dépôts bancaires. En effet, la transmission des variations du taux de change et des dépôts bancaires à l'écart des taux est directe et rapide.

Le présent papier est organisé en trois sections. La première présente la revue de la littérature sur le *spread*. La deuxième section traite de l'évolution des paramètres affectant le *spread* des taux d'intérêt bancaires au Burundi. La troisième et dernière section consiste en une

analyse empirique. Ce papier se termine par une conclusion générale ainsi que des suggestions.

I. Revue de la littérature

Les taux d'intérêt font partie des variables économiques qui affectent directement l'économie et influencent les choix des particuliers entre consommation et épargne. Les taux d'intérêt affectent aussi le choix d'investir ou d'épargner (Miskin, 2013). Lorsque la différence entre les taux d'intérêt est plus importante, cela pénalise les investisseurs et ralentit l'économie (Fofack, 2016). L'écart de taux est plus élevé dans les petites banques que dans les grandes car les taux d'intérêt, surtout débiteurs, y sont plus élevés que chez les grandes banques (Ho et Saunders, 1981). L'augmentation des dépôts entraîne une hausse des ressources des banques et leur permet d'octroyer des prêts à un taux raisonnable, ce qui conduit par conséquent à la diminution de l'écart des taux d'intérêt bancaires (Mankiw et Al., 2013).

Plusieurs études ont été faites sur les déterminants de l'écart des taux d'intérêt bancaires. Au Kenya, Elkayam (1996) a trouvé que, dans un environnement concurrentiel du système bancaire, l'écart des taux d'intérêt provient uniquement des variables de la banque centrale (y compris les prêts à l'escompte, les réserves obligatoires et les intérêts sur les liquidités en dépôt auprès de la banque centrale), tandis que, sous une structure monopolistique (ou oligopolistique), l'écart des taux d'intérêt est affecté par les élasticités de la demande de crédit et des dépôts. En outre, s'agissant de la politique monétaire, Elkayam (1996) a constaté qu'une augmentation de la masse monétaire sous demande élastique réduit l'écart plus dans un monopole que sur un marché concurrentiel.

Nakane et al. (2002) ont utilisé les données de panel pour montrer les principaux déterminants des écarts des taux d'intérêt bancaires au Brésil. Ils ont testé les facteurs macroéconomiques et microéconomiques les plus pertinents pour étudier le comportement de ces taux. Une approche en deux étapes, inspirée par Ho et Saunders (1981), a été utilisée pour mesurer la pertinence relative des éléments microéconomiques (indicateurs de type CAMELS) et macroéconomiques (le taux d'inflation, la prime de risque, l'activité économique et les réserves obligatoires). Les résultats ont montré que les variables macroéconomiques sont les facteurs les plus pertinents pour expliquer le comportement du spread des taux d'intérêt bancaires au Brésil.

En Bulgarie, Peshev (2015) a fait une analyse sur les facteurs qui influencent l'écart des taux d'intérêt des banques. La méthode en deux étapes d'Engle-Granger (1987) et l'approche de test des limites de Pesaran et al (1999 et 2001) ont été utilisées. Sur des données trimestrielles T1.2004-T3.2014, les résultats ont révélé que la dynamique des écarts des taux d'intérêt est influencée à long terme par des facteurs tels que l'activité économique, la concentration du marché, la propriété étrangère, les engagements extérieurs, les marges bénéficiaires, le ratio prêts/actifs, le ratio prêts/dépôts, les prix de l'immobilier, l'inflation, les taux de prêts interbancaires et les cours des actions. A court terme, les écarts des taux d'intérêt sont influencés par le rapport prêts / dépôts, la propriété étrangère, le chômage et la concentration du marché.

Fofack (2016) a étudié les causes de l'écart élevé entre le taux débiteur et le taux créditeur, malgré les réformes observées dans les années 80 et 90 en faveur de l'approfondissement financier, dans les pays

membres de la Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale (CEMAC). A partir des données nationales de 2000 à 2010, il a utilisé la régression en deux étapes proposée par Ho et Saunders (1981). D'une part, l'étude s'est focalisée sur les entrées de capitaux et la dotation en ressources naturelles. D'autre part, l'étude a pris en compte le cadre juridique et institutionnel des pays de l'échantillon et le niveau de liquidité de leurs systèmes bancaires. Les résultats ont montré que parmi les caractéristiques spécifiques à la banque, l'actif bancaire, les créances douteuses et le volume de crédit déterminent de manière significative l'écart de taux observé. En ce qui concerne les caractéristiques macroéconomiques, les loyers du pétrole, les investissements directs étrangers (IDE) et la croissance du produit intérieur brut (PIB) réel ont une incidence considérable sur l'écart des taux bancaires. Parallèlement, la stabilité politique, la corruption, l'efficacité des pouvoirs publics, la qualité de la réglementation et la concentration des banques sur le marché des dépôts sont les déterminants institutionnels importants de l'écart des taux d'intérêt dans les pays de la CEMAC.

Eita (2012) a examiné les déterminants de l'écart des taux d'intérêt bancaires en Namibie pour la période de 1996 à 2010. En utilisant le modèle VAR (Vecteur Autorégressif), les résultats ont montré que l'écart des taux d'intérêt est déterminé par le taux des bons du Trésor, le taux d'inflation, la taille de l'économie, l'approfondissement financier, le taux d'escompte et la volatilité du taux de change. Le taux des bons du Trésor, le taux d'inflation et le taux d'escompte entraînent une augmentation de l'écart des taux d'intérêt, tandis que la taille de l'économie et l'approfondissement financier sont associés à une diminution de l'écart de taux d'intérêt. Une augmentation du coût des transactions entraîne également une hausse de l'écart des taux

d'intérêt. Par contre, ce dernier peut être réduit par l'augmentation de la taille de l'économie, et une forte concurrence interbancaire.

Amoako et al. (2014) ont évalué l'influence des variables macroéconomiques (le taux d'inflation, le taux des bons du Trésor, total des dépôts et l'effet d'éviction) sur l'écart des taux d'intérêt. A partir des données macroéconomiques du Ghana, ils ont utilisé le modèle à correction d'erreur pour déterminer la relation à court et à long terme. Les résultats ont montré qu'il existe une relation à court et à long terme entre ces variables macroéconomiques et l'écart de taux d'intérêt. Il ressort également de cette étude la recommandation de maintenir les emprunts publics, les taux d'intérêt et le taux d'inflation à un niveau bas tout en poursuivant des politiques qui maximisent l'épargne.

Tennant et Al. (2008) ont analysé les déterminants des écarts entre les taux de rémunération des dépôts et ceux appliqués aux crédits des banques dans les pays d'Afrique subsaharienne. En utilisant une technique d'estimation dynamique par des données de panel qui couvrent 33 pays, ils ont constaté que les différentes variables macroéconomiques et de marché jouent un rôle important dans l'explication des variations de l'écart des taux d'intérêt dans la région. Les résultats ont montré que les déficits du secteur public, le taux d'actualisation, le taux d'inflation, la masse monétaire, les réserves obligatoires, le niveau de développement économique et la taille de la population sont des déterminants importants des écarts des taux d'intérêt.

Au Pakistan, Siddiqui (2012) a utilisé des modèles de données de panel pour examiner les déterminants de la dispersion des taux d'intérêt des 14 sur 22 banques commerciales, pour la période de

2000 à 2008. Les résultats ont révélé que les coûts administratifs, les prêts improductifs et le rendement élevé des actifs entraînent une augmentation significative de l'écart des taux d'intérêt. Il a ajouté que les mêmes résultats ont été également trouvés par Doliente (2003), Claeys et Vennet (2004) et Idrees (2007) dans la recherche des facteurs affectant la marge d'intérêt. En outre, les résultats confirment les conclusions de Horvath (2009) selon lesquelles la structure bancaire la plus efficace persiste et se maintient avec des marges d'intérêt minimales possibles dans un environnement concurrentiel d'économie de marché. Une inefficacité institutionnelle du système financier du pays peut entraîner une forte dispersion des taux d'intérêt.

De cette littérature, l'on conclut que l'écart des taux d'intérêt est généralement déterminé par des variables macroéconomiques. Les réserves obligatoires, le taux d'inflation, le taux des bons du Trésor et le taux de change influencent positivement l'écart des taux d'intérêt. Les dépôts bancaires et la masse monétaire affectent négativement l'écart des taux bancaires.

II. Bref aperçu de la réforme monétaire au Burundi

L'objectif principal de la Banque de la République du Burundi (BRB) est de veiller à la stabilité des prix¹⁸. Pour atteindre cet objectif, elle définit la politique monétaire¹⁹ et en détermine les instruments.

¹⁸ Loi n°1/34 du 02 décembre 2008 portant Statuts de la BRB, p. 3.

¹⁹ La politique monétaire est l'ensemble des interventions des autorités monétaires s'appliquant à la liquidité de l'économie en vue de contribuer, par l'utilisation des techniques ou instruments monétaires, à la réalisation des objectifs de la politique économique (Pariente, 1973)

Depuis sa création jusqu'à la fin des années 1980, la BRB a utilisé les instruments directs de régulation monétaire. A partir de l'année 1986, la BRB a commencé à introduire progressivement les instruments indirects de politique monétaire dans le cadre de la mise en œuvre du Programme d'Ajustement Structurel (PAS) qui prônait, entre autres, la libéralisation financière.

II.I. Politique de gestion directe de liquidité

Avant les réformes adoptées dans le cadre du PAS, la politique monétaire reposait sur l'encadrement du crédit et sur la réglementation des taux d'intérêt. L'encadrement du crédit consiste à fixer des normes de progression des crédits et leurs plafonds par secteurs d'activités. Les mécanismes du marché ne jouaient aucun rôle dans l'allocation des ressources financières et la mobilisation de l'épargne. C'est la Banque Centrale (BRB) qui déterminait le volume des crédits à travers des mécanismes d'accords préalables²⁰, et par conséquent, celui de la masse monétaire.

La réglementation des taux d'intérêt consiste à fixer les taux d'intérêt créditeurs planchers et débiteurs plafonds appliqués par les banques commerciales et les établissements financiers. La fixation des plafonds implique celle des marges²¹ d'intermédiation bancaire (le spread).

²⁰ Lettre DI/081/86 du 31 juillet 1986 de la BRB adressée aux banques et autres institutions financières portant réglementation des opérations de crédit.

²¹ Des taux d'intérêt créditeurs minima en fonction de la nature de l'épargne, de sa durée (les dépôts à vue jusqu'à 100.000 BIF n'étaient pas rémunérés) ; le barème des taux d'intérêt débiteurs maxima à appliquer aux crédits en fonction de la durée, du secteur d'activité et selon qu'il est productif ou à faible intérêt économique. Le barème était différent pour les banques commerciales et les établissements de crédit : taux de refinancement sélectif (10 taux au total).

II.2. Système indirect de régulation monétaire

L'adoption du PAS, au début du second semestre 1986, visait globalement à corriger les déséquilibres macro-économiques et à libéraliser le secteur financier. Dans ce sens, la réforme intervenue en matière monétaire consistait à libéraliser la distribution du crédit par la suppression des autorisations préalables par la BRB, la détermination des taux d'intérêt (créditeurs et débiteurs), la modification des modalités d'intervention de la Banque Centrale sur le marché monétaire et le renforcement de la supervision bancaire.

A partir du mois d'août 1989, les banques commerciales et les établissements financiers fixent librement les taux créditeurs et débiteurs.

La mise en œuvre des réformes du PAS s'est arrêtée à partir de 1993 jusqu'en 2004 suite à la crise socio-économique que le Burundi a connu au cours de cette période. Les réformes monétaires ont été reprises à partir de 2005 avec la mise en place d'un système des appels d'offres de liquidité²² pour contrôler indirectement l'évolution de la masse monétaire, comme nouvel instrument de refinancement des banques.

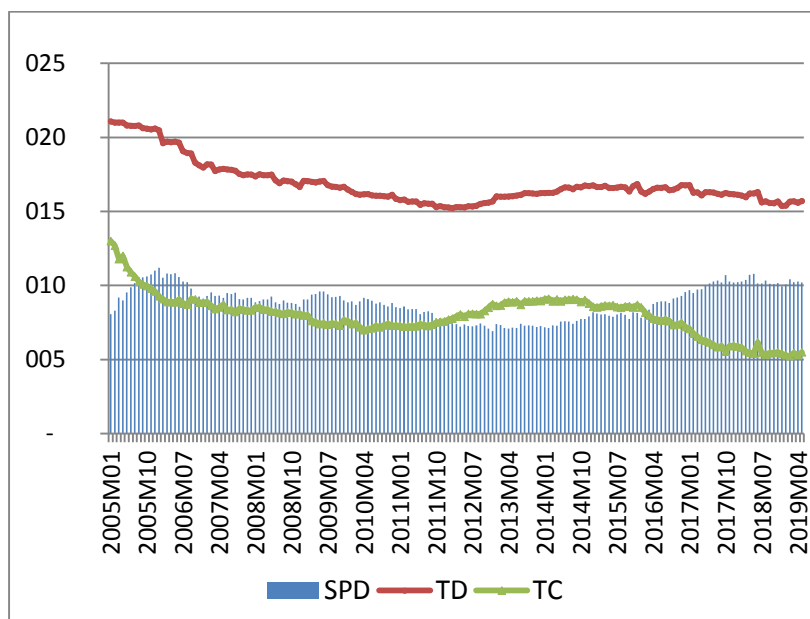
II.3. Evolution du *spread* des taux d'intérêt bancaires et de ses déterminants au Burundi

Ce point a pour objectif d'analyser les facteurs économiques qui peuvent influencer le *spread*. En effet, le Burundi a connu une importante augmentation du *spread* des taux d'intérêt bancaires, en

²² Circulaire de la BRB du 06 avril 2005, portant réglementation des appels d'offres de liquidité

particulier depuis la libéralisation de la détermination des taux d'intérêt (débiteurs et créditeurs) applicables aux opérations bancaires, le 03 août 1989²³. Il est passé, en moyenne annuelle, de 2,3% en 1975 à 4,3% en 1988 (avant la libéralisation), et de 5,0% en 1989 à 9,1% en 2000. Dès lors, le spread des taux a connu une légère diminution jusqu'à 8,0% en 2004, avant de rebondir à partir de 2005 (9,8%), atteignant 10,2% au mois d'avril 2019.

Graphique I : Evolution du spread des taux d'intérêt bancaires (en %)



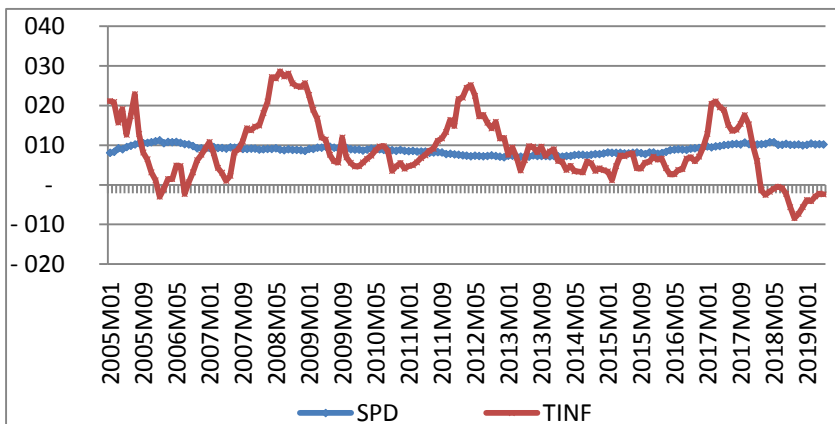
Source: Auteurs sur base des données des bulletins mensuels de la BRB, de 2005-2019

²³ Lettre de la BRB aux banques et autres institutions financières, n° SC/463/GS/BN du 3 août 1989.

Sur la période considérée, l'écart (*spread*) important entre les taux débiteurs et créditeurs se remarque à partir de l'année 2015, passant de 7,91% en décembre 2014 à 10,27% en avril 2019. L'année 2015 correspond au début de la crise socio-politique qui a eu un impact négatif sur les activités économiques, et partant sur le remboursement des crédits, augmentant ainsi le risque de défaut des investisseurs. Cette situation a maintenu le taux débiteur à un niveau élevé alors que le taux créditeur a baissé. La diminution du taux créditeur serait due à l'accroissement des dépôts du public dans les banques, résultant de la baisse des activités d'investissement suite à la crise.

Sur base de la littérature sur le sujet, les variables retenues pour cette analyse, pouvant expliquer le *spread*, sont notamment le taux d'inflation (TINF), le taux d'intérêt sur la facilité de prêt marginal (FPM), les dépôts bancaires (DB), les crédits en souffrance (CF) et le taux de change parallèle (TCHP).

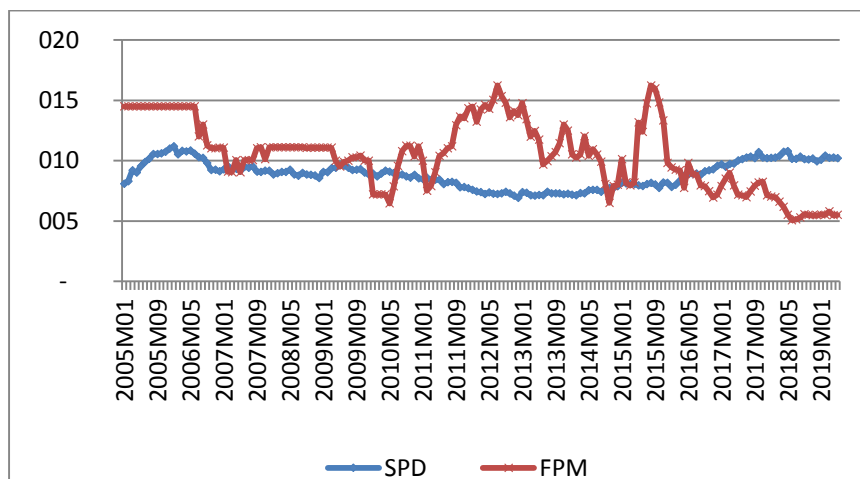
Graphique 2 : Evolution du *spread* et du taux d'inflation (en %)



Source: Auteurs sur base des données des bulletins mensuels de la BRB, de 2005-2019

L'analyse de ce graphique montre que le taux d'inflation évolue en dents de scie, avec une forte hausse en juin 2008 (28,62%), en avril 2012 (25,17%) et en mars 2017 (21,07%), ainsi qu'une déflation observée en janvier 2006 (-2,98%), en juillet 2006 (-2,31%) et de février 2018 (-1,30%) jusqu'en avril 2019 (-2,20%). Par contre, le *spread* suit une tendance relativement stable sur toute la période sous revue.

Graphique 3 : Evolution du *spread* et du taux de facilité de prêt marginal (en %)

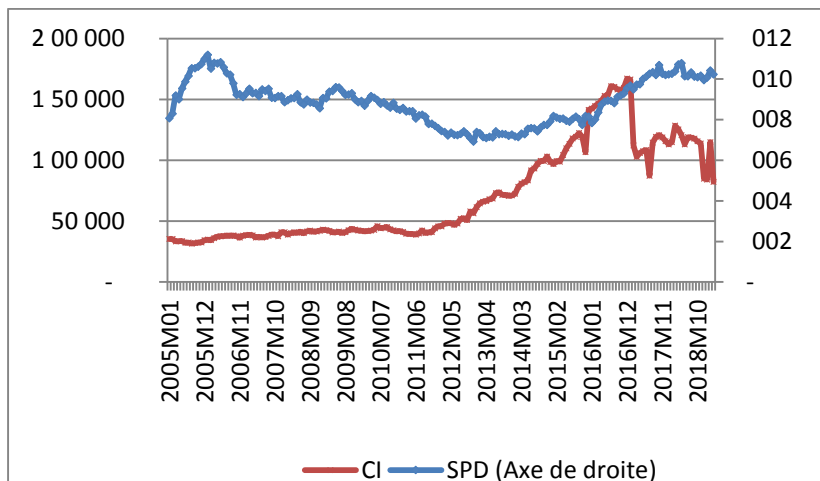


Source: Auteurs sur base des données des bulletins mensuels de la BRB, de 2005-2019

Les deux variables semblent évoluer dans le même sens de 2005 à 2011 et dans le sens opposé de 2011 à 2019. En effet, le taux de facilité est passé de 14,50% en décembre 2005 à 7,50% en février 2011, tandis que le spread était de 11,00% et 7,50% pour la même période. Par la suite, le taux de facilité a progressé et a atteint 16,24%

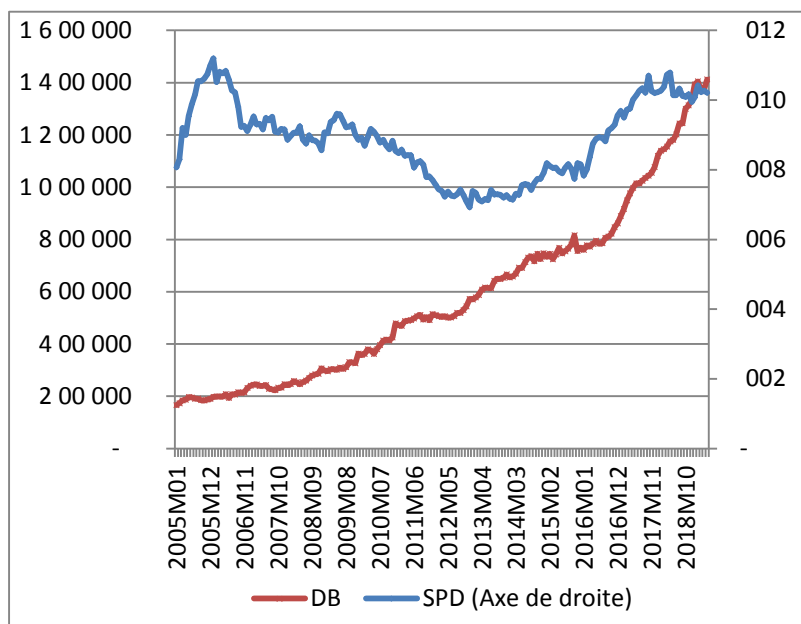
en juillet 2012 avant de chuter jusqu'à 5,48% en avril 2019 alors qu'à la même période, le spread est passé de 7,24% à 10,27%.

Graphique 4 : Evolution du *spread* (en %) et des créances impayées (en millions de BIF)



Source : Auteurs sur base des données des bulletins mensuels de la BRB, de 2005-2019

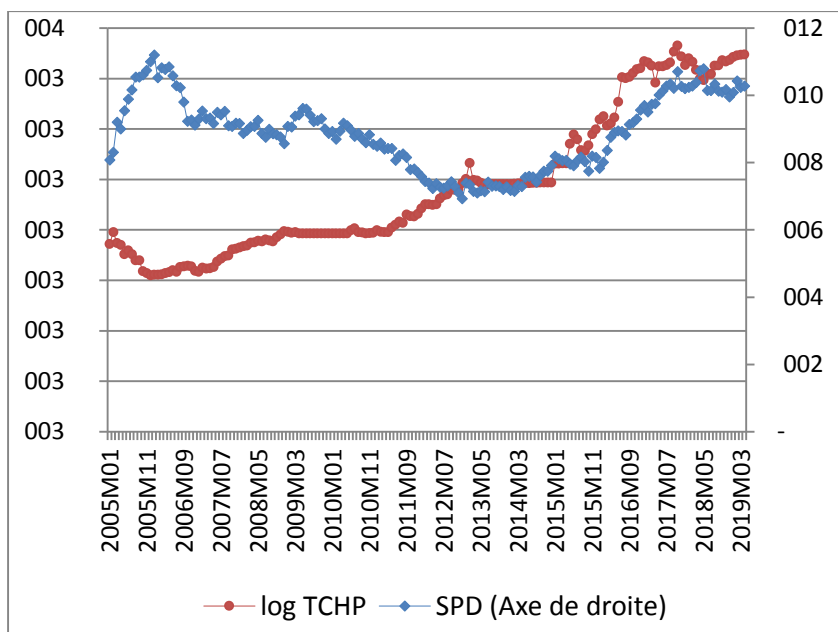
L'analyse de ce graphique montre que les créances impayées semblent avoir un effet négatif, de 2005 à 2013, sur le *spread*. En effet, pendant la période où le volume de ces créances a légèrement augmenté, le *spread* a baissé pour la même période. Dès lors, les créances impayées ont commencé à augmenter de façon significative pour atteindre un pic en décembre 2016 (167,1Milliards). Le *spread* a suivi le même mouvement et a atteint 10,27% en avril 2019.

Graphique 5 : Evolution du *spread* et des dépôts bancaires

Source : Auteurs sur base des données des bulletins mensuels de la BRB, de 2005-2019

L'analyse graphique montre qu'il existe une relation négative entre le *spread* des taux d'intérêt bancaires et le total des dépôts bancaires de 2006 à 2014. En effet, les dépôts bancaires ont continué à augmenter au cours de la période sous étude, passant de 165,5 à 1.374,2 Milliards BIF de janvier 2005 à avril 2019, alors que le *spread* des taux d'intérêt bancaires s'est rétréci de janvier 2006 (11,20%) à décembre 2012 (6,92%), avant de s'élargir à partir de 2014, passant de 7,17% en janvier 2014 à 10,27% en avril 2019.

Graphique 6 : Evolution du spread et du taux de change parallèle



Source : Auteurs sur base des données du Service de la Statistique de la BRB

Il s'observe une corrélation négative entre le spread et le taux de change du marché parallèle (BIF/USD) à partir de janvier 2005 jusqu'au mois de décembre 2012, passant respectivement de 8,07 à 6,92%, et de 1.180,00 à 1.514,48. Par la suite, les deux variables affichent une tendance ascendante jusqu'à la fin de la période sous étude. En effet, le spread est passé de 7,16% en mai 2013 à 10,27% en avril 2019, tandis que le taux de change parallèle a été de 1.558,64 et de 2.800,60 respectivement.

III. Analyse empirique

III.I. Spécification du modèle et variables retenues

L'objectif principal de cette étude est d'examiner les déterminants de l'écart des taux d'intérêt dans le secteur bancaire Burundais. Le modèle utilisé dans cette étude s'inspire de ceux de Tennant et Folawewo (2008) et de Nampewo (2013) modifié, où ils ont calculé l'écart des taux d'intérêt en faisant la différence entre les taux d'emprunt et les taux sur les dépôts.

- **Variable dépendante**
 - **Spread de taux d'intérêt (SPD)**

Cette variable correspond à la différence entre le taux d'intérêt moyen gagné sur les prêts et le taux d'intérêt moyen payé sur les dépôts des clients des banques commerciales (Sologoub, 2006). L'écart des taux d'intérêt du secteur bancaire est calculé comme suit :

$$SPD = \text{Taux débiteur moyen des banques commerciales} - \text{Taux créateur moyen des banques commerciales}$$

- **Variables indépendantes**
 - **Taux d'inflation (TINF)**

Cette variable est généralement considérée comme un indicateur du coût des affaires dans une économie. Un taux d'inflation plus élevé devrait conduire à un taux de prêt plus élevé. On s'attend donc à ce

que le taux d'inflation soit positivement corrélé avec le spread des taux bancaires, en particulier dans un pays en développement où l'inflation est élevée et variable (Chirwa et Mlachila, 2004).

➤ **Taux d'intérêt de facilité de prêt marginal (FPM).**

Cette variable est considérée comme un indicateur de la politique de taux d'intérêt menée par la Banque Centrale et un repère pour les taux appliqués par les banques commerciales. La diminution de ce taux entraîne une baisse du taux débiteur appliqué par les banques commerciales, d'où un écart de taux d'intérêt plus faible dans le secteur bancaire, et inversement (MISHKIN, 1993). A partir de ce phénomène, on s'attend à ce que le coefficient du taux de facilité marginal soit positif.

➤ **Taux de change parallèle (TCHP)**

Le Burundi dispose d'un régime de change flottant administré. De par ce régime, les autorités monétaires peuvent occasionnellement intervenir sur le marché des changes afin d'éviter une dépréciation ou appréciation considérée comme excessive de la monnaie nationale suite à des variations de l'offre ou de la demande de devises. En plus, la Banque Centrale ne finance que l'importation des produits « stratégiques », ce qui implique que le financement des importations par la BRB est trop faible. Cela s'explique par le fait que la Banque Centrale a financé 3.81% des importations²⁴ en 2018. Dans ce cas, les banques commerciales, ayant des engagements extérieurs, s'approvisionnent en devises ailleurs²⁵ à un taux largement supérieur à

²⁴ BRB, Service Gestion des Réserves et Salle de Marché

²⁵ Notamment auprès des bureaux de change, marché parallèle

celui de la Banque Centrale. De ce fait, pour couvrir les effets de la dépréciation et honorer leurs engagements extérieurs, elles vont agir en augmentant les taux débiteurs. On s'attend donc à ce que le coefficient associé soit positif.

➤ **Total des dépôts bancaires (TDB)**

Les banques collectent les dépôts, gèrent les moyens de paiement du public et accordent des crédits aux entreprises et aux particuliers. Cela veut dire que le volume total des dépôts mobilisés par le secteur bancaire détermine dans une large mesure l'offre de fonds prêtables. Une augmentation des dépôts devrait accroître l'offre de fonds prêtables et entraîner une réduction des taux débiteurs.

Par conséquent, quel que soit le niveau des taux d'intérêt sur les dépôts, les écarts de taux d'intérêt devraient diminuer lorsque le total des dépôts augmente (conséquence d'une réduction des taux débiteurs). On s'attend donc à ce que le total des dépôts bancaires soit négativement corrélé à l'écart de taux d'intérêt.

➤ **Crédits en souffrance (CF) ou créances impayées**

Les crédits en souffrance sont des crédits ayant un caractère non recouvrable, c'est-à-dire «les risques sur des contreparties dont l'incapacité d'honorer leurs engagements a été établie ou est quasi certaine». Cela signifie que les parties engagées dans une transaction détiennent des quantités d'information différentes lors de la conclusion du contrat (asymétrie d'information). Les banques cherchent donc à couvrir les pertes ou réduire le risque en augmentant le taux débiteur, ce qui augmente l'écart des taux. On s'attend donc à ce que les CF soient positivement corrélés à l'écart de taux d'intérêt.

➤ Terme de l'erreur

Il est désigné par ε_t . Il représente les variables qui peuvent expliquer le modèle mais qui n'ont pas été tenues en compte par le modélisateur dans la spécification du modèle.

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

$$spd_t = f(tinf_t, fpm_t, tdb_t, cf_t, tchp_t, \varepsilon_t)$$

Le modèle est donc spécifié comme suit :

$$spd_t = \beta_0 + \beta_1 tinf_t + \beta_2 fpm_t + \beta_3 ltdb_t + \beta_4 lcf_t + \beta_5 ltchp_t + \varepsilon_t$$

Où :

spd_t = l'écart des taux d'intérêt bancaire moyen ; $tinf_t$ = le taux d'inflation ; fpm_t = le taux de facilité de prêt marginal ; $ltdb_t$ = le logarithme du total des dépôts bancaires, lcf_t = le logarithme des crédits en souffrance ; $ltchp_t$ = le logarithme du taux de change parallèle ; ε_t = le terme de l'erreur.

En outre, l'étude a utilisé les données mensuelles pour la période de janvier 2005 à avril 2019, soit 171 observations. Ces données ont été recueillies dans les rapports mensuels de la BRB.

III.2. Estimation et interprétation des résultats

III.2.1. Procédure d'estimation

L'approche d'Engle-Granger (EG) (1987) a été utilisée pour cette étude. Pour déterminer l'ordre d'intégration et l'ordre de différenciation nécessaires pour rendre chaque série temporelle

stationnaire, les tests d'Augmented Dickey-Fuller (ADF), de Phillips-Perron (1988) et de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (KPSS) ont été utilisés. Cela est nécessaire pour voir si les variables présentent les mêmes caractéristiques stochastiques. Le test de cointégration de Pesaran & al (2001) en utilisant le modèle ARDL permet à son tour de spécifier les relations stables à long terme tout en analysant conjointement la dynamique de court terme des variables considérées. Des tests de diagnostic des propriétés du résidu ont été effectués.

III.2.2. Présentation et interprétation des résultats

a. Test de racine unitaire

Avant de vérifier la cointégration, l'analyse des propriétés des variables doit être effectuée. Les tests de Dickey-Fuller Augmenté (ADF), de Phillips et Perron (PP) et Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (KPSS) ont été utilisés pour mettre en évidence le caractère stationnaire ou non. Les variables peuvent être intégrées de même ordre ou d'un ordre différents. Ainsi, les résultats de ces tests de stationnarité sont synthétisés dans le tableau ci-dessous.

Tableau I : Résultats des tests de stationnarité des séries

Variables	Test en niveau			Test en différence première		Conclusion
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	
SPD	-1.15 (-2.87 ²⁶)	-1.38 (-2.87)	0.36 (0.46)	-	-	I(0)
TINF	-2.15 (-1.94)	-2.11 (-1.94)	0.31 (0.46)	-	-	I(0)
FPM	-2.15 (-2.87)	-2.33 (-2.87)	0.71 (0.46)	-3.86 (-2.945)	-12.79 (-2.87)	I(1)
LTDB	-0.09 (-2.87)	-0.25 (-2.87)	1.66 (0.46)	-15.64 (-2.87)	-15.62 (-2.943)	I(1)
LCF	-1.40 (-2.88)	-1.45 (-2.88)	1.41 (0.46)	-16.53 (-2.88)	-16.29 (2.88)	I(1)
LTCHP)	1.11 (-2.87)	1.11 (-2.87)	1.52 (0.46)	-12.05 (-2.87)	-12.07 (-2.87)	I(1)

Source : Calcul des auteurs à partir du logiciel Eviews 9.0.

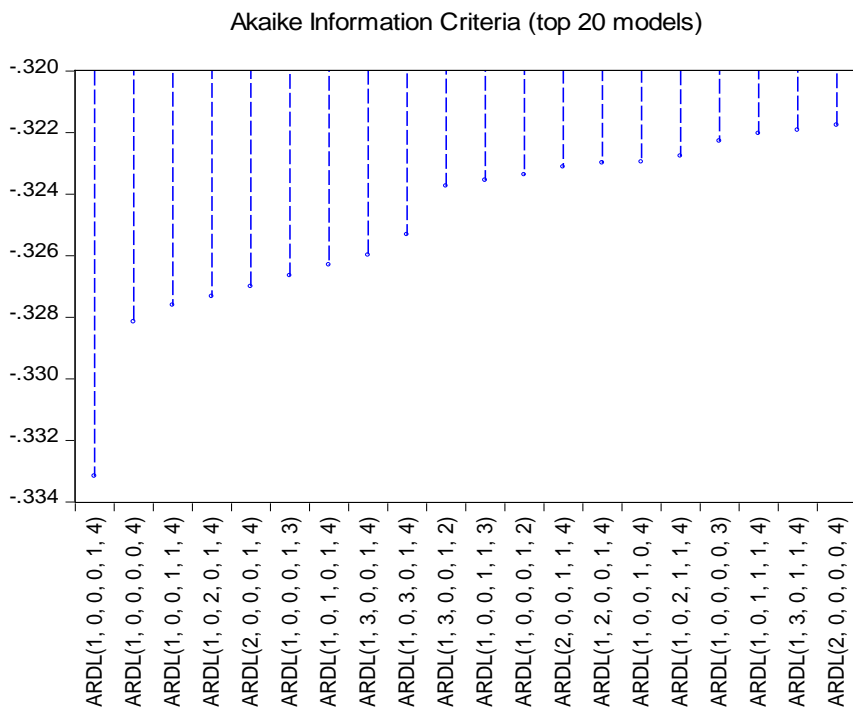
²⁶ Les valeurs qui sont entre parenthèses sont des valeurs critiques au seuil de 5%.

Les résultats des tests de stationnarité montrent que les variables ne sont pas intégrés de même ordre. En effet, la variable dépendante (SPD) et le taux d'inflation sont intégrés d'ordre zéro $I(0)$ tandis que les autres variables FPM, LTDB, LCF, LTCHP sont intégrées d'ordre un $I(1)$. La théorie économétrique prévoit l'étape suivante qui consiste à tester l'existence d'une éventuelle relation de long terme entre les variables suivant l'approche de cointégration de Pesaran & al (2001) en utilisant le modèle ARDL. Cette approche est appropriée lorsque les variables sont $I(0)$ et $I(1)$.

b. Estimation du modèle

L'estimation des déterminants du spread des taux d'intérêt bancaires au Burundi se base sur la modélisation ARDL. Ce dernier permet d'estimer les effets à court et à long terme des variables.

Avant de capter les effets à court et à long terme, la méthodologie exige de déterminer la période optimale sur laquelle ces effets se feront ressentir sur l'économie. Cette période est choisie 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 (1,0, 0,0, 1,4) est plus optimal parmi les 19 autres présentés, car il offre la plus petite valeur du critère d'information d'Akaike (AIC).

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 d'Engle et Granger (1987) consiste à vérifier la cointégration entre les séries intégrées de même ordre. Ce test s'effectue en deux étapes à savoir l'estimation de la relation de long terme et le test de stationnarité sur les résidus du modèle de long terme. Ce test permet donc de tester la stationnarité prenant en compte l'autocorrélation des perturbations. Il est donc adapté au cas bivarié mais inefficace pour des cas multivariés (Persan et Al. (2001).

Johannsen et Josélius (1990) propose des estimateurs du maximum de vraisemblance pour tester la cointégration des séries. Ce test a été conçu donc pour des cas multivariés. Bien que le test de Johannsen et Josélius (1990) soit adapté au cas multivarié, il exige que toutes les séries ou variables soient intégrées de même ordre, ce qui n'est pas le cas toujours.

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 cointegration », 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 retenue 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 :

T2 : Résultats du test de cointégration

Test Statistic	Value	K
F-statistic	3.657158	5
Critical Value Bounds		
10%	2.08	3**
5%	2.39	3.38**
2.5%	2.7	3.73
1%	3.06	4.15

Note : **significativité au seuil de 5% et 10%

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 ($F= 3.657$) est supérieure à la borne supérieure pour les seuils de significativité de 5% et 10% (3.38 et 3) ; ce qui confirme l'existence d'une relation de court et de long terme.

Etant donné que la cointégration est validée, les déterminants du *spread* des taux d'intérêts bancaires au Burundi sont donnés par l'estimation du modèle à correction d'erreur avec retards échelonnés autorégressif.

d. Résultats de la relation de long terme

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

Long Run Coefficients				
Variable	coefficient	Std.Error	t-Statistic	Prob
TINF	-0.042043	0.017156	-2.450701	0.0154**
FPM	-0.079574	0.051941	-1.531987	0.1276
LTDB	-4.608823	0.562613	-8.191817	0.0000****
LCF	0.507038	0.622338	7.524161	0.4165
LTCHP	9.143966	1.215281	7.524161	0.0000****
C	9.121470	4.186615	2.178722	0.0309**

****, ** significativité au seuil de 1% et 5 % respectivement.

Les résultats ci-haut montrent que le taux d'inflation exerce un effet négatif sur le *spread* des taux d'intérêt bancaires, lequel effet est moins proportionnel. Un accroissement de 1% du taux d'inflation entraîne une diminution du *spread* des taux d'intérêt bancaires de 4.2%. Ce résultat a été trouvé par Tennant et al (2008) pour le cas des pays de l'Afrique subsaharienne. Toutefois, le signe du coefficient est contraire à celui attendu. Ceci pourrait être justifié par le fait que l'étude a porté sur le secteur bancaire des pays de petites économies et à faible revenu où la fixation des taux d'intérêt ne dépend pas de la dépréciation de la monnaie nationale.

En outre, l'élasticité du total des dépôts bancaires est négative (-4.608.823). La relation négative et attendue entre le total des dépôts bancaires et le *spread* des taux d'intérêt bancaires implique qu'une augmentation des dépôts de 1% entraîne une diminution de 4.60 % du *spread*. Ce résultat est contraire à celui obtenu par Amoako et al. (2014) au Ghana où les dépôts bancaires affectent positivement l'écart des taux d'intérêt bancaires. Or, la collecte des dépôts bancaires suffisants permettent aux banques d'accroître les ressources et par

conséquent à octroyer des crédits au taux raisonnable, ce qui réduit l'écart des taux d'intérêt (Mankiw et Al., 2013).

Le taux de change parallèle exerce un effet positif sur le *spread* des taux bancaires. Un accroissement de 1% du taux de change parallèle entraîne une augmentation de 9.14% du *spread*. Le faible niveau de réserves internationales explique cet effet positif entre ces variables.

Le taux de facilité du prêt marginal n'affiche pas l'effet escompté (positif). Cela s'expliquerait par la faiblesse des montants du refinancement accordé à travers cette fenêtre. En effet, une banque fait recours à la facilité de prêt marginal uniquement quand son compte de règlement à la Banque Centrale enregistre un solde débiteur à la fin de la journée, et le montant lui accordé est égal à ce solde²⁷. En plus, la durée de ce refinancement est d'une journée seulement. Comme il s'agit d'une ressource exceptionnelle et pour des montants négligeables par rapport aux autres ressources (les dépôts du public par exemple), le taux y relatif ne peut pas être une référence pour les banques dans la détermination de leurs taux d'intérêt. A titre illustratif, au cours de l'année 2018, six banques seulement sur dix ont fait recours à cette facilité, pour un montant moyen de 12,4 Milliards BIF²⁸ par mois et par banque, contre un volume moyen de dépôts de 121,3Milliards BIF²⁹ par mois et banque.

Les crédits en souffrance influencent positivement le *spread* des taux d'intérêt. Toutefois, leur coefficient n'est pas significatif. Cela est

²⁷ Circulaire de la BRB du 06 avril 2005, portant réglementation des appels d'offres de liquidité,

²⁸ Statistiques du Service Marché Monétaire de la BRB.

²⁹ Bulletins mensuels de la BRB, 2018

conforme aux résultats de Kaakunga et al. (2014) qui indiquent que les prêts non productifs ne sont pas importants dans la détermination de la marge d'intérêt nette dans le secteur des banques commerciales en Namibie.

- **Relation de court terme**

L'estimation de court terme donne les résultats ci-dessous :

Cointegrating Form				
Variable	coefficient	Std.Error	t-Statistic	Prob.
TINF	-0.000458	0.002217	-0.206588	0.8366
FPM	-0.000146	0.005713	-0.025528	0.9797
LTDB	0.000079	0.172629	1.409820	0.98856
D(LCF)	0.243375	0.172629	01.409820	0.1606
D(LTCHP)	0.044651	0.662299	-1.540509	0.1255
D(LTCHP(-1))	-2.067800	0.662299	-3.122157	0.0021
D(LTCHP(-2))	-1.010241	0.655784	-1.540509	0.1255
D(LTCHP(-3))	-1.140341	0.661553	-1.723733	0.0868
CointEq(-1)	-0.128854	0.026360	-4.888149	0.0000

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 (-0.128) 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 du *spread* est résorbé dans l'année qui suit tout choc. Ainsi, les chocs sur le *spread* des taux d'intérêts bancaires au Burundi se corrigent-ils à 12,88% par l'effet « feed back ». En d'autres termes,

un choc constaté au cours de l'année est entièrement résorbé au bout de 7 mois 22 jours ($1/0.128854=7.7$ mois).

En outre, les résultats indiquent que les élasticités du taux d'inflation, du taux d'intérêt de facilité de prêt marginal et le total des dépôts bancaires sont faibles et non significatifs. En plus, ces variables n'affichent pas les signes attendus. Toutefois, les crédits en souffrance affectent positivement l'écart des taux d'intérêt même son coefficient est non significatif. Ces résultats ont été trouvés par Nampewo D. (2013) où le coefficient des prêts non productifs (LNPL) a un impact positif sur l'écart de taux d'intérêt en Ouganda. Il est significatif au seuil de 5% à la fois à court et à long terme.

Contrairement à ce qui était attendu, le taux de change parallèle affecte négativement le *spread* avec un mois de retard au seul de 5%. Ceci est dû au fait que les autorités monétaires peuvent occasionnellement intervenir sur le marché des changes afin d'éviter une dépréciation ou appréciation considérée comme excessive.

- **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 sont indiqués en annexe.

Le test du multiplicateur de Lagrange montre que les valeurs des probabilités sont supérieures à tous les seuils, ce qui permet de conclure qu'il y a absence d'autocorrélation des résidus. Le test de Jarque-Bera indique une probabilité associée à la statistique de Jarque-Bera (2.538328) supérieure au seuil de 5%, ce qui signifie que les résidus suivent une loi normale. En ce qui est du test

d'hétéroscédasticité, la probabilité associée à $\text{Obs} \cdot R\text{-squared}$ (11.87621) est supérieure à 5%, ce qui signifie que les erreurs sont homocédastiques. Donc le résidu présente toutes les propriétés recherchées.

En outre, le graphique de statistique de CUSUM of Squares est dans l'intervalle de confiance de 5%, Ceci permet de confirmer que le modèle est stable. Le test de Ramsey montre que la probabilité associée à la statistique de Fisher (0.1354) est supérieure à 5% ce qui révèle aussi une bonne spécification du modèle.

CONCLUSION GENERALE ET SUGGESTIONS

L'objectif de cette étude est d'examiner les déterminants du *spread* des taux d'intérêt bancaires au Burundi. Les déterminants potentiels pris en compte dans cette étude incluent le taux de facilité de prêt marginal, le total des dépôts bancaires, les crédits en souffrance, le taux d'inflation et le taux de change parallèle. Le modèle spécifié a été estimé à l'aide du modèle ARDL. Ce dernier a permis de capter les effets à court et à long terme.

A long terme, les résultats révèlent que les déterminants significatifs de l'écart de taux d'intérêt sont le taux d'inflation, le total des dépôts bancaires et le taux de change parallèle. Une augmentation des dépôts bancaires entraînerait une diminution de l'écart des taux d'intérêt. Par contre, un accroissement du taux de change parallèle entraînerait une hausse du *spread* des taux d'intérêt, ce qui signifie que la dépréciation d'une monnaie nationale provoque un élargissement de l'écart des taux d'intérêt. Ceci implique également que les banques ayant contracté des dettes extérieures supportent le coût de la dépréciation de la monnaie.

A court terme, le taux de change parallèle retardé d'un mois et de trois mois influence négativement le spread des taux d'intérêt. Ceci signifie que la fixation des taux d'intérêt par les banques dépend de la dépréciation ou l'appréciation de la monnaie de la période passée.

Les résultats obtenus montrent également que le taux d'intérêt appliqué aux opérations de facilité de prêt marginal n'a pas d'effet significatif sur le spread des taux du fait que c'est une ressource exceptionnelle, et les montants accordés à travers cette fenêtre sont insignifiants.

Les tests d'autocorrélation des erreurs, de normalité et d'hétéroscédasticité ont été faits et indiquent que le résidu présente toutes les propriétés recherchées. En plus, le modèle est bien spécifié et est stable.

Sur base des conclusions empiriques de nos résultats, les suggestions de politique suivantes sont formulées :

- Encourager la concurrence entre banques dans la collecte des dépôts du public, ce qui permettrait l'augmentation de leurs ressources et par conséquent la diminution des taux débiteurs ;
- La Banque Centrale devrait intervenir régulièrement sur le marché de change en cas de variation importante du taux de change, ce qui permettrait de stabiliser indirectement le taux de change parallèle, afin d'éviter l'effet de sa volatilité sur les taux d'intérêt.

BIBLIOGRAPHIE

Afanasiëff, T. S., Villa Lhacer P.M., Nakane, M.(2002), « The Determinants of Bank Interest Spread in Brazil » Central Bank of Brasilia, *Research Department, working paper series*,n°46, p.1-32.

Afzal,A., Mirza,N (2010), «The Determinants of Interest Rate Spreads in Pakistan's Commercial Banking Sector», *Lahore School of Economics, Centre for Research in Economics and Business (CREB) Working Paper N°01-10*.Working Paper No. 01-10 REB Working Paper No. 01-10.

Aigbovo,O., Osifo,O. (2015), «The determinants of interest rate spreads in Nigerian banking sector: evidence from macroeconomic factors», *Redeemer's University Journal of Management and Social Sciences* Vol. 3 No. 1, 2015.

Amoako, G.K., Sheriff, I. M. (2014), «Macroeconomic Determinants of Interest rate Spread in Ghana: Evidence from ARDL Modelling Approach », *Journal of Finance and Bank Management*, Vol. 2, No. 2, pp. 115-132.

Barajas, A., R. Steiner, and N. Salazar, (1999), "Interest Rate Spreads in Banking in Colombia," *IMF Staff Papers*, Vol. 46, pp. 196-224 (Washington: International Monetary Fund).

Chirwa, E. W. and Mlachila, M. (2004), «Financial reforms and Interest Rate Spreads in the Commercial Banking System in Malawi». *IMF Staff Papers*, 51(1), 96--122

Chirwa, E. W., Mlachila, M. (2004), « Financial reforms and Interest Rate Spreads in the Commercial Banking System in Malawi». *IMF Staff Papers*, 51(1), 96—112.

Collins, N.J. Wanjau, K. (2011), «The effects of interest rate spread on the level of non-performing assets: A case of commercial banks in Kenya», *International Journal of Business and Public Management* (ISSN: 2223-6244) Vol. I(1): 58-65.

Doucouré F. B. (2016) « Méthodes économétriques, cours et exercices résolus par les logiciels Eviews et Stata », Ed.ARIMA.

Eita, J.H. (2012), « Explaining Interest Rate Spread in Namibia », Monash University, South Africa, *International Business & Economics Research Journal, Volume 11, N° 10*

Elkayam, D. (1996), «The effect of monetary policy on local-currency segment in Israel 1986–1900», *Bank of Israel Economic Review*, 68: 1–22.

Emmanuelle, N.Y.S., (2003). A European Study Of Bank Interest Margins: Is Net Fees Revenue A Determinant». Doctoral Thesis. United Kingdom, U.K: *University of Birmingham*.

Fofack, A.D. (2016), «The determinants of interest rate spread: Empirical evidence from the Central African economic and monetary community» *Journal of Economics and International Finance*, Cyprus International University Turkey.

Franken, H., Brock, P. (2003), «Measuring the Determinants of Average and Marginal Bank Interest Rate Spreads in Chile, 1994-2001»

Giupponi, E., Grillo, F., Burdisso, T., Aguirre,H. (2014), « Intermediation Spreads in an Emerging Economy Under Different Macroeconomic Regimes: Argentina, 1994-2013», *Economic Research, Banco Central de la República Argentina*.

Kaakunga, E., Samahiya, M., (2014), « Determinants of Commercial Banks' Interest Rate *Spread* in Namibia: An Econometric Exploration », *Botswana Journal of Economics*.

Mankiw N.G. et Taylor M.P. (2013), « Principe de l'économie », De Boeck 3^{ème} édition, Nouveaux Horizons.

Mishkin F. (2013), « Monnaie, banques et marchés financiers », 10^{ème} édition, Nouveaux horizons.

Mishkin F. (1996), « Les canaux de transmission monétaire : leçons pour la politique monétaire », *Bulletin de la Banque de France*, n° 27, Mars 1996, pp.91-105

Mishkin,F.(2013), « Monnaie, banque et marches financiers», 10^{ème} ed.,Pearson

Nakane.M.I., Afanasieff. T.S., Villa Lhacer, P.M. (2002), « The Determinants of Bank Interest Spread in Brazil», *Working Paper Series*, Brasília, n°46 p.1-32

Nampewo D. (2015), « What Drives Interest Rate Spreads in Uganda's Banking Sector?» , *International Journal of Economics and Finance*; Vol. 5, No. 1; 2013.

Nampewo,D. (2013), « What Drives Interest Rate Spreads in Uganda's Banking Sector? » *International Journal of Economics and Finance*; Vol. 5, No. 1; 2013.

Ngugi, R.W., (2001), « An Empirical Analysis of Interest Rate *Spread* in Kenya». *African Economic Research Consortium*, Research Paper 106.

Owoyemi, B.O., Akinlo, A.E. (2012), « The Determinants of Interest Rate *Spreads* in Nigeria: An Empirical Investigation », *scientific research, Department of Economis*, Obafemi Awolowo University, Ile-Ife, Nigeria, p.837-845.

Pariente G. (1973), « Eléments d'économie monétaire », Paris, *Economica*, p. 82.

Peshev, P. (2015), « Determinants of Interest Rate *Spreads* in Bulgaria», *Bulgarian National Bank*, Discussion papers, n°99.

Rapport annuel de supervision 2017, BRB, DSS.

Salazar, N., Steiner, R., Barajas, A. (1999), «Interest *Spreads* in Banking in Colombia, 1974-96 » *International Monetary Fund*, IMF Staff Papers vol 46, N°2.

Saunders, A., Schumacher, L. (2000). «The determinants of bank interest rate margins: An international study». *Journal of International Money and Finance*, 19, 813–832.

Siddiqui, M.A. (2012), «Towards determination of interest *spread* of commercial banks: Empirical evidences from Pakistan» *African Journal of Business Management* Vol. 6, pp. 1851-1862.

Sologoub, D. (2006), «The determinants of Bank Interest Margins and Profitability : Case of Ukraine». www.bof.fi/bofit/seminar/bofcef06/sologub.pdf

Tennant, D., Folawewo, A.O (2008), « Determinants of interest rate *spreads* in sub-saharan african countries: a dynamic panel analysis », *A paper prepared for the 13th Annual African Econometrics Society Conference, 9 – 11 July, 2008, Pretoria, Republic of South Africa.*

ANNEXES

Annexe I: Resultats du test de cointégration

ARDL Bounds Test

Date : 08/28/19 Time : 16:38

Sample: 2005M05 2019M04

Included observations : 166

Null Hypothesis: No long-run relationships exist

Test Statistic	Value	k
F-statistic	3.657158	5

Critical Value Bounds

Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	2.08	3
5%	2.39	3.38
2.5%	2.7	3.73
1%	3.06	4.15

Annexe 2 : Dynamique de court et de long terme

ARDL Cointegrating And Long Run Form

Original dep. variable: SPD

Selected Model: ARDL(1, 0, 0, 0, 1, 4)

Date: 08/28/19 Time: 16:55

Sample: 2005M01 2019M12

Included observations: 166

Cointegrating Form

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TINF	-0.000458	0.002217	-0.206588	0.8366
FPM	-0.000146	0.005713	-0.025528	0.9797
LTDB	0.000079	0.004380	0.018128	0.9856
D(LCF)	0.243375	0.172629	1.409820	0.1606
D(LTCHP)	0.044651	0.645012	0.069225	0.9449
D(LTCHP(-1))	-2.067800	0.662299	-3.122157	0.0021
D(LTCHP(-2))	-1.010241	0.655784	-1.540509	0.1255
D(LTCHP(-3))	-1.140341	0.661553	-1.723733	0.0868
CointEq(-1)	-0.128854	0.026360	-4.888149	0.0000

Cointeq = SPD - (0.0420*TINF -0.0796*FPM -4.6088*LTDB -0.5070*LCF + 9.1440*LTCHP + 9.1215)

Long Run Coefficients

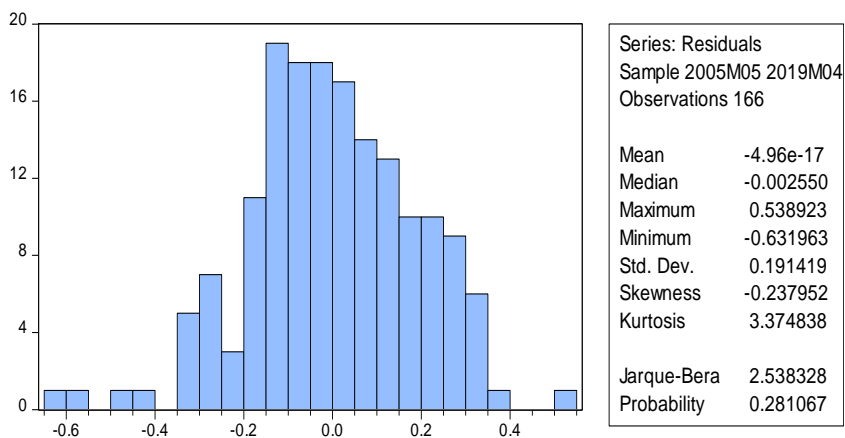
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TINF	-0.042043	0.017156	-2.450701	0.0154
FPM	-0.079574	0.051941	-1.531987	0.1276
LTDB	-4.608823	0.562613	-8.191817	0.0000
LCF	-0.507038	0.622338	-0.814731	0.4165
LTCHP	9.143966	1.215281	7.524161	0.0000
C	9.121470	4.186615	2.178722	0.0309

Annexe 3 : Résultats du test d'autocorrélation des erreurs

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.167006 Prob. F(2,152)	0.3141
Obs*R-squared	2.510439 Prob. Chi-Square(2)	0.2850

Annexe 4 : Résultats du test de normalité

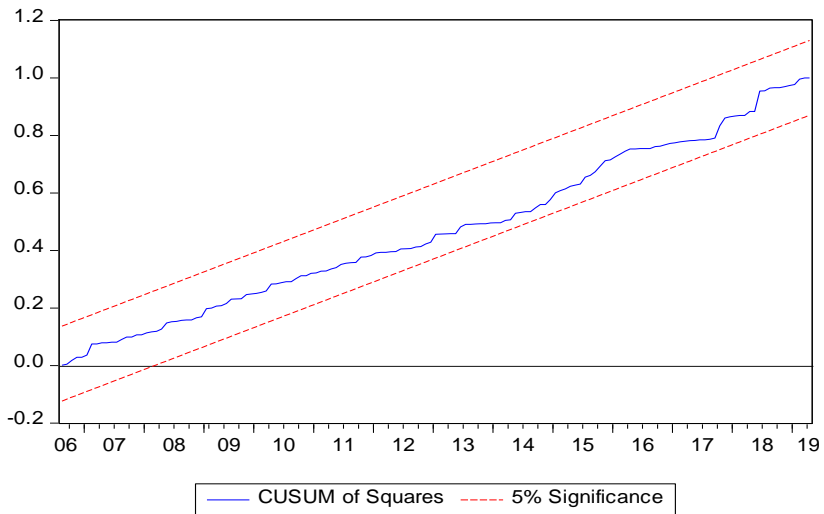


Annexe 5 : Résultats du test d'hétéroscédasticité

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.078788 Prob. F(11,154)	0.3818
Obs*R-squared	11.87621 Prob. Chi-Square(11)	0.3730
Scaled explained SS	12.13688 Prob. Chi-Square(11)	0.3534

Annexe 6 : Résultats du test de stabilité du modèle



Annexe 7 : Résultats du test de RAMSEY

Ramsey RESET Test

Equation: UNTITLED

Specification: SPD SPD(-1) TINF FPM LTDB LCF LCF(-1) LTCHP LTCHP(-1) LTCHP(-2) LTCHP(-3) LTCHP(-4) C

Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	1.500986	153	0.1354
F-statistic	2.252958	(1, 153)	0.1354

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	0.087734	1	0.087734
Restricted SSR	6.045826	154	0.039259
Unrestricted SSR	5.958091	153	0.038942

