



BANQUE DE LA REPUBLIQUE
DU BURUNDI

REVUE ECONOMIQUE ET MONETAIRE

REM

N°1 - Décembre 2017

« Impact des chocs exogènes sur l'efficacité de la politique monétaire au Burundi »
par AHISHAKIYE Honoré, BIGENAKO Edouard Normand,
Dr NIYONGABO Ephrem

« Les causes de l'inflation au Burundi » par NDIKUMWENAYO Vénuste

« Structure financière et rôle du canal de crédit bancaire dans la transmission de la
politique monétaire au Burundi : Une analyse sur un panel de banques (2007-
2014) » par BIGENAKO Edouard Normand

REM



BANQUE DE LA REPUBLIQUE DU BURUNDI

REVUE ECONOMIQUE ET MONETAIRE

REM

« Impact des chocs exogènes sur l'efficacité de la politique monétaire au Burundi » par AHISHAKIYE Honoré, BIGENDAKO Edouard Normand,

Dr NIYONGABO Ephrem

« Les causes de l'inflation au Burundi » par NDIKUMWENAYO Vénuste

« Structure financière et rôle du canal de crédit bancaire dans la transmission de la politique monétaire au Burundi : Une analyse sur un panel de banques (2007- 2014) » par BIGENDAKO Edouard Normand

BRB, REM Vol 01, N° 01

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 l'entière responsabilité des auteurs et ne représentent pas nécessairement la vision de la Banque de la République du Burundi.

Copyright © 2017

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 Economique 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'Édition, 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 :

Dr Léonidas NDAYIZEYE,
Professeur d'Economie,
Université du Burundi, Président.

Dr Aurélien BEKO, Ancien
Economiste Résident, Bureau de
Banque Mondiale au Burundi,
Membre.

Dr Léonce NDIKUMANA,
Professeur d'Economie,
Université de Massachussets,
Membre.

Dr Eric NGENDAHAHO,
Expert en Développement du
Secteur Privé, Bureau de la Société
Financière Internationale au
Burundi, Membre.

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

Dr Joël S. TOKINDANG, Ancien
Economiste Principal Pays au
Bureau de la BAD au Burundi,
Membre.

Dr Tharcisse YAMUREMYE,
Conseiller au Bureau de
l'Administrateur au Fond
Monétaire International, Membre.

**Dr Jean Pascal NGUESA
NGANOU**, Ancien Economiste
Pays Principal, Banque Mondiale,
Membre.

Comité Editorial

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

M. Vénuste

NDIKUMWENAYO, *Directeur des Etudes Economiques et de la Statistique, Président.*

M. Prosper NGENDANGANYA, *Directeur de la Supervision, de la Stabilité financière et de l'inclusion financière, Membre.*

Dr Ephrem NIYONGABO,
Expert Conseiller de Direction
Chargé du Suivi de la Politique
Monétaire et du Marché Financier,
Membre

M. Alexis NKUNZIMANA, Chef
de Service Etudes Economiques,
Membre.

**M. Guy-Roger Ghislain
NTWENGUYE**, Chef de Service
Stabilité Financière, Membre.

M. Arsène MUGENZI, Chef de
Service Régulation du Marché des
Capitaux, Membre.

Secrétariat d'Édition

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

**M. Edouard Normand
BIGENDAKO**, Chef du Service
Recherche et Documentation,
Président.

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

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

Mlle. Anita NKURUNZIZA,
Economiste au Service Recherche
et Documentation, Membre.

M. Abdon de Dieu NTWARI,
Economiste au Service Recherche,
Membre.

M. Dieudonné NYUNGUKA,
Economiste au Service Recherche,
Membre.

Directeur de Publication

Dr Ephrem NIYONGABO,
Expert Conseiller de Direction
Chargé du Suivi des Domaines de
Politique Monétaire et du Marché
Financier.

Avant-propos

C'est pour moi un honneur et un grand plaisir d'inaugurer la publication du premier numéro de la Revue Economique et Monétaire (REM) de la Banque de la République du Burundi. A travers la création de cette Revue, la BRB entend se joindre aux initiatives existantes pour contribuer au développement d'une offre autonome et pérenne d'analyse économique, appelée à jouer un rôle majeur dans le développement du pays.

La REM a pour objectif global d'impulser le développement économique du Burundi en appréhendant les questions économiques et monétaires, dans une optique privilégiant la recherche appliquée inspirée par une démarche rigoureuse sur base des avancées théoriques et empiriques enregistrées au niveau international. Son objectif spécifique est la promotion de la recherche pour une meilleure compréhension des enjeux de la politique économique en général et de la politique monétaire en particulier, conformément aux perspectives d'intégration régionale, de croissance et de développement harmonieux de l'économie burundaise.

La Revue Economique et Monétaire de la Banque de la République du Burundi constitue un canal à travers lequel les résultats de la recherche conduite par les Cadres de la Banque sont publiés. Les articles scientifiques ciblent un échantillon large d'utilisateurs tels que les chercheurs, les universitaires, les décideurs, les investisseurs et les autres organismes et organisations intéressés par les questions de politique économique.

Ce premier numéro de la REM comporte trois papiers. Le premier papier analyse l'impact des chocs exogènes sur l'efficacité de la politique monétaire au Burundi ; le second papier étudie les causes de l'inflation au Burundi tandis que le troisième papier évalue le rôle du crédit bancaire et de la structure du secteur bancaire dans la transmission de la politique monétaire au Burundi.

A travers des publications régulières, la Banque de la République s'est engagée dans une dynamique de communication et d'échange sur les questions spécifiques de la politique économique ainsi que les questions transversales qui peuvent inspirer les orientations des politiques économiques mises en œuvre.

Jean CIZA

Gouverneur

Impact des chocs exogènes sur l'efficacité de la politique monétaire au Burundi¹

AHISHAKIYE Honoré², BIGENDAKO Edouard Normand³,
Dr NIYONGABO Ephrem⁴

Résumé

Cet article applique un modèle VAR sur les données trimestrielles allant de 2005 à 2015 pour estimer l'impact des chocs exogènes sur l'efficacité de la politique monétaire au Burundi. Deux chocs ont été pris en compte, à savoir le choc de taux de change et le choc du prix international du café arabica.

Les résultats du modèle VAR montrent que le taux de change a un impact négatif et significatif (au seuil de 10%) sur l'inflation. Les réponses impulsionnelles indiquent que le choc de taux de change est négligeable pour expliquer les chocs de l'indice des prix à la consommation. Cependant, l'analyse de la décomposition de la variance indique que les variations de change dominent généralement les autres variables prises en considération dans le modèle pour expliquer l'inflation au Burundi. L'introduction du prix international du café affecte le pouvoir prédictif du taux de change et d'autres variables de politique monétaire (ici la masse monétaire) dans la prévision de l'inflation.

La faiblesse du « pass through » offre une plus grande liberté pour poursuivre une politique monétaire indépendante et de ciblage d'inflation. Une surveillance de l'environnement économique international par l'autorité monétaire est indispensable, afin

¹Ce papier a été réalisé sur la base d'un travail commandité par l'Institut Monétaire du COMESA aux experts des Banques Centrales des pays membres du COMESA pour effectuer ce type d'analyse.

²Chercheur Professionnel en Socio-Economie et Politiques Pro Pauvres à l'Institut de Développement Economique du Burundi (IDEC), hahishakiye@idec.org.bi

³Chef de Service Recherche et Documentation à la Banque de la République du Burundi, enbigendako@brb.bi

⁴Expert-Consultant de Direction Chargé de la Politique Monétaire et du Marché Financier à la Banque de la République du Burundi, eniyongabo@brb.bi

d'utiliser son contenu informationnel et mieux réagir aux chocs extérieurs.

JEL: E31, E52, E58, F31, F41, P24.

Mots clés: Inflation, taux de change, prix international du café, VAR, politique monétaire, chocs exogènes.

Abstract

This paper uses a VAR model on quarterly data from 2005 to 2015 to estimate the impact of exogenous shocks on the effectiveness of monetary policy in Burundi. Two shocks were taken into account, namely the exchange rate shock and the shock of the international coffee price.

The results of the VAR model show that the exchange rate has a negative and significant impact (at the 10% level) on inflation. Impulse responses indicate that the exchange rate shock is negligible in explaining the shocks in the consumer price index. However, analysis of the variance decomposition indicates that exchange rate movements generally dominate the other variables considered in the model to explain inflation in Burundi. The introduction of the international coffee price affects the predictive power of the exchange rate and other monetary policy variables (here the money supply) in forecasting inflation.

The weakness of the pass through may perhaps offer greater freedom to pursue an independent monetary policy and inflation targeting. A surveillance of the international economic environment by the monetary authority is essential, in order to use its information content and better react to external shocks.

JEL: E31, E52, E58, F41, P24.

Key words: Inflation, exchange rates, international coffee prices, VAR, monetary policy, exogenous shocks.

INTRODUCTION

Les pays émergents et en voie de développement font face à d'importants chocs exogènes liés à l'affaiblissement de l'environnement économique international observé dans le sillage de la crise financière internationale de 2008 et la crise de la dette souveraine en Europe survenue depuis 2010. De nombreux pays en développement sont, également, touchés par la chute des prix des produits de base consécutive au ralentissement économique des pays émergents. Ces chocs rappellent ceux subis par les pays en développement pendant les décennies 1970 et 1980, liés aux deux crises pétrolières (1973-1974 et 1978-1979), la récession dans les pays industrialisés (1975 et 1980) et la baisse des prix des matières premières qui en avait résulté. Ils rappellent également la crise financière qui a touché l'Asie au milieu des années 1990. Celle-ci s'est traduite par un retrait de montants substantiels de capitaux étrangers qui étaient entrés massivement à la recherche de nouveaux débouchés suite aux prouesses économiques qu'affichaient la région trente années auparavant (Bijan, 1999).

Les impacts des chocs varient selon différents groupes de pays. De nombreux travaux de recherche se sont intéressés aux mesures adoptées par ces pays pour faire face aux effets des chocs extérieurs sur la balance des paiements et à la contribution des processus d'ajustement subséquents, entrepris par les pays en réponse à ces chocs. Mais peu d'attention a été accordé aux répercussions monétaires de ces chocs ni aux réponses des autorités monétaires pour y faire face, alors même que ces autorités sont amenées à entreprendre des actions pour limiter, à défaut d'éviter, l'impact négatif de ces chocs.

Ainsi, la présente étude a pour objectif d'examiner l'impact des chocs exogènes sur l'efficacité de la politique monétaire au Burundi en mettant en exergue leurs répercussions ainsi que les éventuelles mesures de politique monétaire. A partir des développements théoriques sur les chocs exogènes et compte tenu de la structure de la balance commerciale du Burundi, deux chocs exogènes ont été pris en compte à savoir la variation du taux de change et la variation du prix international du café arabica.

La question de recherche est de savoir quel est l'impact des chocs externes, tels que captés par le taux de change et le prix international du café arabica, sur l'efficacité des mesures de politique monétaire au Burundi? Une question connexe est de savoir, lorsqu'il y a choc externe se traduisant par un mouvement du taux de change et/ou un mouvement du prix international du

café, quelles sont les mesures de politique monétaire couramment mises en œuvre par les autorités monétaires.

Le reste du papier est organisé comme suit : La première partie passe en revue la littérature théorique et empirique. La deuxième partie identifie les chocs extérieurs et leurs faits stylisés sur l'économie et sur l'efficacité de la politique monétaire au Burundi. La troisième partie concerne l'analyse économétrique de l'impact des chocs exogènes sur l'efficacité de la politique monétaire au Burundi. La quatrième partie présente la conclusion et les recommandations de politique monétaire.

1. REVUE DE LA LITTERATURE

I.I. Revue de littérature théorique

Un choc est la manifestation d'une impulsion exogène dont la persistance des effets engendre des fluctuations à l'origine de la cyclicité de l'économie réelle. Il est possible d'élaborer une typologie des chocs en économie à partir de quatre principaux critères (Ondo Ossa, 2016): (i) la structure de marché (choc d'offre ; choc de demande) ; (ii) le temps (choc transitoire ; choc permanent) ; (iii) l'actif (choc réel ; choc financier ; choc monétaire) ; (iv) l'union monétaire (choc symétrique ; choc asymétrique).

Aussi, les chocs peuvent être distingués selon que l'on se situe dans une économie nationale ou dans une union monétaire. Dans le cadre d'une économie nationale, les chocs peuvent être distingués suivant quatre éléments: (i) sphère financière et sphère réelle (chocs d'offre, chocs de demande) ; (ii) concurrence imparfaite et risque (chocs stochastiques; chocs transitoires) ; (iii) lorsque l'on privilégie les actifs (chocs réels ; chocs financiers et chocs monétaires) ; (iv) lorsque l'on privilégie la zone géographique à l'origine du choc (chocs exogènes, chocs endogènes).

Dans le cadre d'une union monétaire, deux générations de chocs sont envisageables. D'un côté, des chocs symétriques (ayant un même effet macroéconomique sur l'ensemble des pays membres d'une union) et des chocs asymétriques (ayant un effet spécifique dans chaque pays membre). D'un autre côté, en prenant en compte le temps, on distingue des chocs conjoncturels et des chocs structurels, symétriques ou asymétriques.

La littérature sur les chocs exogènes impactant sur la politique monétaire identifie deux catégories de chocs : les chocs sur les matières premières comme

le pétrole, les métaux précieux et les produits alimentaires, d'une part et, les chocs de politiques économiques comme l'appréciation du dollar américain ou le changement dans la politique monétaire américaine et les crises financières, d'autre part. Ces chocs groupent donc aussi bien des chocs d'impulsion monétaire et d'impulsion réelle (chocs de demande et d'offre, comme le choc pétrolier). De tels chocs se traduisent donc par un changement substantiel soit dans les prix à l'importation soit dans les prix à l'exportation, ou par des fluctuations importantes des avoirs extérieurs nets.

L'économie burundaise, à l'instar de nombreuses économies subsahariennes, est davantage exposée à des chocs exogènes d'impulsion réelle étant donné son degré relativement limité d'intégration dans le système financier international. Cette catégorie de chocs a récemment impacté les économies subsahariennes suite à la baisse drastique des prix des matières premières observée depuis 2014, en affectant à la fois les balances des paiements et les avoirs extérieurs nets (Ondo Ossa, 2017 ; Bekolo-Ebe, 2017). Conformément aux développements théoriques qui vont suivre, ce papier se focalise sur les chocs de taux de change d'une part et, les variations des prix internationaux de matières premières, d'autre part.

Les effets d'un choc externe seraient immédiatement reflétés soit dans la balance des paiements, soit dans les taux de change ou les deux selon les régimes de taux de change en vigueur (Wijesinghe, 1989). Par exemple, les deux crises pétrolières de la décennie 1970 ont résulté en des prix d'importation substantiellement élevés pour les pays non-producteurs d'or noir. Elles ont provoqué d'importants effets défavorables sur la balance des paiements des pays importateurs de pétrole tandis qu'elles ont laissé les pays exportateurs de pétrole avec d'énormes excédents de la balance des paiements. Le boom des matières premières en 1975 et le boom des prix du thé en 1975 et 1976 a conduit à d'importantes améliorations de la balance des paiements des pays exportateurs de matières premières. De même, la récession dans les pays industrialisés a affecté défavorablement les avoirs extérieurs nets des pays en développement à la fois en réduisant le prix et le volume des exportations de ces derniers.

Par conséquent, les chocs externes pourraient être classés entre chocs « favorables » et chocs « défavorables » selon leur impact sur la balance des paiements et le taux de change. Un choc favorable, par exemple un boom des prix à l'exportation (ou une baisse substantielle des prix à l'importation),

produirait une amélioration de la balance des paiements exerçant ainsi une pression à la baisse sur le taux de change (avec risque d'appréciation de la monnaie nationale selon l'ampleur du choc). En revanche, un choc défavorable (baisse des prix à l'exportation ou une hausse substantielle des prix à l'importation) entraînerait une détérioration de la balance des paiements ou une pression à la hausse du taux de change (avec risque de dépréciation de la monnaie nationale selon l'ampleur du choc).

Concernant les matières premières, l'expérience vécue par l'Afrique depuis 2014 a montré que la chute des prix de ces matières (et donc des réserves de change), peut entraîner une dépréciation des monnaies et des pressions inflationnistes. En fonction de son ampleur, elle peut entraîner, également, d'autres déséquilibres macroéconomiques tels que la baisse de l'investissement public (suite à la baisse des recettes de l'Etat), l'accroissement de l'endettement public, le risque de défaut de paiement, le recul de la croissance, le risque d'instabilité monétaire, le risque de crise de change, le risque de crise de la dette, le risque de crise de la balance des paiements, le risque de dévaluation et le risque systémique (CEA, 2017 ; Ondo Ossa, 2017 ; Bekolo-Ebe, 2017).

Suite à ces chocs, sous les systèmes de régime de change flottant ou fixes, le surplus ou le déficit de la balance des paiements résulteraient usuellement en changement à la fois du taux de change et du niveau de réserves de change et, par conséquent, de la base monétaire. Ces implications des chocs externes sur la politique monétaire domestique ont suscité des doutes sur la capacité des autorités monétaires à mener une politique monétaire indépendante vis-à-vis des perturbations économiques d'origine externe. Les objectifs d'une Banque Centrale impliquent de maintenir aussi bien la stabilité interne que la stabilité externe de la monnaie nationale (IMF, 2015). Il est attendu que l'objectif de stabilité des prix (stabilité de la valeur de la monnaie) soit atteint à travers la régulation de l'offre et du coût de la monnaie. Mais le niveau d'atteinte de ces objectifs peut être perturbé par des chocs externes qui pourraient arbitrairement influencer sur l'offre de monnaie.

Face à ces chocs exogènes, les réponses de politique monétaire adoptées par les autorités monétaires peuvent varier. Ainsi, les mesures de politique monétaire face aux chocs de taux de change peuvent dépendre du régime de taux de change. Sous le régime de taux de change fixe, le surplus (déficit) de la balance des paiements représente une augmentation (diminution) dans les réserves de change augmentant (diminuant) ainsi la masse monétaire intérieure. Les

autorités monétaires réagissent aux appréciations ou dépréciations du taux de change par leurs interventions sur le marché des changes. Par exemple, les autorités monétaires devront résister à une appréciation du taux de change par l'achat des devises avec la base monétaire domestique, quel que soit le taux de change offert.

Sous le système de régime de change flottant, le surplus (déficit) de la balance des paiements entraîne l'appréciation (dépréciation) du taux de change laissant les réserves de change et la masse monétaire inaffectées. Cependant, dans la pratique, beaucoup de pays ne semblent pas suivre un système de taux de change flottant totalement libre. L'intervention sur le marché de change apparaît être une pratique même dans des pays industriels avancés. Quant aux pays en développement, la plupart ont chevillé leurs taux de change soit vers une monnaie unique ou un panier de monnaies ou suivent un système de flottement dirigé. Toutefois, il existe une grosse différence entre les deux groupes de pays. En effet, les pays industrialisés peuvent accéder aux marchés des capitaux internationaux et leurs monnaies sont échangeables. Ce qui n'est souvent pas le cas de beaucoup de pays en développement qui veulent continuer à intervenir sur le marché des changes alors que leurs possibilités d'accès au marché des devises bon marché sont limitées ou quasiment nulles comme c'est le cas du Burundi, par exemple.

Dès lors, pour limiter les perturbations entraînées par les chocs de taux de change, la plupart des Banques Centrales peuvent chercher à séparer leurs activités d'intervention sur le marché des changes et d'offre de monnaie en entreprenant des opérations de compensation dans le marché monétaire domestique. Par exemple, l'effet d'un achat officiel de devises étrangères sur l'offre de monnaie peut être annulé par une vente correspondante de titres sur un marché ouvert. Cette opération de compensation sur le marché monétaire national est dite stérilisation des effets de la balance des paiements sur l'offre de monnaie puisqu'elle laisse le niveau d'offre de monnaie inaffecté (Wijesinghe, 1989). Si la Banque Centrale suit systématiquement une telle politique de stérilisation, ceci pourrait entraîner une relation négative entre les flux de réserves de change et les changements dans les crédits domestiques.

I.2. Revue de littérature empirique

La stabilité des prix est au cœur de la majorité des objectifs des Banques Centrales (BCE, 2012). Dès lors, l'impact des chocs exogènes sur la politique

monétaire peut être apprécié à travers ses effets sur la stabilité des prix. Conformément aux développements théoriques faits dans la section précédente, les études empiriques sur l'impact des chocs exogènes sur la conduite de la politique monétaire peuvent être groupées en deux catégories.

La première porte sur le taux de change comme canal de transmission de la politique monétaire, qui est le canal de transmission le plus important dans de petites économies ouvertes avec des taux de change flottants. La deuxième catégorie porte sur l'impact des prix internationaux des matières premières.

Les études ayant traité le rôle de canal de transmission du taux de change soulignent que ce dernier joue, dans les petites économies ouvertes, un rôle important dans la détermination de la dynamique de l'inflation. L'évaluation du degré de transmission des variations du taux de change aux prix domestiques / internes est donc importante dans la formulation de la conduite de la politique monétaire (Mishkin, 2008 ; Edwards, 2006 ; Gagnon et Ihrig, 2004).

Fetene (2015) a évalué la transmission des variations du taux de change à l'inflation en Ethiopie en appliquant un modèle autorégressif à retard échelonné (Auto Regressive Distributed Lag-ARDL) sur des données annuelles couvrant la période 1981-2003. Ses résultats ont montré que le coefficient de transmission des variations du taux de change n'est pas significatif. Ce qui, pour l'auteur, implique une grande marge de manœuvre pour poursuivre une politique monétaire indépendante et un ciblage d'inflation. Il permet de pouvoir mener une dévaluation pour autant que le problème de déficit courant soit résolu.

Atabaev et Ganiyev (2013) ont examiné les effets de transmission monétaire sur le niveau des prix (et la production réelle) au Kyrgyzstan, en appliquant un modèle VAR sur des données mensuelles couvrant la période 2003-2011. Leurs résultats ont montré que le canal de taux de change affecte les prix et qu'il est le canal le plus effectif parmi les canaux de transmission monétaire. Par ailleurs, les fonctions de réponse impulsionnelle ont montré qu'un choc sur le taux de change impacte négativement sur les prix pendant les deux premiers mois mais l'impact reste positif entre le troisième et le dixième mois. L'impact négatif s'explique par le fait qu'en cas d'appréciation de devises étrangères, la Banque Centrale intervient sur le marché de change par la vente de devises pour lisser le taux de change nominal.

Abida et Sghaier (2012) ont étudié la relation entre le taux de change nominal et les prix dans le cadre de la conduite de la politique monétaire en Tunisie et au Maroc, en évaluant le degré de transmission des variations du taux de change nominal aux prix ou degré de « pass-through » sur la base de données trimestrielles et annuelles couvrant la période 1980-2010. Leur objectif était d'analyser l'efficacité du taux de change nominal dans l'absorption des effets inflationnistes des chocs dans ces pays. Ils ont suivi deux approches empiriques, à savoir la méthode d'Edwards (2006) et la méthode de Gerlach et Gerlach-Kristen (2006), qui sont expliquées plus en détail par la suite. Leurs résultats ont conclu à l'absence de réactivité des prix aux variations du taux de change. Ceci est expliqué par l'encadrement des variations du taux de change par les autorités monétaires dans un contexte de semi-ancrage souple et modéré. La « peur du flottement » influence la conduite de la politique monétaire, en incitant les autorités monétaires à administrer le taux de change nominal et limiter ses variations excessives. Le taux de change nominal n'est donc pas un instrument efficace dans l'absorption des effets des chocs, notamment sur les prix.

Jebali et al (2008) ont examiné la réaction des prix domestiques aux variations du taux de change (effectif nominal) en Tunisie, en appliquant un modèle (VAR) sur des données mensuelles s'étalant sur la période 1999-2006. Leurs résultats montrent que tout choc sur le taux de change entraîne une réaction rapide de l'inflation et que cette réaction semble traduire un degré faible du pass-through. Cette faiblesse pourrait être expliquée par une politique monétaire plus rigoureuse, une politique budgétaire adéquate et une administration des prix importante. Ce faible degré de pass-through offre une large flexibilité pour la poursuite d'une politique monétaire indépendante, notamment le ciblage d'inflation.

Ben Sliman (2008) a traité la relation entre le taux de change nominal et les prix dans le cadre de la conduite de la politique monétaire au sein des pays membres de l'Accord d'Agadir. L'auteur a utilisé différentes méthodes empiriques. La première est celle de Gerlach et Gerlach-Kristen (2006). La deuxième est celle avancée par Edwards (2006). La troisième méthode repose sur l'estimation des modèles SVAR (auto-régressifs vectoriels structurels) contraints. Cette approche combinant différentes méthodes permet non seulement de se prononcer sur la capacité du taux de change nominal d'agir en tant qu'instrument d'amortissement des effets des chocs sur les différentes variables de la politique monétaire, mais aussi d'évaluer la sensibilité de ces

variables aux différents chocs structurels. Les résultats ont montré une relation négative entre le taux de change effectif réel et l'inflation dans tous les pays, avec un coefficient du taux de change effectif réel qui est statistiquement significatif pour l'Égypte et la Jordanie tandis qu'il est statistiquement non significatif pour le Maroc et la Tunisie. C'est donc dire qu'en Égypte et en Jordanie, une appréciation de la monnaie domestique en termes effectifs réels résulte en une baisse de l'inflation due à la baisse des prix des importations. Ces résultats s'accordent avec ceux de Gerlach et Gerlach-Kristen (2006) pour Singapour et Hong Kong.

Edwards (2006) a étudié la relation entre le ciblage d'inflation et le taux de change, en traitant la question de la magnitude du pass-through du taux de change aux prix domestiques. Ainsi, il a analysé l'efficacité du taux de change nominal comme amortisseur de chocs dans les pays pratiquant le ciblage d'inflation. Selon l'auteur, une grande partie de la littérature sur le « pass-through » a ignoré cette question d'efficacité du taux de change et s'est concentrée sur les effets inflationnistes des changements de taux de change.

Un certain nombre de recherches ont montré que le degré de transmission du « pass-through » a considérablement diminué depuis les années 90, principalement du fait de la baisse du niveau et de la volatilité de l'inflation. Toutefois Edwards (2006) estime que cette ligne de pensée exclut le rôle des prix relatifs, et en particulier l'impact indirect de la transmission du taux de change nominal aux prix sur le taux de change réel.

Il évoque donc le rôle du taux de change réel. Sachant que le taux de change réel peut être défini comme le rapport des prix des biens non échangeables aux prix des biens échangeables (mathématiquement il est égal au taux de change nominal multiplié par le rapport entre les prix mondiaux et les prix domestiques), il est important de distinguer entre la transmission des changements du taux de change nominal aux prix des biens échangeables et la transmission aux prix des biens non échangeables. Une fois que les prix relatifs sont introduits dans l'analyse, le « problème de pass-through » n'affecte pas seulement l'inflation, il est également lié à l'efficacité du taux de change nominal comme amortisseur de chocs. La méthode d'Edwards (2006) est donc fondée sur l'étude du « pass-through » des variations du taux de change nominal aux prix des biens échangeables et non échangeables dans le but d'analyser l'efficacité du taux de change nominal dans l'absorption des effets inflationnistes des chocs. L'auteur établit le lien entre le pouvoir de

transmission du taux de change nominal aux prix et la capacité d'ajustement des effets inflationnistes des chocs du taux de change nominal sur la base du postulat suivant : le pouvoir d'absorption des effets inflationnistes des chocs par le taux de change nominal est considéré effectif lorsque la transmission des variations du taux de change nominal aux prix des biens échangeables est forte et que la transmission aux prix des biens non échangeables est faible. Ainsi, pour que le taux de change nominal soit un instrument d'ajustement des effets des chocs, il est indispensable que les variations du taux de change nominal soient transmises au taux de change réel. Par conséquent, la notion de transmission des mouvements du taux de change nominal aux prix soulève non seulement la question de l'inflation, mais aussi l'efficacité du taux de change nominal en tant qu'outil d'absorption des effets des chocs.

Pour investiguer si l'adoption du ciblage d'inflation avait affecté la magnitude du pass through (et l'efficacité du taux de change comme amortisseur de choc), l'auteur a adopté une variante du modèle empirique du pass through qui a déjà été utilisé par différentes autres études en régressant l'inflation sur le taux de change nominal, l'indice des prix étranger et d'autres variables de contrôle (telles que l'inflation mondiale et les prix mondiaux des matières premières). Son analyse a porté sur sept pays dont deux qui sont avancés et cinq qui sont émergents (Australie, Brésil, Canada, Chili, Israël, Corée et Mexique), avec des données trimestrielles couvrant la période 1985-2005.

Les principaux résultats de l'auteur montrent que les pays ayant adopté le ciblage d'inflation ont connu un déclin du degré du pass through. Dans beaucoup de pays, cette baisse a été différente entre l'inflation des biens non échangeables et celle des biens échangeables. Cependant, il n'y a aucune preuve de changement dans le degré d'efficacité du taux de change nominal comme amortisseur de choc au regard des coefficients des variables reflétant l'adoption du ciblage d'inflation et l'adoption d'un régime de change flottant. Aussi l'adoption du ciblage d'inflation n'a pas résulté en augmentation de la volatilité du taux de change (nominal ou réel) tandis que l'adoption d'un régime de change flottant a augmenté la volatilité du taux de change effectif réel.

Gerlach et Gerlach-Kristen (2006) ont étudié la contribution du taux de change nominal dans l'ajustement macroéconomique des effets des chocs sur la base du critère de persistance de l'inflation dans deux pays, à savoir Hong Kong et Singapour. Les auteurs ont estimé un modèle économétrique semi-structurel comprenant une équation de l'inflation basée sur la courbe de

Phillips en utilisant des données annuelles de 1984-2004 pour évaluer comment les changements dans les taux de change impactent sur l'inflation. L'estimation montre qu'une appréciation du taux de change effectif réel réduit l'inflation tandis qu'une dépréciation du taux de change effectif réel accroît l'inflation ; le coefficient du taux de change réel est significatif dans les deux pays.

Gagnon et Ihrig (2004) ont étudié le degré de transmission des variations du taux de change aux prix domestiques, en cherchant à expliquer la raison de la baisse de ce degré de transmission observée depuis les années 1990. Les auteurs ont développé un modèle théorique qui attribue le changement dans la transmission du pass through aux prix domestiques à l'accent accru que de nombreuses Banques Centrales ont mis sur la stabilisation de l'inflation.

Ils ont testé cette hypothèse sur une vingtaine de pays industrialisés avec des données trimestrielles couvrant la période 1971-2003. Ce test a été effectué en explorant la relation entre le pass through du taux de change et le régime de politique monétaire à partir d'un modèle macroéconomique intégrant les anticipations rationnelles. L'objectif était de montrer comment la corrélation entre les variations du taux de change et l'inflation dépend du régime de politique monétaire.

Gagnon et Ihrig (2004) ont trouvé une évidence solide d'un lien solide et statistiquement significatif entre les taux estimés du pass through et la variabilité de l'inflation. Ils ont également prouvé que le comportement de la politique monétaire est un facteur de stabilisation de l'inflation et, donc, de baisse du degré de pass through. Autrement dit, lorsqu'une Banque Centrale agit de manière agressive pour stabiliser le taux d'inflation domestique, elle resserre sa politique pour compenser toute impulsion inflationniste provenant de la hausse des prix à l'importation. Cette réaction de la politique monétaire réduit les hausses de prix dans d'autres secteurs de sorte que l'inflation globale reste stable. Lorsque les agents économiques comprennent correctement les intentions de la Banque Centrale, ils sont moins susceptibles d'essayer d'augmenter les coûts, y compris ceux découlant des dépréciations du taux de change. Les actions anti inflationnistes et la crédibilité de l'autorité monétaire sont donc des facteurs importants derrière la baisse du degré de transmission des variations du taux de change aux prix domestiques.

Chow (2004) a étudié le mécanisme de transmission monétaire à Singapour, en utilisant une approche VAR, dans un contexte où le pays fait face à des

chocs exogènes répétitifs suite à un degré élevé d'ouverture. Avec une part des exportations dans le PIB atteignant 180, la principale cause de la volatilité économique est l'augmentation de la fréquence et de l'ampleur des chocs exogènes. L'auteur a visé le taux de change effectif en tant qu'indicateur de l'orientation de la politique monétaire. Il a conclu que le taux de change est une source très importante de fluctuations des prix.

Taylor (2000) a étudié l'effet de l'environnement inflationniste sur le comportement de fixation des prix par les entreprises, en cherchant à comprendre les raisons de la baisse du degré de pass-through, observée depuis les années 90. Partant de l'hypothèse que ce faible degré était lié à la baisse et à la stabilisation de l'inflation, l'auteur a d'abord utilisé un modèle microéconomique de fixation des prix par les entreprises, qui a montré que le faible degré de pass-through était dû à une perception de faible persistance de changement de coûts. Le modèle a confirmé que la faible inflation est à la base d'un faible degré de pass through. Ensuite, l'auteur a estimé un modèle macroéconomique cohérent avec le modèle microéconomique pour étudier la relation entre les prix et la production. Les simulations du modèle ont montré que les attentes des entreprises concernant le degré de pass through ont un effet quantitativement significatif sur la relation entre la production agrégée et le niveau de prix.

Pour ce qui est des matières premières, le récent rapport économique sur l'Afrique publié par la Commission Economique pour l'Afrique (CEA, 2017) révèle que la chute de leurs prix depuis 2014 a entraîné la dépréciation des monnaies nationales dans la plupart des économies africaines et une hausse de l'inflation. Les grandes économies comme l'Angola et le Nigéria ont dévalué leurs monnaies, et l'Égypte a fait flotter son taux de change en échange d'un financement de 12 milliards de dollars du FMI sur trois ans. Le rand sud-africain a été instable en 2016. L'Éthiopie et le Ghana sont parvenus à n'effectuer qu'une légère dépréciation ou à maintenir la stabilité de leur monnaie. D'un côté, l'Éthiopie a continué à contrôler le taux de change grâce à des mécanismes de fixation des prix dans le cadre d'une politique de dévaluation progressive visant à atténuer les effets de l'inflation importée tout en améliorant la compétitivité des exportations. D'un autre côté, le cedi ghanéen est resté stable en 2016, mais une dépréciation progressive est prévue.

L'inflation a augmenté dans toutes les régions d'Afrique, à l'exception des régions de l'Afrique de l'Est et de l'Afrique Centrale. Elle a atteint 10 % en

2016 contre 7,5 % précédemment et devrait se maintenir à peu près à ce niveau en 2017. La dépréciation des monnaies nationales a été déterminante dans cette hausse de l'inflation, en plus d'autres facteurs internes liés à l'offre, la sécheresse et la hausse des prix de l'électricité (CEA, 2017).

Dans son analyse mentionnée précédemment, du pass through à l'inflation en Ethiopie en utilisant un modèle ARDL, Fetene (2015) a conclu qu'une forte variation des prix domestiques était due à l'évolution des prix mondiaux des matières premières.

2. CHOCS EXOGENES ET POLITIQUE MONETAIRE AU BURUNDI

Cette section décrit d'abord les objectifs et les instruments de la politique monétaire au Burundi. Ensuite, elle analyse certaines variables du secteur extérieur pour tenter d'identifier les épisodes de chocs et la réaction des variables monétaires que nous considérons hypothétiquement comme réponse des autorités monétaires.

2.1. Objectifs et instruments de la politique monétaire au Burundi

En vertu de la loi n° 1/34 du 02 décembre 2008 portant Statuts de la Banque de la République du Burundi (BRB, 2008), la mission fondamentale de la Banque Centrale consiste à formuler et à mettre en œuvre la politique monétaire en vue d'assurer la stabilité des prix (article 6), qui est l'objectif principal de la politique monétaire.

En vue de réaliser cet objectif, la Banque Centrale détermine les objectifs opérationnels et intermédiaires ainsi que les instruments de mise en œuvre de la politique monétaire. Ainsi, l'objectif opérationnel est le suivi de la base monétaire afin de contrôler la masse monétaire. La base monétaire est constituée par les billets et pièces en circulation et les réserves détenues par les banques commerciales dans leurs comptes auprès de la Banque Centrale. Le niveau de la base monétaire fixé est contrôlé à travers les objectifs quantitatifs d'avoir intérieurs et extérieurs nets en utilisant les instruments indirects de politique monétaire.

L'objectif intermédiaire est le contrôle de la masse monétaire afin que sa croissance soit compatible avec celle d'une inflation stable à la lumière des

bonnes pratiques internationales et ultimement / indirectement avec celle du produit intérieur brut (PIB en sigle).

Pour atteindre son objectif final, la Banque Centrale utilise les instruments indirects à savoir les appels d'offres de liquidité, les facilités de prêt marginal et la constitution des réserves obligatoires (cf. *Annexe I sur le cadre de politique monétaire*). A cet égard, la BRB organise, sur une fréquence hebdomadaire, des opérations d'appel d'offres d'apport ou de reprise de liquidité dont elle fixe la durée pour assurer la régulation de la liquidité bancaire. Les taux d'intérêt sont librement fixés par les banques soumissionnaires aux appels d'offres.

Dans ses opérations d'appel d'offres d'apport de liquidité, la Banque Centrale accorde, pour des maturités de 7, 14 et 28 jours, des liquidités aux banques qui en éprouvent le besoin. Par les appels d'offres de reprise de liquidité, la Banque Centrale propose aux banques qui sont en excédent de liquidité de les placer sous forme de dépôts rémunérés pour la durée indiquée dans l'appel d'offres.

Entre deux dates d'appel d'offres de liquidité, la Banque Centrale maintient une facilité permanente de prêt marginal à laquelle les banques commerciales peuvent recourir pour couvrir leurs soldes débiteurs éventuels au jour le jour. Le taux d'intérêt est déterminé sur base du taux d'intérêt moyen pondéré des Bons du Trésor à 13 semaines de l'émission précédente majoré de 3 points de pourcentage.

Un dispositif complémentaire de régulation monétaire constitué par le système des réserves obligatoires permet de limiter la capacité de création monétaire par les banques commerciales. Celles-ci sont tenues de maintenir un montant minimum de dépôts non rémunérés constitués séparément, en Franc Burundi, en Dollar américain et en Euro, dans les livres de la Banque Centrale. C'est par ce lien que la base monétaire est liée au marché de change à travers le contrôle d'un objectif quantitatif d'avoirs extérieurs nets compatibles avec le niveau de masse monétaire et, donc, de niveau général de prix visé. Le coefficient des réserves obligatoires est, actuellement, de 3% des dépôts collectés.

2.2. Chocs exogènes et politique monétaire au Burundi

Pour visualiser les contraintes possibles à l'atteinte de l'objectif de la politique monétaire suite aux chocs exogènes, cette partie analyse certaines variables du

secteur extérieur pour tenter d'identifier les épisodes de chocs et la réaction des variables monétaires que nous considérons hypothétiquement comme réponse des autorités monétaires. Nous postulons que toutes les variables ont une tendance que nous considérons comme suivant une évolution normale, et donc que toute déviation par rapport à cette tendance peut être considérée comme un choc. Le filtre HP nous permet de dériver la tendance et de calculer les écarts par la simple différence entre les valeurs réelles des variables et les valeurs tendanciennes.

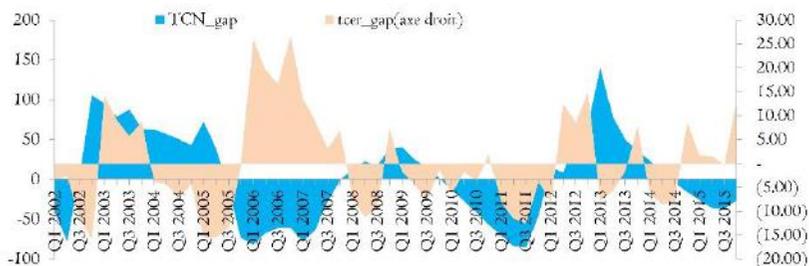
Les chocs exogènes pris en compte dans le contexte burundais portent sur le canal du taux de change et les prix internationaux des produits de base, en l'occurrence le prix international du café arabica. Comme vu précédemment, le taux de change est un canal important de transmission monétaire, surtout dans les petites économies ouvertes.

Le postulat est que la plupart des chocs externes auxquels fait face le Burundi sont absorbés par le cours de change effectif réel – la compétitivité internationale du pays – et leur nature est définie par la structure de la balance des paiements. En effet, la balance commerciale burundaise est dominée par les importations dont la fluctuation des prix influe sur l'inflation et les réserves de change.

La volatilité du cours du café sur le marché international affecte les réserves de change dans la mesure où le café continue de représenter une grande part des exportations du Burundi en dépit de sa baisse observée au cours des dernières années. Selon les statistiques du commerce extérieur, en moyenne annuelle, le café a représenté 40% des recettes d'exportation entre 2012 et 2016 (BRB, 2017).

Le graphique n°1 indique des chocs sur le change nettement identifiables sur différentes périodes. Trois principaux épisodes de dépréciation sont observés sur la période, et le plus important est survenu entre le quatrième trimestre de l'année 2005 et le premier trimestre 2008 correspondant à une appréciation nominale du taux de change. Le sens opposé des deux écarts pourrait être expliqué par une forte appréciation des monnaies et/ou une augmentation des prix des principaux partenaires commerciaux.

Graphique n°I : Cours de change (nominal et effectif réel)

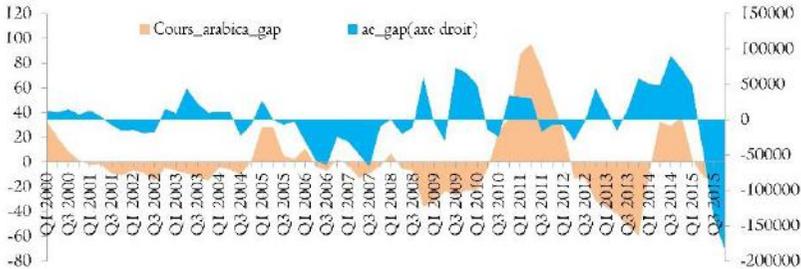


Source : Elaboré à partir des données de la BRB

Le graphique n°2 compare l'évolution du cours du café Arabica sur le marché international et les avoirs extérieurs. Ainsi, tout épisode où le cours du café arabica affiche un écart négatif devrait correspondre à une diminution des avoirs extérieurs par rapport à leur tendance et vice versa.

Bien que certains épisodes affichent une même tendance, il est difficile d'établir cette relation graphiquement pour deux principales raisons : la première est que les recettes d'exportation de café constituent une petite partie des avoirs extérieurs et la deuxième est que l'impact de la fluctuation des cours peut s'observer avec retard. En effet, la forte hausse du cours du café arabica survenue entre le deuxième trimestre 2010 et le premier trimestre 2012 semble n'avoir pas eu d'impact significatif sur les avoirs extérieurs. Il en est de même de la chute qui s'en est suivie après le deuxième trimestre 2012. Un écart négatif important des avoirs extérieurs est observé entre 2005 et fin 2007 ainsi qu'au cours de l'année 2015, période correspondant à une appréciation nominale et une dépréciation du taux de change effectif réel.

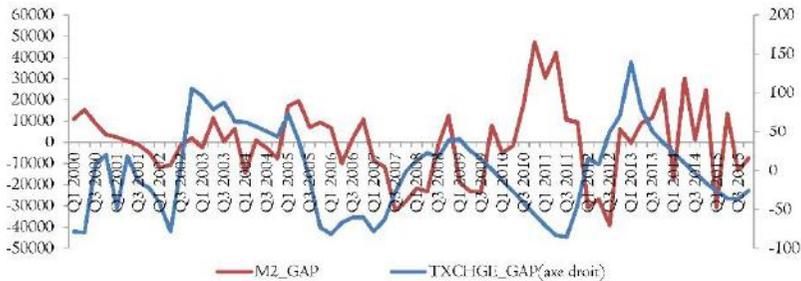
Graphique 2: Evolution du cours du café Arabica et des avoirs extérieurs



Source : Elaboré à partir des données de la BRB

L'évolution des cours de change ainsi que la situation des avoirs extérieurs pourraient avoir des implications sur l'atteinte des objectifs de la politique monétaire. L'analyse de l'évolution de la masse monétaire et des prix permet d'identifier l'impact de ces chocs sur la politique monétaire. De par le graphique 3 (a), la masse monétaire semble avoir une évolution indépendante des fluctuations du cours de change.

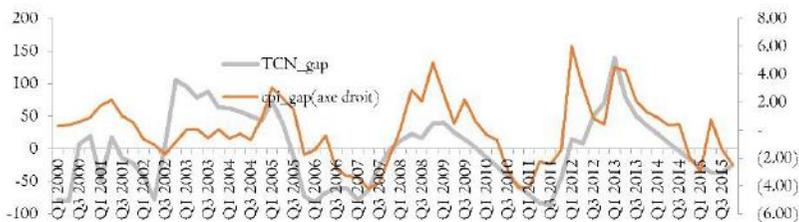
Graphique 3 (a): Ecart du taux de change nominal et de la Masse monétaire (Milliards)



Source : Elaboré à partir des données de la BRB

Par contre, le cours de change et les prix affichent une relation de même sens puisque leurs écarts respectifs varient dans la même direction (graphique 3(b)).

Graphique 3 (b): Ecart du taux de change nominal et des prix



Source : Elaboré à partir des données de la BRB

Face aux chocs exogènes, pouvant se traduire par un mouvement du taux de change (dépréciation ou appréciation), par un mouvement du prix international du café arabica, l'éventail de mesures de politique monétaire actuellement mises en œuvre par les autorités monétaires est large. Il inclut la stérilisation / compensation, le changement de la base monétaire, les interventions sur le marché des changes, le taux d'intérêt, le refinancement, d'autres mesures administratives régulant le marché des changes telles que l'administration du régime de change, l'allocation sélective de devises, etc.

L'expérience des cinq dernières années montre que ces chocs peuvent générer des effets inflationnistes, la Banque Centrale adopte alors une politique monétaire restrictive pour y faire face. En 2012 par exemple, le Burundi a subi des chocs liés à la hausse des prix alimentaires et du prix du pétrole, qui avaient conduit à une inflation de 25 % en mars. En vue de freiner la demande de crédit du secteur privé, le taux d'intérêt de la BRB était passé à 14%. Par conséquent, la croissance réelle de l'offre de monnaie avait décéléré de près de 4,7% en avril 2012. Après avoir atteint un pic de 40% à la fin 2011, le crédit au secteur privé a baissé à 28% en avril 2012 (IMF, 2012).

La même année, la balance des paiements avait été marquée par un creusement du déficit courant (-424,4 milliards BIF en 2012 contre -357,6 milliards BIF en 2011) suite à l'aggravation du déficit de la balance commerciale (-798,6 milliards BIF contre -540 355,1 milliards BIF en 2011). Ces déficits ont affecté la situation des réserves de change, qui n'ont cessé de baisser remarquablement depuis 2010 (tableau n°1), certes avec une légère reprise en 2014 liée aux décaissements au titre de dons projets de la Coopération Technique Belge dans le cadre du programme de pavage de routes.

Tableau I : Evolution des réserves de change en mois d'importation

Année	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017 (p)
Mois d'importations	4,4	4,1	3,3	3,5	3,5	3,9	2,0	1,4	1,2

Source : FMI (2017), Perspectives économiques régionales, Washington DC, Avril.

La chute des réserves de change, combinée avec les effets inflationnistes de la hausse des prix alimentaires et pétroliers, a provoqué une dépréciation de 14,3% de la monnaie nationale par rapport à 2011. Pour essayer de maintenir la parité de la monnaie, la Banque Centrale a accru ses interventions sur le marché des enchères de devises, atteignant alors 97,65 millions de dollars américains.

Plus récemment, la crise politique déclenchée en Avril 2015 a entraîné une crise économique, ou s'entremêlent des chocs endogènes et des chocs exogènes, avec des effets sur la conduite de la politique monétaire. En effet, la crise a entraîné une décroissance économique, a aggravé le déficit budgétaire et détérioré les capacités d'importation du pays suite à la contraction brutale des devises.

Elle a impacté aussi sur la santé financière des banques commerciales, entraînant une forte hausse du taux des prêts non performants et des tensions sur la liquidité bancaire. Ce qui a poussé la Banque Centrale à accroître le refinancement des banques commerciales. Le financement du déficit budgétaire a résulté en une hausse de l'endettement intérieur, qui s'est matérialisée par une augmentation sans précédent de l'encours des titres publics dans le total de l'actif des banques, tandis que le crédit à l'économie a fortement diminué. Plus récemment, ce dernier a enregistré une légère hausse, de 1,4% en Juin 2017 par rapport à Juin 2016 alors que les créances sur l'Etat ont enregistré une hausse de 25,3% sur la même période (BRB, 2017).

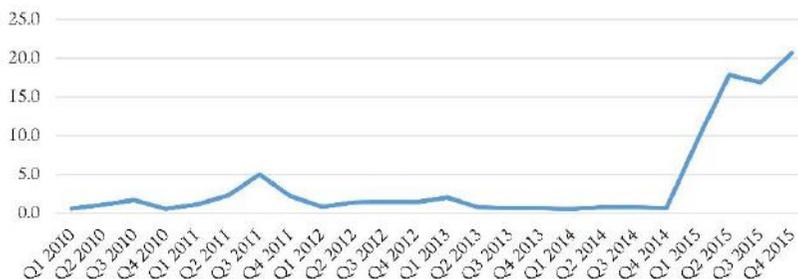
Afin de contenir la croissance de l'offre de monnaie et donc les pressions inflationnistes liées à la hausse du refinancement des banques commerciales et de la monétisation du financement du déficit budgétaire, la Banque Centrale a accru ses interventions sur le marché des changes pour protéger la valeur de la monnaie nationale. Ainsi, au cours de l'année 2015, la Banque Centrale a vendu sur le marché interbancaire de devises (MID) un montant s'élevant à

192,9 millions USD contre 122,15 millions en 2014. Au cours de l'année 2016, la Banque Centrale a poursuivi sa politique d'intervention sur le marché de change dans l'objectif de contenir les fluctuations des cours de change et de faciliter l'importation des produits essentiels. Elle a vendu sur le MID un montant de 211,38 millions USD.

Aussi, le niveau très bas des réserves de change a déclenché des actions radicales du Gouvernement, y compris le rationnement des devises, le transfert de tous les comptes en devises de projets appartenant au Gouvernement et à des organisations non gouvernementales ainsi que des recettes d'exportation vers la Banque Centrale à partir du premier trimestre de 2016. En raison du rationnement, le marché de change priorise les importations de biens essentiels (carburant, médicaments, matières premières, fertilisants).

Grâce aux interventions sur le marché des changes, la dépréciation du taux de change officiel a été contenue à un taux de 1,6% en 2015 et 5% en 2016. Ceci constitue un résultat remarquable à court terme, même si cette politique de gestion des pénuries des réserves et du taux de change a des limites qui la rendent difficilement soutenable à moyen terme. L'une des limites est que le renforcement du dirigisme du flottement du taux de change a résulté en un accroissement du déséquilibre entre l'offre et la demande de devises, entraînant un élargissement de l'écart entre le taux de change officiel et le taux de change parallèle. Ainsi, alors que la prime du marché parallèle était à moins de 1% à fin 2014, cet écart a atteint 9,5% au premier trimestre, 17,8% au deuxième trimestre, 16,9% au troisième trimestre et 20,7% au quatrième trimestre de l'année 2015 (graphique 4). Elle a atteint plus de 50% au cours du premier semestre 2017.

Graphique 4. Ecart entre le taux de change officiel et le taux de change parallèle (en %)



Source : Elaboré à partir des données de la BRB

En somme, l'évolution de certaines variables du secteur extérieur permet d'identifier des épisodes de chocs mais aussi la réaction de certaines variables monétaires qui reflètent les réponses des autorités monétaires. Cependant, il est difficile de conclure de l'impact des chocs externes avec la seule analyse descriptive, d'où l'importance des estimations économétriques qui prennent en considération l'interaction entre variables macroéconomiques.

3. RESULTATS ECONOMETRIQUES

3.1. Méthodologie et données

3.1. I. Modèle théorique

Cette section étudie le degré de transmission des variations du taux de change aux prix domestiques (pass through) au Burundi, sur base de la revue de la littérature empirique développée dans section précédente. Nous procédons à l'usage d'un modèle VAR avec quatre variables, à savoir l'indice de la production industrielle (IPI), l'indice des prix à la consommation (IPC), le taux de change effectif réel et la masse monétaire réel (M2R). L'utilisation du taux de change effectif réel suit l'approche d'Edwards (2006) puisque les biens échangeables et les biens non-échangeables font tous partie de l'indice des prix à la consommation des ménages au Burundi. Ces quatre variables sont des variables endogènes du modèle. Le prix international du café (CAF) et une variable muette (DUM) représentant les périodes de crise après les accords d'Arusha sont prises comme exogènes. Les périodes de crise couvrent 2005 à

Juin 2006 et Avril 2005 à Décembre 2015. Nous avons pensé à intégrer une variable muette reflétant l'allocation sélective de devises aux produits stratégiques mais il s'est avéré que la période où cette politique a débuté (début 2016) n'est pas incluse dans la période sous analyse ; cette politique n'avait pas été pratiquée par le passé.

La masse monétaire représente la variable reflétant la conduite de la politique monétaire conformément au cadre de politique monétaire présenté précédemment basé sur le ciblage des agrégats monétaires. Par manque de données trimestrielles sur le PIB réel, ce dernier réel a été remplacé par l'indice de la production industrielle (IPI) à la manière de Cuche et Hess (2000).

Ainsi, cette étude emprunte le modèle estimé dans d'autres études, telles que celles de Hai et Trang (2015), Le (2009), Nguyen (2015). L'ordre des variables est basé sur l'hypothèse qu'un choc sur la politique monétaire serait transmis au niveau des prix et à la production. Le prix international du café (CAF) est intégré au modèle comme exogène car cette étude veut contrôler les chocs externes, en prenant en compte l'ouverture de l'économie burundaise et le rôle de canal de transmission que joue le taux de change dans les économies ouvertes, surtout celles de petite taille.

3.1.2. Causalité de Toda et Yamamoto

La procédure de Toda et Yamamoto (1995) se réalise en estimant un modèle VAR en niveau augmenté d'ordre $p = k + d_{\max}$ (d est l'ordre maximal d'intégration des séries, k est le retard du VAR). Si les séries sont stationnaires, aucun retard additionnel n'est introduit dans le VAR, et la procédure de test suit l'approche standard. En revanche, si les séries sont intégrées d'ordre 1, alors un seul retard supplémentaire est introduit dans le modèle.

Nous estimons VAR d'ordre $(k + d_{\max})$ à l'aide de la méthode de régression SUR (Seemingly Unrelated Regression) parce que la puissance du test de Wald s'améliore lorsque la technique SUR est utilisée pour l'estimation (Rambaldi et Doran, 1996).

Pour réaliser le test de causalité sur le modèle « *augmenté* », on applique des tests de restrictions uniquement sur les k premiers coefficients. Les autres coefficients sont en réalité nuls et sont une surparamétrisation volontaire qui sert à incorporer dans le VAR la dimension potentiellement cointégrée des variables.

La statistique du test suit asymptotiquement une distribution du chi-deux et reste indépendante de l'ordre d'intégration des variables. La procédure de test est robuste même si les variables sont intégrées d'ordres différents ou possiblement cointégrées.

3.1.3. Le modèle VAR

Selon Arzu et Larry (2017), l'approche vectorielle autorégressive (VAR) convient aux principaux facteurs déterminants de l'inflation, principalement parce que cette méthode permet de saisir pleinement l'interaction entre les variables macroéconomiques et leurs effets de rétroaction. Le but de l'utilisation de la méthode VAR est d'étudier la réponse des variables endogènes aux chocs dans le taux de change effectif réel et le prix international du café à court terme. Les variables endogènes de notre modèle VAR comprennent l'indice des prix à la consommation, l'indice la production industrielle, la masse monétaire et le taux de change effectif réel.

Les variables exogènes comprennent le prix international du café ainsi qu'une variable dichotomique (prenant la valeur 1 entre 2005 et Juin 2006 où la rébellion du FNL était encore en guerre ainsi qu'entre Avril et Décembre 2015 correspondant au moment fort de la crise politique actuelle que traverse le pays). À la lumière de la courte période impliquée, une longueur de décalage a été choisie, conformément aux résultats du Critère d'information Akaike pour une durée de latence optimale. La stabilité du modèle est vérifiée en fonction des racines du polynôme caractéristique AR, et si toutes les racines se trouvent à l'intérieur du cercle unitaire, le modèle satisfait la condition de stabilité. Des tests d'absence d'autocorrélation et de normalité du résidu ont été également effectués.

Les réponses impulsionnelles sont basées sur une décomposition de Cholesky de la matrice de variance-covariance des termes d'erreur à partir de l'estimation du VAR. L'ordre des variables utilisées pour la décomposition de Cholesky est la suivante: l'indice de la production industrielle, l'indice des prix à la consommation, le taux de change effectif réel et la masse monétaire. Le même ordre des variables a été suggéré par Arzu et Larry (2017). Les fonctions de réponse impulsionnelles sont utilisées pour évaluer le pass-through du taux de change à l'indice des prix à la consommation. Elles retracent l'effet sur l'indice des prix à la consommation d'un choc structurel d'un écart-type provenant du taux de change.

3.2. Résultats des estimations

3.2.1. Test de stationnarité et cointégration

Le tableau 2 rapporte les résultats des tests de racine unitaire du test ADF. Le nombre de termes retardés est choisi selon la méthode proposée par Campbell et Perron (1991). Les statistiques pour les variables en niveau (LIPC, LTCER, LIPI, LM2R, LCAF) ne dépassent pas les valeurs critiques. Ce qui indique que ces variables ne sont pas intégrées d'ordre zéro.

Tableau 2 : test ADF de stationnarité en niveau

	Modèle	Valeur	Retards	P-value	Stationnarité
LTCER	Sans constante	1.795872	2	0.9810	Non
	avec constante	-0.184537	2	0.9328	Non
	avec constante et trend	-3.247611	1	0.0887	Non
LIPC	Sans constante	4.736096	0	1.0000	Non
	avec constante	-0.928017	0	0.7699	Non
	avec constante et trend	-1.550322	0	0.7963	Non
LIPI	Sans constante	1.679754	2	0.9757	Non
	avec constante	-0.334291	2	0.9112	Non
	avec constante et trend	-3.088915	1	0.1215	Non
LM2R	Sans constante	1.602294	0	0.9715	Non
	avec constante	-2.362871	0	0.1579	Non
	avec constante et trend	-2.788895	1	0.2089	Non
LCAF	Sans constante	0.258007	1	0.7564	Non
	avec constante	-2.185746	1	0.2141	Non
	avec constante et trend	-2.326402	1	0.4115	Non

Source : Calcul des auteurs à l'aide du logiciel Eviews 6.0

Les variables se définissent comme suit : LTCER = logarithme du taux de change effectif réel ; LIPC = logarithme de l'indice des prix à la consommation ; LIPI = logarithme de l'indice de la production industrielle corrigée des variations saisonnières ; LCAF = logarithme du Prix international du café corrigée des variations saisonnières ; LM2R = logarithme de la masse monétaire (en termes réels) corrigée des variations saisonnières.

Quand nous prenons les données en première différence, les différents tests montrent que toutes les variables sont stationnaires. Par conséquent, les variables sont intégrées d'ordre 1 comme le montrent les tests ADF.

Tableau 3 : Test ADF de stationnarité en différence première

	Modèle	Valeur	Retards	P-value	Stationnarité
LTCER	Sans constant	-4.842265	1	0.0000	oui
	avec constante	-5.286390	1	0.0001	oui
	avec constante et trend	-5.300705	1	0.0004	oui
LIPC	Sans constant	-4.409105	0	0.0000	oui
	avec constante	-6.053390	0	0.0000	oui
	avec constante et trend	-6.039961	0	0.0000	oui
LIPI	Sans constant	-11.79091	0	0.0000	oui
	avec constante	-7.827806	1	0.0000	oui
	avec constante et trend	-7.747025	1	0.0000	oui
LPETR	Sans constant	-5.303757	1	0.0000	oui
	avec constante	-5.235557	1	0.0001	oui
	avec constante et trend	-5.748197	3	0.0001	oui
LM2R	Sans constant	-2.389302	9	0.0180	oui
	avec constante	-2.989398	5	0.0437	oui
	avec constante et trend	-3.906895	8	0.0204	oui
	Sans constant	-2.194548	9	0.0288	oui
	avec constante	-3.516446	8	0.0123	oui
	avec constante et trend	-4.302767	8	0.0075	oui

Source : Calcul des auteurs à l'aide du logiciel Eviews 6.0

Le tableau 4 présente les résultats du test de cointégration de Johansen. Ni le test de λ_{\max} , ni le test de λ_{trace} ne rejette l'hypothèse nulle d'absence de cointégration au niveau de signification de 5% puisque les statistiques λ_{\max} et λ_{trace} calculées sont inférieures aux valeurs critiques. L'absence de relation de cointégration montre la pertinence d'utiliser un modèle VAR.

Tableau 4 : Test de cointégration de Johansen

Hypothèse nulle	Test de la trace				test de la valeur eigenvalue maximale				
	Hypothèse alternative	Eigenvalue	Statistique	95% Valeur Critique	Hypo. nulle	Hypo. alternative	Eigenvalue	Statistique	95% Valeur critique
$r = 0$	$r \geq 1$	0.284513	33.94029	47.85613	$r = 0$	$r = 1$		14.73084	27.58434
$r \leq 1$	$r \geq 2$	0.209080	19.20945	29.79707	$r \leq 1$	$r = 2$	0.209080	10.32060	21.13162
$r \leq 2$	$r \geq 3$	0.182909	8.888850	15.49471	$r \leq 2$	$r = 3$	0.182909	8.888226	14.26460
$r \leq 3$	$r \geq 4$	1.42E-05	0.000625	3.841466	$r \leq 3$	$r = 4$	1.42E-05	0.000625	3.841466

Source : Calcul des auteurs à l'aide du logiciel Eviews 6.0

3.2.2. Test de causalité

A partir du tableau 5, on constate qu'il n'y a aucune variable qui cause l'inflation au sens de Toda et Yamamoto (1995). Les résultats de ce tableau confirment qu'il y a d'autres facteurs qui expliquent l'inflation au Burundi.

Tableau 5 : Résultats du test de causalité de Toda et Yamamoto

Hypothèse nulle	Statistique F	P value
LTCER ne cause pas LIPC	1.642854	0.1999
LIPI ne cause pas LIPC	2.128707	0.1446
LM2R ne cause pas LIPC	0.060351	0.109494

Source : Calcul des auteurs à l'aide du logiciel Eviews 6.0

3.2.3. Résultats de l'estimation du VAR

Les résultats du modèle VAR sont présentés dans le tableau n°6. Les tests d'autocorrélation, de normalité des résidus et de stabilité sont valides (annexe 2 à 4). Le taux de change effectif réel influence négativement le taux d'inflation au seuil de 10%. Le taux de change effectif réel influence négativement l'indice de la production industrielle au seuil de 5%. Par contre, aucune variable n'explique le taux de change effectif réel et la masse monétaire.

Le prix international du café impacte négativement sur l'inflation et sur le taux de change, bien qu'il ne soit pas significatif. Ceci signifie qu'une hausse des recettes d'exportations du café, générant un accroissement des réserves de change, conduit à une appréciation de la monnaie nationale et, par conséquent, une baisse de l'inflation et inversement. Par contre, le prix du café est lié positivement et significativement à la masse monétaire.

Les résultats du tableau n°6 montrent une relation négative entre le taux de change effectif réel et l'indice des prix à la consommation. Le même résultat a été trouvé par Ben Sliman (2008) en estimant un modèle de la courbe de Phillips pour l'Égypte, la Jordanie, le Maroc et la Tunisie ; et par Gerlach et Gerlach-Kristen (2006) dans le cas du Singapour et de Hong Kong. L'utilisation du taux de change effectif réel et non pas nominal permet de capter l'impact des chocs des prix des importations (ou chocs de demande réelle) sur l'inflation. Les variations non anticipées du taux de change réel sont également des chocs de termes d'échange. Le signe négatif signifie qu'une appréciation de la monnaie domestique en termes effectifs réels résulte en une baisse de l'inflation due à la baisse des prix des importations.

Tableau 6 : Estimation VAR du modèle

Vector Autoregression Estimates				
Standard errors in () & t-statistics in []				
	DLIPI_SA	DLIPC	DLTCER	DLM2R_SA
DLIPI_SA(-1)	-0.553975 (0.12889) [-4.29816]	0.077677 (0.06382) [1.21722]	0.108906 (0.07740) [1.40713]	-0.010465 (0.08957) [-0.11683]
DLIPC(-1)	-0.246949 (0.36043) [-0.68515]	0.127475 (0.17846) [0.71431]	0.309032 (0.21644) [1.42782]	0.100005 (0.25049) [0.39924]
DLTCER(-1)	-0.550030 (0.24826) [-2.21557]	-0.235711 (0.12292) [-1.91761]	0.300502 (0.14908) [2.01576]	0.030593 (0.17253) [0.17732]
DLM2R_SA(-1)	-0.137823 (0.24052) [-0.57303]	0.058796 (0.11909) [0.49373]	0.112988 (0.14443) [0.78231]	-0.200695 (0.16715) [-1.20069]
C	0.019529 (0.01600) [1.22020]	0.024032 (0.00792) [3.03265]	-0.001015 (0.00961) [-0.10561]	-0.000199 (0.01112) [-0.01786]
DUM	0.017128 (0.02068) [0.82846]	-0.005369 (0.01024) [-0.52450]	0.003052 (0.01242) [0.24584]	0.022817 (0.01437) [1.58797]
DLCAF_SA	-0.048666 (0.08890) [-0.54743]	-0.057352 (0.04402) [-1.30298]	-0.095428 (0.05338) [-1.78760]	0.159955 (0.06178) [2.58904]
R-squared	0.395206	0.181284	0.287179	0.244906
Adj. R-squared	0.297131	0.048519	0.171587	0.122458
F-statistic	4.029636	1.365449	2.484409	2.000082

Source : Calcul des auteurs à partir du logiciel Eviews 6.0

3.2.4. Fonctions de réponses impulsionnelles

L'examen de l'ampleur du pass through des chocs sur le taux de change à l'inflation nous permet de mesurer les effets d'une dépréciation du taux de change. Les réponses impulsionnelles (représentées par les traits continus) sont présentées au cours d'un horizon de 10 trimestres (figure 1). Tous les chocs sont standardisés à 1% et donc, l'axe vertical indique le pourcentage de la variation approximative de la variable en réponse à 1% de choc sur le taux de change.

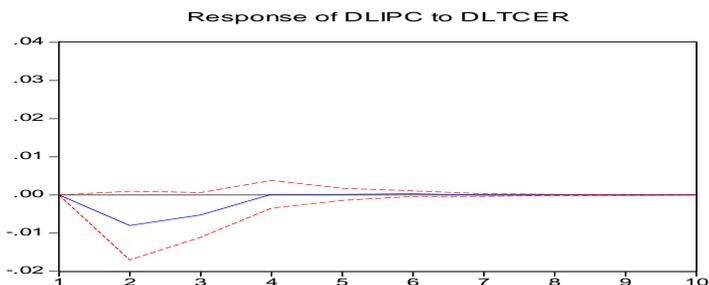
La figure 1 indique que tout choc sur le taux de change réel entraîne une réaction rapide du niveau général des prix. Celui-ci diminue au cours des deux premiers trimestres à la suite de la baisse de la demande locale des produits finis d'origine extérieure. Cette baisse s'explique aussi par les interventions de la Banque Centrale. En cas d'appréciation des devises étrangères, celle-ci vend des devises pour lisser le taux de change nominal. Puis le niveau général des prix connaît une relance et augmente à partir du troisième trimestre en réponse au renchérissement des importations des produits intermédiaires et à l'augmentation de la demande étrangère de produits locaux, pour gagner sa valeur initiale dans presque 4 trimestres.

Selon Jebali et al. (2006), la rapidité de la réaction des prix aux variations du taux de change peut être expliquée soit par une flexibilité des prix surtout des produits finis importés, soit par politique monétaire accommodante et peu crédible. Devereux (2001) a mis en évidence que, dans certains pays (exemple le Mexique), les importateurs ajustent immédiatement leurs prix proportionnellement à la hausse de leurs coûts suite à la dépréciation du taux de change. Taylor (2000) suggère que, si les entreprises manquent de confiance dans la politique monétaire, alors elles ne tardent pas à transmettre l'augmentation de leurs coûts aux prix, car elles ne voient pas que cette dépréciation du taux de change pourrait être transitoire.

Mais il est à remarquer que ce pass through est faible. Gagnon et Ihrig (2004) justifie cette faiblesse du pass through par le fait que les pays avec un taux d'inflation faible et stable semblent avoir des degrés faibles du pass through et que au cours de cette période, ces pays connaissent une baisse du niveau et de la variabilité de l'inflation. C'est qui est le cas pour le Burundi où le taux d'inflation a été en général faible dans la période sous-analyse. En effet, à part les années 2005, 2008, 2009, 2010 et 2011 où elle a atteint 13%, 24%, 10%, 11% et 18% respectivement, l'inflation a été souvent de loin inférieure à 8%, considéré comme le critère de convergence au sein de la Communauté Est Africaine. Une autre explication est fournie par Burstein et al. (2002). Ces auteurs expliquent cette baisse observée dans la transmission des chocs sur le taux de change à l'indice général des prix par la substitution des produits importés coûteux par des produits locaux moins chers. Borenstein et De Gregorio (1999) et Goldgajn et Werlang (2000) voient en outre que c'est la dévaluation des monnaies nationales qui est le principal déterminant de la baisse de l'inflation à long terme.

Figure 1 : Réaction de l'IPC à un choc du taux de change réel

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

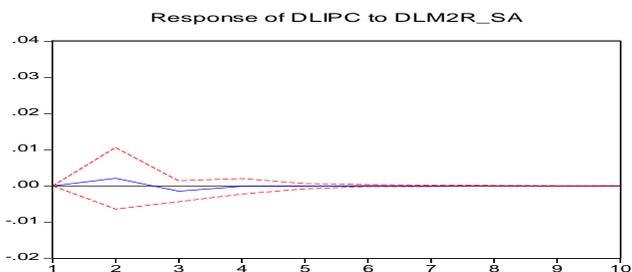


Source : Calcul des auteurs à partir du logiciel Eviews 6.0

Le niveau des prix répond positivement et instantanément à un choc sur la masse monétaire (figure 2). Il connaît cependant une rapide baisse puis une reprise et se stabilise après 4 trimestres. Cependant, la réaction est faible. Cela correspond à ce que la macroéconomie appelle souvent «la viscosité des prix» (Le, 2009).

Figure 2 : Réaction de l'IPC à un choc de la masse monétaire

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Source : Calcul des auteurs à partir du logiciel Eviews 6.0

3.2.5. Décomposition de la variance

Bien que les réponses impulsionnelles indiquent l'ampleur de la répercussion sur les prix intérieurs, elles n'indiquent pas l'importance de ces chocs dans les fluctuations du niveau de ces prix. Par conséquent, pour étudier l'importance de ces fluctuations, on fait recours à décompositions de la variance des variables de prix.

Conformément aux réponses impulsionnelles discutées précédemment, la décomposition de la variance révèle que les chocs de taux de change contribuent relativement plus à l'inflation que les chocs de la masse monétaire (tableau 7). Ce même résultat a été trouvé par Nguyen (2015), Ogundipe et Egbetokun (2013) et Jabali et al. (2006).

Selon Nguyen (2015), l'importance du canal du taux de change peut également dépendre de la part de la valeur ajoutée nationale dans les biens échangeables. Si cette part est élevée, les changements de taux de change ont un effet important sur la production et sur la demande. Mais si le contenu importé est très élevé, alors le taux de change aura un impact plus limité sur le produit national et aura plutôt un impact direct important sur l'inflation. Dans de nombreux pays en développement - en particulier ceux qui n'ont que des marchés rudimentaires pour les obligations, les actions et l'immobilier - le taux de change est probablement le plus important des prix des actifs touchés par la politique monétaire.

Plus précisément, si les variations de la masse monétaire ne représentent que 0,4 à 0,6% des variations du niveau des prix sur un horizon de 2 à 10 trimestres, les chocs sur les taux de change représentent respectivement 6,4 à 8,7% sur le même horizon. Ogundipe et Egbetokun (2013) suggèrent que si le processus d'inflation est fondamentalement influencé par les changements de taux de change, une surveillance monétaire solide est nécessaire.

Tableau 7 : Décomposition de la variance de l'IPC

Variance Decomposition of DLIPC:

Period	S.E.	DLIPI_SA	DLIPC	DLTCER	DLM2R_SA
1	0.030315	0.056756	99.94324	0.000000	0.000000
2	0.031622	1.038013	92.07906	6.443530	0.439392
3	0.032556	3.493289	87.19930	8.684891	0.622515
4	0.032586	3.540867	87.16515	8.671105	0.622878
5	0.032592	3.570085	87.13620	8.670055	0.623657
6	0.032596	3.584857	87.11465	8.676520	0.623974
7	0.032597	3.586160	87.11339	8.676483	0.623963
8	0.032597	3.586591	87.11298	8.676456	0.623968
9	0.032597	3.586720	87.11283	8.676482	0.623970
10	0.032597	3.586741	87.11281	8.676482	0.623970

Source : Calcul des auteurs à l'aide du logiciel Eviews 6.0

3.2.6. Impact d'un choc extérieur sur le taux de change, la masse monétaire et l'inflation

Pour analyser l'effet d'un choc extérieur (ici le prix international du café), cette étude fait une comparaison du modèle avec et sans choc extérieur. Le prix international du café a été pris comme exogène dans l'estimation du VAR analysé précédemment. Cette étude a estimé le même modèle sans prix international du café comme variable exogène. Le VAR estimé se trouve en annexe 5. Le modèle passe également les trois tests (test de normalité des résidus, d'autocorrélation et de stabilité).

Le modèle sans la variable exogène laisse les résultats inchangés en ce qui concerne les réponses impulsionnelles avec la même tendance, bien qu'il existe une légère différence en termes de pourcentage. En effet, le choc de la masse monétaire sur l'indice des prix à la consommation augmente légèrement. Le phénomène inverse se remarque au niveau du taux de change effectif réel (annexe 6). Les chocs sur ces variables ont un impact à court terme sur le prix tandis qu'à long terme, ils sont presque neutres.

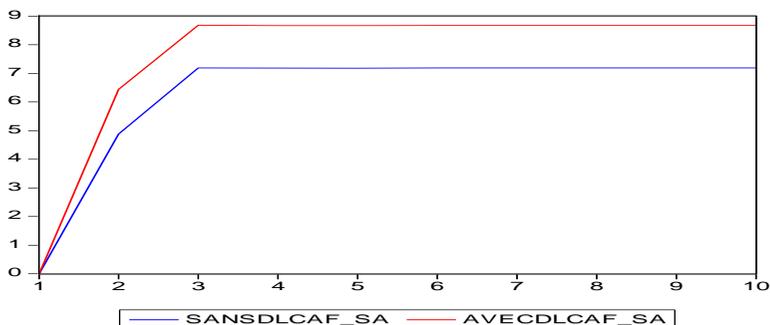
La variance de l'erreur de prévision du taux de change réel diminue de 6,4% dans le modèle avec prix international du café à 4,9% par rapport à celui sans prix international du café, soit une diminution de 23%. Ces résultats confirment qu'au Burundi un choc exogène engendré par le prix international du café se répercute en premier lieu sur le taux de change. Le taux de change

effectif réel améliore son pouvoir explicatif de l'inflation. Il faut noter que le signe du taux de change réel dans le VAR et dans les impulsions réponses était négatif, traduisant une appréciation du taux change réel.

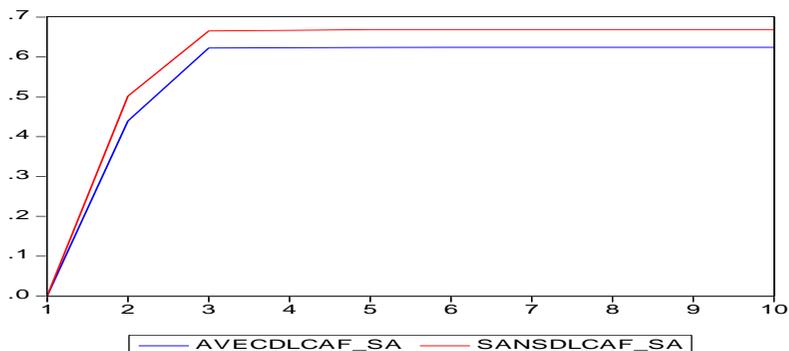
Au niveau de la masse monétaire, il se remarque une contraction en réaction à cette appréciation de la monnaie locale. L'indice des prix à la consommation diminue à la suite d'un choc sur le prix international du café, bien que le degré de diminution devienne stable à partir du quatrième trimestre. Ceci signifie que l'inflation au Burundi n'a pas, en premier lieu, des origines monétaires mais des origines extérieures. Selon une récente analyse, les effets des changements dans l'offre de monnaie se transmettent à l'inflation avec un décalage de six à 12 mois (World Bank, 2017).

Graphique 5 : Décomposition de la variance de l'erreur de prévision de l'IPC

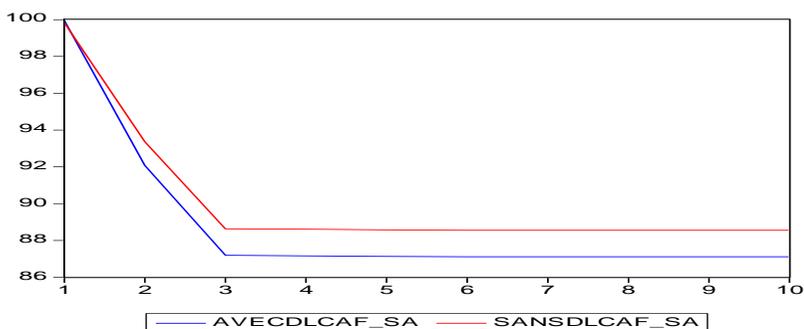
Expliquée par le taux de change effectif réel



Expliquée par la masse monétaire



Expliquée par l'indice des prix à la consommation



Source : Calcul des auteurs à l'aide du logiciel Eviews

4. Conclusion et recommandations

Ce papier a investigué l'impact des chocs exogènes sur l'efficacité de la politique monétaire au Burundi, en utilisant des données trimestrielles de Janvier 2005 à Décembre 2015. Deux chocs ont été pris en considération, à savoir le choc de taux de change et le prix international du café.

L'estimation du degré du pass through a été faite par le modèle VAR. Les résultats de ce modèle montrent que le taux de change a un impact négatif et significatif (au seuil de 10%) sur l'inflation. Les réponses impulsionnelles

indiquent que le choc des taux de change est négligeable pour expliquer les chocs de l'indice des prix à la consommation du Burundi. Ceci est cohérent avec les études antérieures de Devereux et Yetman (2008) et Choudhri et Hakura (2001). Cependant, l'analyse de la décomposition de la variance indique que les variations de change dominent généralement les autres variables prises en considération dans notre modèle pour expliquer l'inflation au Burundi. Ceci confirme la thèse selon laquelle la répercussion du taux de change a été la principale cause de l'inflation vu la dépendance aux importations dans les économies en développement.

Certains travaux récents sur la transmission des chocs via le taux de change ont montré qu'un degré faible de pass through peut fournir une large flexibilité pour la poursuite d'une politique monétaire indépendante, ce qui permet l'accomplissement d'une stratégie de ciblage d'inflation (par exemple Choudhri et Hakura, 2001). Ainsi, la faiblesse du pass through encourage la Banque Centrale du Burundi à poursuivre les efforts visant à mener une politique monétaire indépendante et de ciblage d'inflation. Pour cela, la politique monétaire devra être appuyée par une meilleure coordination avec une politique budgétaire plus adéquate.

Les résultats de la décomposition de la variance suggèrent que l'inflation est plus influencée par les changements de taux de change que les variations de la masse monétaire et de la production. Si la Banque Centrale cherche à adopter un flottement dirigé, cela pourrait aider à stabiliser le taux de change et les prix, car il est assez évident que les variations du taux de change contribuent à l'inflation. Atteindre la stabilité du taux de change permettra aux entreprises de planifier et lorsque les circonstances sont certaines dans une économie, la plupart des secteurs peuvent réagir positivement et l'économie peut atteindre un meilleur taux de croissance.

Cependant, l'objectif de stabiliser le taux de change par un flottement dirigé doit tenir compte des moyens dont dispose la Banque Centrale dans un contexte où le pays n'a pas accès aux marchés des capitaux internationaux alors même que l'autorité monétaire est confrontée à une forte demande de devises, hautement rationnée depuis deux ans en raison d'une offre limitée. Il faudrait envisager davantage de flexibilité dans le contrôle du taux de change, de manière progressive, en vue d'atténuer les effets de l'inflation importée tout en améliorant la compétitivité des exportations.

Par ailleurs, l'introduction d'un choc exogène résultant du prix international du café affecte le pouvoir prédictif de canaux de transmission de la politique monétaire, à savoir le taux de change et la masse monétaire, dans la prévision de l'inflation. Les résultats empiriques mettent donc en évidence l'influence des chocs exogènes, captés par les variations du taux de change effectif réel et du prix international du café arabica, sur l'efficacité de la politique monétaire.

L'autorité monétaire doit donc surveiller attentivement l'environnement économique international afin d'utiliser son contenu informationnel pour mieux réagir correctement aux déséquilibres extérieurs. Par exemple, la remontée des prix mondiaux des produits pétroliers, entamée récemment, combinée avec la baisse continue des cours mondiaux du café, devraient accentuer les chocs de taux de change. Ces chocs pourraient avoir des conséquences directes pour les entreprises, les ménages et l'Etat, en entraînant une hausse des prix des produits importés ainsi que ceux de nombreux intrants intermédiaires et, par voie de conséquence, une augmentation des coûts de production.

Cette étude est effectuée uniquement en fonction de l'indice des prix à la consommation. Une étude plus approfondie est nécessaire pour aborder la transmission du taux de change sur d'autres indices de prix mais aussi sur d'autres canaux de transmission de la politique monétaire. Il faudrait aussi une étude incorporant l'indice d'autres produits importés par lequel le taux de change effectif réel agit directement pour se transmettre à l'inflation.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

ABIDA, Z., SGHAIER, I.M. (2012), Transmission des variations du taux de change aux prix : Evidence Empirique pour la Tunisie Et le Maroc, *Global Journal of Management and Business Research*, Volume 12, Issue 2.

ARZU, T.B., LARRY, A. (2017), « Inflation Dynamics and Monetary Transmission in Turkey in the Inflation Targeting Regime », *Journal of Reviews on Global Economics*, 6, pp.1-14 (<http://www.lifescienceglobal.com/pms/index.php/jrge/article/view/4303/2482>, consulté le 25 juin 2017).

ATABAEV, N., GANIYEV, J. (2013), VAR Analysis of the Monetary Transmission Mechanism in Kyrgyzstan, *Eurasian Journal of Business and Economics*, 6 (11), 121-134.

BANQUE CENTRALE EUROPEENNE (2012), Protocole sur les statuts du système européen de banques centrales et de la Banque centrale européenne (http://www.ecb.int/ecb/legal/pdf/fr_statute_2.pdf, consulté le 7 Juillet 2017).

BANQUE DE LA REPUBLIQUE DU BURUNDI (2017), Bulletin Mensuel. Juillet 2017, Bujumbura.

BANQUE DE LA REPUBLIQUE DU BURUNDI (2008), Loi N°1/34 du 02 Décembre 2008 Portant Statuts de la Banque de la République du Burundi, Bujumbura.

BEKOLO-EBE, B. (2017), « Quelle politique macro-prudentielle et quelle coordination avec les politiques macroéconomiques », communication à la Conférence de haut niveau organisée par la Banque des Etats d'Afrique Centrale sur le thème « *Les banques centrales face aux chocs exogènes : stratégies de sortie de crise* » le 25 Janvier 2017, BEAC, Yaoundé.

BEN SLIMAN, L. (2008), Chocs de change, dynamique des prix et conduite de la politique monétaire. Le cas de la Tunisie dans le cadre de l'Accord d'Agadir, Thèse de Doctorat en Sciences Economiques, Université Panthéon-Sorbonne-Paris I.

BIJAN, B. Aghevli (1999), La crise asiatique. Causes et remèdes, *Finances & Développement*, p. 28-31.

BORENSZTEIN, E., DE GREGORIO, J. (1999), «Devaluation And Inflation After Currency Crises», *mimeo*, FMI, pp.1-34, disponible en ligne sur

<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.202.925&rep=rep1&type=pdf>, consulté le 01 novembre 2017).

BURSTEIN, A, EICHENBAUM, M ET REBELO, S, (2002), “Why are Rates of Inflation so low after large devaluations?” *NBER working paper*, N° 8748, pp.1-52, disponible en ligne sur

<http://www.kellogg.northwestern.edu/faculty/rebelo/htm/devaluationsmay-2002.pdf>, consulté le 01 novembre 2017.

CAMPBELL, J. Y, PERRON, P. (1991), « Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots », *NBER Macroeconomics Annual*, Vol. 6, pp. 141-201.

COMMISSION ECONOMIQUE POUR L'AFRIQUE (2017), *Rapport Economique sur l'Afrique. Evolution récente de la situation économique en Afrique*, Addis Abeba.

CHOW, H. K., (2004), A VAR Analysis of Singapore's Monetary Transmission Mechanism, *Research Collection School Of Economics*, 19-2004, 1, Institutional Knowledge at Singapore Management University.

CHOUDHRI, E., HAKURA, D. (2001), « Exchange Rate Pass-through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter? », *IMF Working Paper* No. 01/194, pp. 1-35 (<https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2001/wp01194.pdf>, consulté le 21 juin 2017).

CUCHE, N.A. ET HESS, M.K. (2000), « Estimating Monthly GDP in a General Kalman Filter Framework: Evidence from Switzerland », *Economic & Financial Modelling* (<http://cuhe.net/download/pdf/papers/monthlygdpefm.pdf>, consulté le 20 juin 2017).

DEVEREUX, M. (2001), “Monetary Policy, Exchange Rate Flexibility and Exchange Rate Pass-Through”, Bank of Canada, *Séminaire et Recherche*, p47-82.

DEVEREUX, M., YETMAN, J. (2008), Price Adjustment and Exchange Rate Pass-through: Theory and evidence. Hong Kong Institute for Monetary Research.

EDWARDS, S. (2006), « The relationship between exchange rates and inflation targeting revisited », *NBER Working Paper*, n°12163.

FETENE, P.H. (2015), « An Empirical Investigation of Exchange Rate Pass through to Consumer Price in Ethiopia (1981-2013) », *Journal of Economics and Sustainable Development* (<http://www.iiste.org/Journals/index.php/JEDS/article/viewFile/24420/25176>, consulté le 23 juin 2017).

FOND MONETAIRE INTERNATIONAL (2017), Perspectives économiques régionales, Washington DC, Avril.

GAGNON, J. E., IHRIG, J. (2004), « Monetary policy and exchange rate pass-through », *International Journal of Finance and Economics*, n°9, p. 315-338.

GERLACH, S., GERLACH-KRISTEN, P., 2006, «Monetary Policy Regimes and Macroeconomic Outcomes: Hong Kong and Singapore», *BIS Working Paper* no.204.

GOLDFAJN. I ET WERLANG. S, (2000), « The Pass-through from Depreciation to Inflation: A Panel Study », Banco Central do Brasil, *Working Paper Series*, (<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.606.7421&rep=rep1&type=pdf>, consulté le 01 novembre 2017).

HAI, B.T., TRANG, T.T.M. (2015), « The Transmission Mechanism of Monetary Policy in Vietnam: A VAR Approach », Graduate Institute of International and Development Studies, International Economics Department, *Working Paper Series* n°15-2015, p. 1-36 (<http://repository.graduateinstitute.ch/record/293245/files/HEIDWP15-2015.pdf>, consulté le 03 novembre 2017).

INTERNATIONAL MONETARY FUND (2015), *Evolving Monetary Policy Frameworks in Low-Income and Other Developing Countries*, Washington DC.

INTERNATIONAL MONETARY FUND (2012), Burundi: 2012 Article IV Consultation and First Review under the Three-Year Arrangement Under

the Extended Credit Facility and Request for Modification of Performance Criteria—Staff Report. *IMF Country Report* No.12/226, August.

JEBALI, S., MOULAH, T. MOUHA, M.S. (2008), “Taux de change et Inflation: une analyse en modèle VAR du canal du taux de change : Cas de la Tunisie” Laboratoire Prospective, de Stratégie et de Développement Durable, Faculté des Sciences Economiques et de Gestion de Tunis, Tunisie.

LE, H.V. (2009), « VAR analysis of the monetary transmission mechanism in Vietnam », *Applied Econometrics and International Development*, Vol. 9/1, pp. 165-179 (<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.823.2073&rep=rep1&type=pdf>, consulté le 05 novembre 2017).

MISHKIN, F. S. (2008), « Exchange rate pass-through and monetary policy », *NBER Working Paper*, n°13889.

NGUYEN, T.T.V. (2015) « The Role of Different Channels in Transmitting Monetary Policy into Output and Price in Vietnam », *Journal of Economics and Development*, 17, 1, pp. 20-40 (http://www.jed.edu.vn/Uploads/JED%20Issue/2015/Vol%2017%20No1/Article%202_JED_Vol%2017_Number%201.pdf, consulté le 02 novembre 2017).

ONDO OSSA, A. (2017), « L'impact de la crise sur les économies en développement », communication à la Conférence de haut niveau organisée par la Banque des Etats d'Afrique Centrale sur le thème « *Les banques centrales face aux chocs exogènes : stratégies de sortie de crise* » le 25 Janvier 2017, BEAC, Yaoundé.

OGUNDIPE, A.A. ET EGBETOKUN, S. (2013), « exchange rate pass-through to consumer prices in Nigeria », *Journal of Business Management and Applied Economics*, 2, 4, pp.1-10 (<http://eprints.covenantuniversity.edu.ng/1785/1/Ogundipe%20Adeyemi%20A.%204.pdf>, consulté le 02 novembre 2017).

RAMBALDI, A. N., DORAN, H. E. (1996), “Testing for Granger Non-Causality in Cointegrated Systems Made Easy.” *Working Paper in Econometrics and Applied Statistics*, No88, University of New England.

TAYLOR, J. (2000), “Low inflation, Pass-through, and the Pricing Power of Firms”, *European Economic Review*, Vol 44, 1389-1408.

TODA, H.Y., YAMAMOTO, H. (1995), “Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes”, *Journal of Econometrics*, Vol. 66, pp. 225-250.

WIJESINGHE, D.S. (1989), *Monetary policy responses to external shocks. Some Policy Simulations for Sri Lanka and Malaysia*, the South East Asian Central Banks (SEACEN) Research and Training Centre, December.

World Bank (2017), *Burundi Economic Update (Draft)*, Washington/Bujumbura, June.

Annexes

Annexe I. Cadre de Politique Monétaire

Le cadre de politique monétaire de la Banque de la République du Burundi se caractérise par **le ciblage des agrégats monétaires et l'utilisation des instruments indirects** pour contrôler la masse monétaire et assurer la stabilité des prix. Dans la mise en œuvre de la politique monétaire, la BRB agit sur la base monétaire comme **objectif opérationnel**, dans l'hypothèse d'une relation linéaire stable, d'une part entre la base monétaire et la masse monétaire M2, et d'autre part entre la masse monétaire M2 et le niveau général des prix.

La masse monétaire M2 constitue ainsi l'**objectif intermédiaire** de la politique monétaire qui permet d'atteindre l'**objectif final** de stabilité des prix. Pour agir sur l'objectif intermédiaire M2, la Banque Centrale fixe, dans le cadre du programme économique et financier, l'objectif quantitatif de base monétaire. Le niveau de la base monétaire fixé est contrôlé à travers les objectifs quantitatifs d'avoir intérieurs et extérieurs nets en utilisant les instruments indirects de politique monétaire suivant :

- **Réserves obligatoires**

Il s'agit d'une obligation faite aux banques commerciales de constituer séparément, dans leurs comptes courants en BIF, en Dollars Américains (USD) et en Euros (EUR), ouverts dans les livres de la Banque de la République du Burundi, des réserves obligatoires sous forme de dépôts non rémunérés. Les réserves obligatoires servent à contrôler la création monétaire par les banques commerciales. Elles se calculent sur base des dépôts à vue et à terme, en BIF et en devises des clients des banques tels qu'ils résultent de leurs situations comptables mensuelles communiquées à la Banque de la République du Burundi.

Les réserves obligatoires sur les dépôts en BIF, en Dollars Américains (USD) et en Euros (EUR) sont constituées dans les mêmes monnaies. Les réserves obligatoires sur les dépôts libellés en d'autres devises sont constituées en Dollars Américains (USD).

Le coefficient des réserves obligatoires, actuellement fixé à 3%, est déterminé par la Banque de la République du Burundi et communiqué aux banques par voie de lettre circulaire. La période de constitution des réserves obligatoires s'étend du premier au dernier jour de chaque mois.

Le montant des réserves obligatoires constituées par chaque banque correspond à la moyenne mensuelle des soldes créditeurs journaliers de ses comptes courants en BIF, en USD et en EUR, ouverts dans les livres de la Banque de la République du Burundi. Pour les jours fériés, le solde à prendre en considération est celui du dernier jour ouvrable. Les soldes moyens de ces comptes doivent être au moins égaux aux montants respectifs des réserves requises.

- **Appels d'offres de liquidité**

La Banque Centrale contrôle la liquidité bancaire à travers les opérations d'appels d'offres d'apport et de reprise de liquidité dont elle fixe la durée (généralement 7 jours) et la périodicité. Les appels d'offres de liquidité peuvent être à taux fixe ou à taux variable. Dans le cas d'appels d'offres à taux fixe, la BRB annonce le taux d'intérêt auquel toutes les banques présentent leurs soumissions. Dans les appels d'offres à taux variables, chaque banque indique les montants qu'elle souhaite emprunter ou placer, selon le cas, et les taux correspondants.

- **Appels d'offres d'apport de liquidité**

Par les appels d'offres d'apport de liquidité, à taux fixe ou à taux variable, la BRB accorde aux banques des avances temporaires. Lorsque l'appel d'offres est à taux fixe, chaque banque est servie pour la totalité du montant qu'elle a demandé aussi longtemps que la somme des offres est inférieure ou égale au montant que la BRB est disposée à fournir. Si le total des offres est supérieur au montant fixé par la BRB, les banques sont servies au prorata de leurs demandes respectives sur la base d'un pourcentage égal au rapport entre le montant à adjuger et le total des montants soumissionnés.

Lorsque l'appel d'offres est à taux variables, les offres sont classées par ordre décroissant de taux et sont satisfaites en commençant par celles qui sont assorties de taux d'intérêt les plus élevés jusqu'à épuisement du montant total des liquidités à fournir. Si, au taux d'intérêt le plus bas retenu, appelé taux marginal, le total cumulé des offres excède le montant résiduel à fournir, ce dernier est adjugé au prorata de ces offres, en fonction du rapport entre le montant résiduel et le total des offres au taux marginal. Une fois les montants alloués, la BRB peut appliquer soit la méthode d'adjudication à taux unique soit la méthode à taux multiples. Dans le premier cas, toutes les banques

retenues sont servies au même taux, appelé taux marginal de l'appel d'offres. Dans le second cas, les banques sont servies aux taux correspondants à chacune de leurs offres retenues.

Après dépouillement des offres et adjudications, la BRB notifie à chaque banque soumissionnaire les montants qui lui sont alloués et les taux d'intérêts qui lui seront décomptés. Le total de ces montants est porté au crédit de son compte courant à la date valeur indiquée dans l'appel d'offre. A la date de remboursement annoncée dans l'appel d'offres, le compte courant de la banque concernée est débité du montant total alloué ainsi que des intérêts.

- **Appels d'offres de reprise de liquidité**

Cet instrument consiste à proposer aux banques, par voie d'appel d'offres, de placer auprès de la Banque Centrale des liquidités sous forme de dépôts rémunérés pour la durée indiquée dans l'appel d'offres. Lorsque l'appel d'offres est à taux fixe et si la somme des offres est inférieure ou égale au montant que la BRB a décidé de retirer, l'offre de chaque banque est retenue en totalité. Si le total des offres est supérieur au montant fixé par la BRB, les offres respectives sont prises au prorata sur la base d'un pourcentage égal au rapport entre le montant à adjudger et le total des montants offerts.

Lorsque l'appel d'offres est à taux variable, les offres sont classées par ordre de taux croissant et sont satisfaites en commençant par celles qui sont assorties des taux d'intérêt les plus bas jusqu'à épuisement du montant total des liquidités à retirer. Si, au taux d'intérêt le plus élevé retenu, appelé taux marginal, le total des offres excède le montant résiduel à retirer, ce dernier est adjudgé au prorata de ces offres, en fonction du rapport entre le montant résiduel et le total des offres au taux marginal.

Une fois les montants alloués, la BRB peut appliquer soit la méthode d'adjudication à taux unique soit la méthode à taux multiples. Dans le premier cas, toutes les offres retenues sont prises au même taux, en principe le taux marginal de l'appel d'offres. Dans le second cas, les banques sont servies aux taux correspondant à chacune de leurs offres retenues.

Après dépouillement des offres et adjudication, la BRB notifie à chaque banque soumissionnaire les montants qu'elle pourra déposer et les taux d'intérêts qui lui seront appliqués. Le total de ces montants est porté au débit de son compte courant à la date de valeur indiquée dans l'appel d'offres. A la

date de remboursement annoncée dans l'appel d'offres, le compte courant de la banque sera crédité du montant total du dépôt majoré des intérêts.

- **Appels d'offres rapides**

A sa propre initiative, la BRB peut prêter ou reprendre de la liquidité aux banques par le moyen d'appels d'offres rapides dont toutes les étapes sont exécutées le même jour. La durée de ces opérations est fixée par la BRB. La participation aux appels d'offres rapides peut être limitée à certaines banques.

- **Facilité de prêt marginal**

La BRB met à la disposition des banques une facilité permanente de prêt marginal à laquelle elles peuvent recourir, à leur initiative, pour obtenir des liquidités au jour le jour au taux d'intérêt du marché monétaire (actuellement le taux d'intérêt moyen pondéré sur les Bons du Trésor à 13 semaines de l'émission précédente) majoré d'une marge préalablement annoncée (actuellement 3 points de pourcentage). Cette facilité est accordée, si, à la clôture d'une journée, le solde du compte courant d'une banque à la BRB est débiteur à condition qu'elle ait constitué des garanties suffisantes auprès de la BRB.

Le montant alloué dans le cadre de cette facilité est crédité le même jour au compte courant de la banque. Le remboursement de ce montant et le paiement des intérêts interviennent le jour ouvrable suivant. Si elle le juge nécessaire, la BRB peut fixer des limites aux recours à cette facilité. Ces limites peuvent être globales ou par banque et porter soit sur les montants prêtés soit sur le nombre de jours de recours par semaine. En plus de ces instruments, la BRB peut accorder à titre exceptionnel des prêts à une banque ou à un établissement financier dans le cadre de conventions bilatérales.

Annexe 2 : Tableau n°8. Test d'autocorrélation du modèle VAR

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
Included observations: 44

Lags	LM-Stat	Prob
1	18.43448	0.2991
2	11.33835	0.7881
3	9.548534	0.8891
4	20.00052	0.2202
5	16.10091	0.4459
6	8.529960	0.9315
7	5.546266	0.9923
8	19.22254	0.2573
9	23.27025	0.1067
10	8.875831	0.9184
11	14.64817	0.5505
12	18.08600	0.3189

Probs from chi-square with 16 df.

Source : Calcul des auteurs à l'aide du logiciel Eviews 6.0

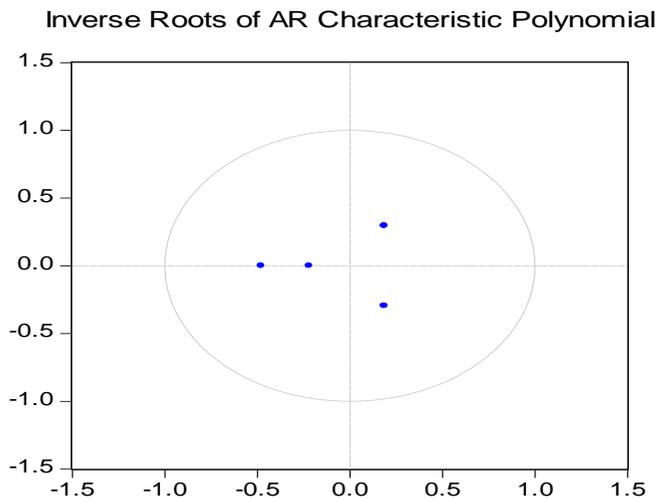
Annexe 3. Tableau n°9: test d'autocorrélation du modèle VAR

VAR Residual Normality Tests

Included observations: 44

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.271130	0.539085	1	0.4628
2	0.383296	1.077385	1	0.2993
3	-0.124689	0.114015	1	0.7356
4	-0.120342	0.106203	1	0.7445
Joint		1.836688	4	0.7658
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.698140	0.167053	1	0.6827
2	2.372201	0.722574	1	0.3953
3	1.689792	3.147183	1	0.0761
4	2.033991	1.710816	1	0.1909
Joint		5.747625	4	0.2188
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	0.706138	2	0.7025	
2	1.799959	2	0.4066	
3	3.261197	2	0.1958	
4	1.817019	2	0.4031	
Joint	7.584313	8	0.4751	

Source : Calcul des auteurs à l'aide du logiciel Eviews 6.0

Annexe 4: Figure 4 : Test de stabilité du VAR

Source : Calcul des auteurs à l'aide du logiciel Eviews 6.0

Annexe 5 : Tableau IO : Estimation du VAR sans prix international du café comme variable exogène

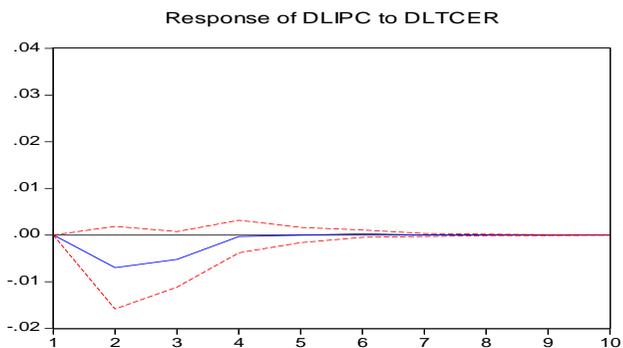
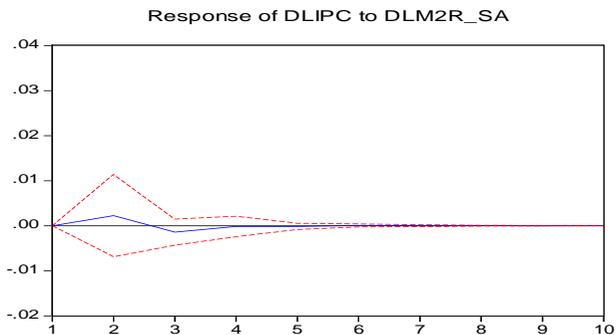
Vector Autoregression Estimates

Included observations: 44

Standard errors in () & t-statistics in []

	DLIPI_SA	DLIPC	DLTCER	DLM2R_SA
DLIPI_SA(-1)	-0.553203 (0.12769) [-4.33254]	0.078586 (0.06439) [1.22039]	0.110419 (0.07959) [1.38726]	-0.013001 (0.09605) [-0.13536]
DLIPC(-1)	-0.244847 (0.35708) [-0.68570]	0.129952 (0.18008) [0.72163]	0.313153 (0.22259) [1.40687]	0.093097 (0.26861) [0.34659]
DLTCER(-1)	-0.517565 (0.23884) [-2.16701]	-0.197451 (0.12045) [-1.63927]	0.364161 (0.14888) [2.44595]	-0.076112 (0.17967) [-0.42363]
DLM2R_SA(-1)	-0.137659 (0.23829) [-0.57770]	0.058990 (0.12017) [0.49087]	0.113310 (0.14854) [0.76282]	-0.201234 (0.17925) [-1.12262]
C	0.019145 (0.01584) [1.20854]	0.023579 (0.00799) [2.95144]	-0.001768 (0.00987) [-0.17903]	0.001063 (0.01192) [0.08924]
DUM	0.015572 (0.02029) [0.76749]	-0.007204 (0.01023) [-0.70404]	-5.30E-07 (0.01265) [-4.2e-05]	0.027933 (0.01526) [1.83021]
R-squared	0.390307	0.143717	0.225616	0.108109
Adj. R-squared	0.310084	0.031048	0.123724	-0.009245
F-statistic	4.865291	1.275567	2.214258	0.921218

Source : Calcul des auteurs à l'aide du logiciel Eviews 6.0

Annexe 6 : Réponse de l'IPC à un choc du taux de change.**Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.****Annexe 7 : Réponse de l'IPC à un choc sur la masse monétaire****Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.**

Les causes de l'Inflation au Burundi

Par Vénuste NDIKUMWENAYO⁵

Résumé

Les déterminants de l'inflation ont toujours alimenté des débats aussi bien au niveau théorique qu'à l'échelle empirique. L'objet de ce travail est d'analyser les déterminants de l'inflation à court et à long terme au Burundi. Dans le but de capter ces déterminants, nous utilisons le modèle à correction d'erreur. Les résultats montrent que la baisse de la production et de l'effet combiné de la dépréciation du taux de change et de l'évolution des prix des produits pétroliers sur le marché international expliquent l'inflation aussi bien à court terme qu'à long terme. Quant à la croissance de la masse monétaire, les résultats indiquent que son influence sur l'inflation est significative à court terme.

Classification JEL: C32, E37, E52

⁵ Directeur des Etudes Economiques et de la Statistique à la BRB, e-mail : vndikumwenayo@brb.bi

Abstract

The determinants of inflation have always been the focus of the debate on both the theoretical and empirical level of analysis. The aim of this paper is to analyze the determinants of inflation in short and long term in Burundi. In order to capture these determinants, we used the error correction model. The findings show that the decrease in Real Gross Domestic Product and the combined effect of the exchange rate depreciation and oil prices development on the international market exert a significant impact on inflation for both short and long term in Burundi. Money supply affects significantly inflation in the short term.

JEL Classification: C32, E37, E52

Introduction générale

L'une des idées les plus répandues sur l'inflation est que ce phénomène est considéré comme l'un des fléaux de l'économie, compte tenu de ses implications économiques et sociales. Ainsi, le cadre de politique monétaire de la plupart des banques centrales privilégie la stabilité des prix comme objectif primordial, bien que certaines y ajoutent d'autres objectifs pour autant qu'ils ne soient pas préjudiciables au premier.

De par ses statuts, la Banque de la République du Burundi a pour principal objectif de veiller à la stabilité des prix et, sans préjudice à ce dernier, de contribuer à la stabilité du système financier. En privilégiant ces objectifs, la Banque Centrale contribue également à la mise en œuvre des politiques économiques propices au développement harmonieux de l'économie.

Toutefois, bien qu'un niveau bas et relativement stable des prix apparaisse comme une condition indispensable pour garantir la stabilité et le développement économique, l'évolution du taux d'inflation au Burundi semble s'éloigner de cette conception. Dans la poursuite de cet objectif de stabilité des prix, la Banque de la République du Burundi utilise un cadre de politique monétaire centré sur le contrôle indirect de la croissance de la masse monétaire à travers le contrôle de la base monétaire. Cette base monétaire est à son tour maîtrisée à l'aide de l'utilisation des instruments indirects de politique

monétaire qui permettent de suivre l'évolution de ses contreparties qui constituent des critères quantitatifs du programme économique et financier. Ce programme économique et financier est convenu entre le Ministère des Finances et de la Planification du Développement Economique d'une part et le Fonds Monétaire International d'autre part. Les critères quantitatifs d'évaluation de ce programme sont constitués par les avoirs intérieurs (plafond) et extérieurs (plancher) nets, contreparties de la base monétaire.

Ainsi, malgré l'existence de ce cadre et compte tenu des faits, il s'avère nécessaire d'élucider les principaux déterminants de l'inflation au Burundi, d'où l'intérêt de cette analyse.

Une vaste partie de la littérature présente l'inflation comme un phénomène perturbateur de l'économie dans la mesure où elle peut conduire à l'incertitude quant à la rentabilité future des projets d'investissement, ce qui affecte négativement la croissance économique. Une telle analyse permet d'orienter les responsables de la politique monétaire dans la bonne maîtrise des décisions relatives à la stabilité des prix, mais elle permet également aux autres responsables de la politique macroéconomique de concevoir des actions adaptées en matière de promotion de la croissance économique.

La suite de ce papier se concentre sur une revue sélective de la littérature théorique et empirique des déterminants de l'inflation (I), de l'analyse descriptive des sources de l'inflation au Burundi (II) et complétée par une analyse économétrique des déterminants de l'inflation (III).

I. REVUE DE LA LITTERATURE SUR LES DETERMINANTS DE L'INFLATION

I.I. L'inflation dans la théorie économique

Dans le cadre des déterminants de l'inflation, il existe une diversité de théories avancées par les économistes pour expliquer l'occurrence des situations inflationnistes. Il est convenu que l'inflation pose de sérieux problèmes à la stabilité économique des pays et plusieurs approches sont présentées par la littérature.

I.I. I. Approche monétaire de l'inflation

Les premiers économistes ont toujours fait recours à l'approche monétaire pour expliquer la dynamique de l'inflation. La théorie quantitative développée par Jean BODIN, ses prolongations depuis les travaux d'Irving FISHER au début du 20^{ème} siècle ainsi que l'analyse monétariste développée principalement par Milton FRIEDMAN au courant des années 70 expliquent l'inflation par l'excès de la croissance monétaire comparativement à la croissance de la production⁶.

- **Analyse classique et néoclassique de la théorie quantitative de la monnaie**

C'est à Jean BODIN qu'est attribuée la formulation la plus courante et la plus ancienne de la théorie quantitative de la monnaie. Cette théorie est en effet celle de l'équation générale des transactions mettant en exergue l'égalité comptable entre la quantité totale de la monnaie en circulation et la valeur totale des transactions réalisées : $MV=PT$ (1).

Dans cette équation M représente la masse monétaire, V est la vitesse de circulation de la monnaie qui est supposée constante, P est la moyenne pondérée des prix tandis que T désigne le volume des transactions.

Cette équation a été reprise par Irving FISHER (1911) qui distingue la monnaie scripturale (dépôts) et la monnaie fiduciaire : $MV+M'V'=PT$ (2). Dans cette nouvelle formulation de FISHER, M et M' représentent respectivement la masse de monnaie scripturale et la monnaie fiduciaire ; V et V' sont les vitesses de circulation respectives des deux stocks monétaires.

- **Friedman et les monétaristes**

Le modèle proposé par FRIEDMAN est plus complexe que l'explication donnée par les premiers quantitativistes pour rétablir l'importance de la monnaie dans l'explication des phénomènes économiques. FRIEDMAN explique l'inflation à partir d'une fonction complexe de demande de monnaie

⁶ Voir par exemple la discussion de Mordi et al(2007), The dynamics of inflation in Nigeria, Central Bank of Nigeria, Abuja, August 2007

qui dépend des éléments tels que le revenu permanent (anticipé), le rapport du revenu du capital non humain au capital au revenu du capital humain, le rendement espéré de la monnaie, des actions et des obligations, le taux d'inflation anticipé ainsi que d'autres facteurs susceptibles d'influencer la demande de monnaie.

FRIEDMAN (1976) indique que la cause immédiate de l'inflation est toujours et partout la même : un accroissement anormalement rapide de la quantité de monnaie par rapport au volume de la production. Les monétaristes considèrent donc que l'inflation est principalement un problème de demande globale excédentaire stimulée par une politique monétaire expansionniste.

Pour contenir l'inflation, FRIEDMAN indique qu'il faut maintenir l'expansion monétaire à un taux constant et modéré. Le rythme de croissance monétaire doit être le même que celui de la croissance de la production réelle de l'économie.

Pour les monétaristes, l'inflation a une origine monétaire due à une émission supplémentaire de monnaie et une origine fiscale, due au décalage entre les recettes publiques et les dépenses publiques, donc le financement monétaire du déficit budgétaire.

En ce qui est de l'origine monétaire, FRIEDMAN affirme que comme l'inflation est un phénomène monétaire dont la responsabilité repose sur la politique de l'Etat, elle peut être évitée par le contrôle du stock de monnaie. Pour FRIEDMAN, les autorités monétaires doivent anticiper et annoncer le taux de croissance d'un agrégat monétaire pour une période durable pour lutter efficacement contre l'inflation. Concernant l'origine fiscale, les monétaristes classiques au même titre que certains libéraux admettent que l'inflation peut avoir une origine fiscale lorsque les dépenses de l'Etat dépassent ses recettes c'est-à-dire lorsque l'Etat dépense plus qu'il ne gagne en impôts. Ils admettent que le recours à une réduction du déficit budgétaire peut restreindre significativement l'origine fiscale de l'inflation. Ceci traduit en fait que le financement monétaire du déficit budgétaire est une source importante des tensions inflationnistes dans une économie.

I.1 .2. L'inflation par la demande

L'on parle d'inflation par la demande lorsque la demande globale excède l'offre globale sur le marché. En effet, la demande globale est constituée par l'ensemble des revenus distribués à l'occasion de la production c'est-à-dire qu'elle est rigoureusement égale à l'offre globale en l'absence des comportements de thésaurisation. Ainsi, tout accroissement incontrôlé des moyens de paiement peut générer un excès de demande.

Dans la relation entre la monnaie et l'excès de demande, l'on s'éloigne de la pensée monétariste stricte en considérant que l'augmentation de la demande peut provenir d'une augmentation autonome de la vitesse de circulation de la monnaie, d'une entrée de devises étrangères ou d'un rapatriement des profits et dividendes ou de désépargne.

Relativement aux arguments monétaristes, l'explication de l'inflation par la demande consiste à dire que la création monétaire ne sera inflationniste que dans la mesure où l'appareil productif ne peut pas répondre à l'accroissement de la demande. Dans ce cas, l'ajustement se fait par les prix à défaut de se faire par les quantités.

I.1.3. L'inflation par les coûts

L'explication de l'inflation par les coûts revient à considérer que la responsabilité de la hausse des prix incombe à une augmentation des rémunérations des facteurs de production qui est supérieure à celle de leur productivité. Théoriquement, cette hausse peut avoir plusieurs origines :

- Le coût du facteur travail, c'est-à-dire la hausse des salaires essentiellement due aux revendications syndicales. Cette hausse est répercutée par les entreprises sur le prix des produits ;
- Le coût du facteur capital qui concerne généralement les augmentations des taux d'amortissement, des taux d'intérêts sur les crédits, etc ;
- Le coût des interventions publiques notamment par les augmentations des charges sociales sur les salaires, des charges fiscales et tarifaires, toutes ces charges se répercutent sur le prix de vente des produits des entreprises ;

- Le coût des produits importés se rapporte essentiellement à la hausse des matières premières et autres produits importés.

I.I.4. Analyse structuraliste de l'inflation

Les explications de l'inflation par la monnaie, par la demande et par les coûts contiennent chacune une part de vérité et se complètent pour fournir une analyse cohérente du processus inflationniste. Mais, il faut aussi se situer dans le contexte de l'évolution du système économique dans lequel l'inflation apparaît.

L'argument des structuralistes⁷ est que l'inflation est inévitable dans une économie qui connaît des changements structurels provoqués par la croissance rapide. Dans ce cas, l'inflation est causée par des contraintes structurelles et par des déséquilibres non monétaires. Donc, les causes de l'inflation pour les structuralistes ne se trouvent pas, par hypothèse, dans les politiques monétaires ou fiscales, mais dans les structures économiques des pays où le mécanisme du prix fonctionne dans le cadre des structures de marchés imparfaits.

Dans les pays en développement, en effet, les causes de l'inflation doivent être recherchées dans les problèmes fondamentaux de développement économique et dans les caractéristiques structurelles du système de production de ces pays. Plus précisément, l'agriculture, le commerce extérieur et le secteur étatique sont caractérisés par des rigidités institutionnelles qui sont à la base de l'augmentation des prix. Ces pressions à la hausse se transforment en un processus inflationniste généralisé par le biais d'autres mécanismes que les structuralistes qualifient de mécanisme de propagation : un excès d'offre de monnaie cause une expansion de la demande de biens et de services qui sera partiellement éliminées par une hausse des prix et un accroissement de l'offre de la production ou de l'offre.

En fait, les conditions d'offre varient d'un secteur à l'autre qu'il s'agisse du secteur agricole ou du secteur manufacturier. Les pays en voie de développement se caractérisent par un secteur agricole stagnant, ce qui se traduit par une pression à la hausse des prix des produits de ce secteur. Si les

⁷ L'on peut citer entre autres Olivera (1964), Argy (1970), Urquidi et Thorp (1973) et Watcher (1976)

prix des biens manufacturés sont inflexibles à la baisse, et si les prix des biens alimentaires augmentent, le niveau général des prix augmente et il se crée donc une pression inflationniste.

En outre, les marchés des biens dans la plupart des pays en développement sont caractérisés par une structure monopolistique ou oligopolistique tandis que les prix des biens non alimentaires sont rigides à la baisse. La hausse des prix de revient de ces biens implique ainsi celle du prix de vente.

1.2. Revue sélective de la littérature empirique

Au niveau empirique, les études sur les facteurs affectant les changements dans l'indice des prix à la consommation constituent une vaste littérature dont on peut relever quelques conclusions.

Par exemple, Lim et Papi (1997) ont examiné les déterminants de l'inflation en Turquie. En focalisant l'étude sur l'analyse des séries temporelles et en adoptant les techniques basées sur le modèle à correction d'erreur et concluent que l'offre de monnaie, les salaires, les prix des exportations et ceux des importations ont une influence positive sur les prix intérieurs alors que le taux de change exerce un effet contraire.

Au Nigeria, Kuijs(1998) a analysé les déterminants de l'inflation en utilisant le modèle vectoriel autorégressif. Les résultats montrent que l'indice des prix est lié à ses propres valeurs dans le passé, à l'offre de monnaie et à l'écart de production. En plus de cette étude, Abidemi et Maliq (2010) adoptent les techniques basées sur l'estimation du modèle à correction d'erreur pour capter les déterminants de l'inflation au Nigeria. Les résultats de l'analyse permettent aux auteurs de conclure que le taux de croissance de l'offre du PIB, de l'offre de monnaie et des importations, l'inflation passée et les taux d'intérêt influencent positivement le taux d'inflation.

En Tanzanie, Laryea et Sumalia (2001) ont analysé les déterminants de l'inflation sur base des séries temporelles et ont conclu que l'offre de monnaie et le taux de change ont un impact positif sur le niveau des prix alors que le produit intérieur brut exerce un impact négatif sur les prix intérieurs.

Au Pakistan, Khan et al.(2007) ont déterminé les facteurs influençant l'inflation. En utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires, l'analyse

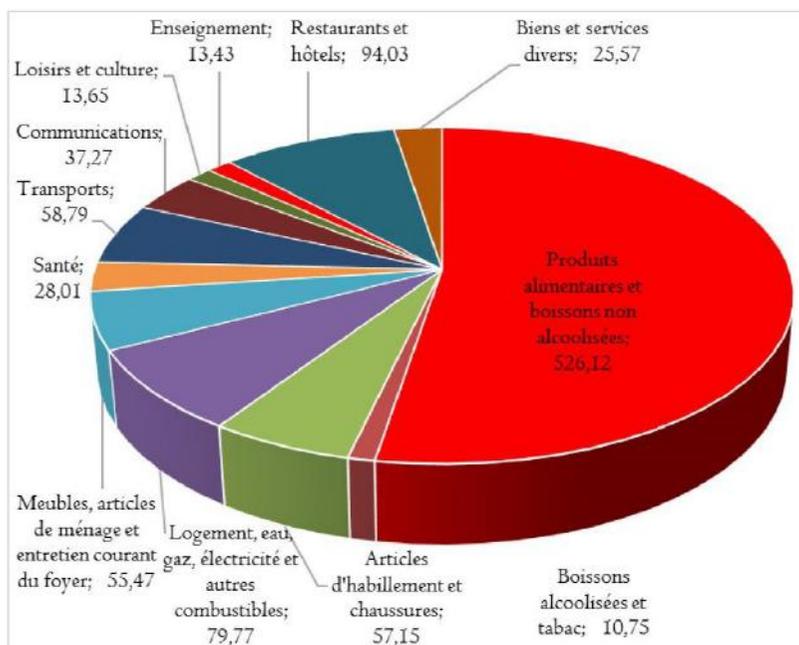
aboutit à la conclusion selon laquelle les emprunts du Gouvernement, le niveau de la demande, les emprunts du secteur privé, les prix des importations, le taux de change, les valeurs passées du niveau général des prix ont un impact direct sur le niveau général des prix. Pour le cas de la même économie pakistanaise, Furrakh et al.(2011) ont utilisé un modèle basé sur les facteurs d'offre et de la demande pour analyser les déterminants de l'inflation à l'aide des techniques de cointégration. Les résultats montrent que l'offre de monnaie, le PIB, les dépenses gouvernementales et les importations influencent positivement l'indice des prix à la consommation à long terme. A court terme, l'inflation est influencée positivement par ses propres valeurs passées ainsi que les recettes publiques.

Au Burundi, quelques études ont été déjà effectuées sur l'inflation. Par exemple, BARARUZUNZA (2008) a montré les fondements monétaires en se focalisant sur les politiques monétaire et budgétaire. En utilisant les moindres carrés ordinaires, l'auteur trouve que l'inflation est fondamentalement influencée par les taux de croissance du déficit budgétaire et de la production et de la masse monétaire, les taux d'intérêt ainsi que les valeurs passées du taux d'inflation. En cherchant à capter la relation entre l'inflation et la croissance économique, AHISHAKIYE (2011) a utilisé la méthode de cointégration en s'inspirant de l'approche développée par Pesaran et al.(2001) ainsi que la méthode de Toda et Yamamoto (1995) pour déterminer le sens de la causalité entre les deux variables. Les résultats de cette étude révèlent que les deux variables n'ont pas de relation de cointégration. Par contre, une causalité unidirectionnelle a été trouvée, elle va de la croissance vers l'inflation au Burundi.

II. EVOLUTION DE L'INFLATION AU BURUNDI

Au Burundi, le taux d'inflation est mesuré par les variations de l'indice des prix à la consommation.

Graphique I. Poids des indices relatifs à la dépense moyenne des ménages au Burundi : part sur 1000 unités monétaires, Décembre 2013

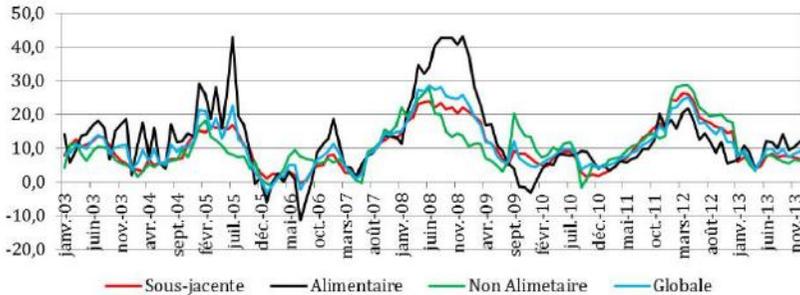


Source : l'auteur à partir des données de l'ISTEEBU

La composition de la dépense moyenne des ménages burundais est dominée par les achats de produits alimentaires et boissons non alcoolisées qui représentent près de la moitié de la dépense totale, soit 45,4%. En plus des dépenses pour les produits destinés à l'alimentation, la couverture des besoins en matière de de logement, eau, électricité, gaz et autres combustibles représente une partie essentielle de la dépense moyenne des ménages au Burundi, soit 17,3%.

De manière générale, les prix des différents biens et services de toutes les deux principales composantes de l'IPC connaissent des variations similaires pour influencer positivement le niveau général des prix au Burundi.

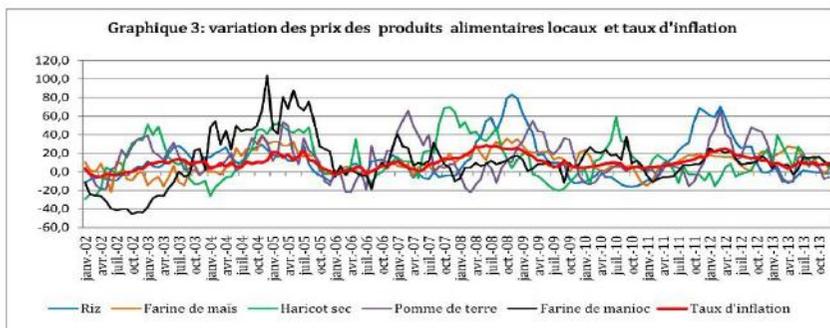
Graphique 2: Taux d'inflation en glissement annuel



Source : Calculs à partir des données de l'ISTEEBU

Au cours de l'année 2013, le taux d'inflation annuel a sensiblement baissé par rapport à l'année antérieure, atteignant 7,9% contre 18,2% une année avant. Au cours du premier trimestre de l'année 2014, le taux d'inflation a baissé pour s'établir à 5,2% alors qu'il se situait à 8,0% à la même période de l'année 2013. La tendance à la baisse s'est poursuivie au cours du premier semestre de l'année 2014, se situant à 4,5% contre 7,2% à la même période de 2013.

Théoriquement, le niveau des prix peut résulter, entre autres de la situation qui prévaut sur le marché, c'est-à-dire la position de l'offre par rapport à la demande. Il existe ainsi une relation entre l'évolution des prix des produits alimentaires issus de la production intérieure et l'inflation.



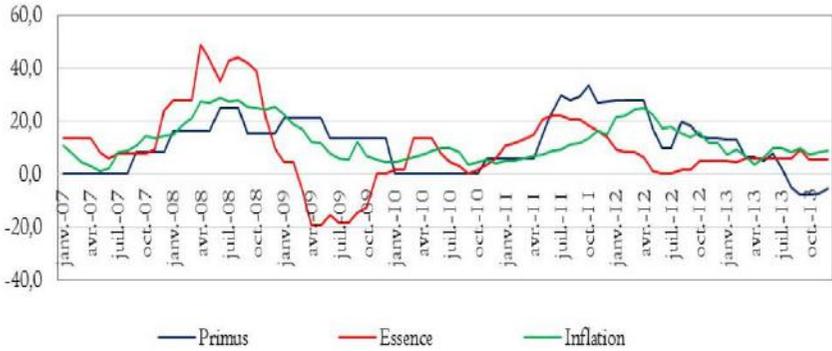
Source : calculs de l'auteurs à partir des données de l'ISTEEBU

De manière générale, les prix des produits alimentaires issus de la production intérieure connaissent des variations positives, ce qui montrent que le niveau des prix connaît une allure haussière dans le temps. Cette hausse est attribuable à la hausse de la demande pour ces produits ou à la baisse de l'offre.

En effet, selon le rapport sur la synthèse des comptes nationaux de l'ISTEEBU (2011) indiquent que, sur la période 2007-2011, le taux de croissance moyen de la valeur ajoutée du secteur primaire a été de -2,8% avec une moyenne de -1,38% pour l'agriculture vivrière. Du côté de la demande, le même rapport montre que le taux de croissance moyen de la consommation finale sur la même période est de 4,54% bien que la part des ménages soit relativement faible par rapport aux administrations publiques.

Outre les fluctuations de la production intérieure, la politique fiscale est un autre facteur pouvant affecter la formation des prix intérieures au Burundi, notamment lorsque l'Etat cherche à augmenter les impôts et taxes sur les biens et services. De même, les prix administrés sont susceptibles d'exercer une influence sur le niveau général des prix intérieurs.

Graphique 4 : Variation annuelle de l'indice des prix administrés et taux d'inflation



Source : calculs de l'auteurs à partir des données de l'ISTEEBU

Les augmentations de prix administrés décidées par le Gouvernement, entre autres ceux des produits pétroliers et des boissons produites par la BRARUDI, nourrissent en particulier l'élévation du niveau général des prix au Burundi. Il convient de noter que ces modifications des prix administrés visent à mobiliser les ressources pour le budget de l'Etat pour financer son déficit. Il faut toutefois noter que les variations des prix des produits pétroliers peuvent aussi résulter de la situation qui prévaut sur le marché international.

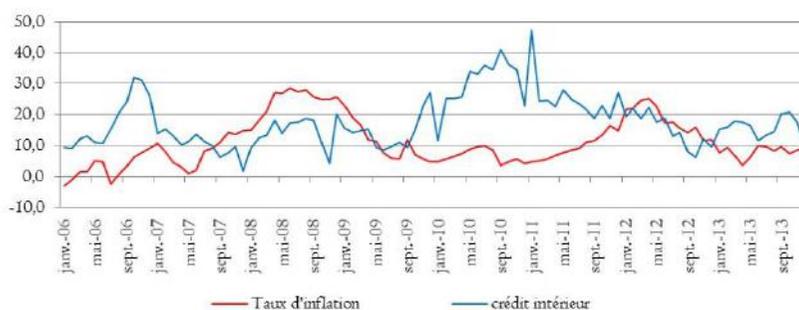
En outre, comme le précise Montiel(1989), d'autres facteurs typiquement liés aux déséquilibres budgétaires comme la forte croissance de monnaie et la dépréciation du taux de change découlant elle-même de la crise de la balance des paiements dominent le processus inflationniste dans la plupart des pays en développement.

La relation entre l'offre de monnaie et l'inflation peut être cernée à travers l'analyse des contreparties intérieures de la masse monétaire. En effet, il est généralement reconnu dans la littérature que le financement monétaire du déficit budgétaire est inflationniste. La plupart des pays en développement connaissent des sources d'inflation autres que la seule croissance de l'offre de monnaie, mais qui sont liées à cette dernière dans une large mesure. La croissance de l'offre de monnaie dans ces pays est alors liée aux déséquilibres budgétaires et aux déficiences des politiques internes. Mais, en réalité, ce n'est

pas le déficit en soi qui est source des problèmes, c'est surtout son mode de financement et les implications y afférentes qui est particulièrement intéressant.

Au Burundi, en effet, la croissance de la masse monétaire est tirée entre autres par l'évolution du crédit intérieur.

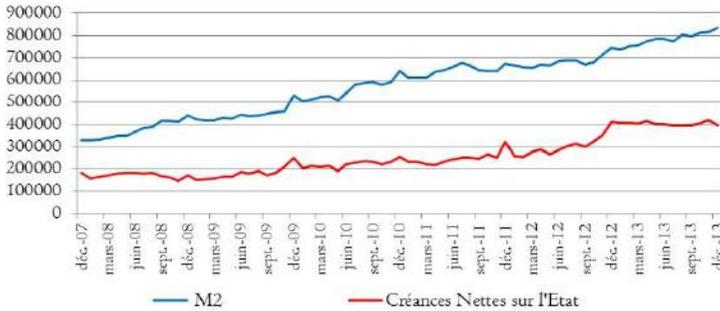
Graphique 5 : Croissance du crédit intérieur et taux d'inflation



Source : Calculs de l'auteur à partir des données de la BRB et de l'ISTEEBU

A son tour, l'évolution du crédit intérieur est influencée par celle des créances nettes sur l'Etat qui traduisent à leur tour le financement monétaire déficit budgétaire. Ce déficit évolue plus rapidement que les ressources budgétaires de l'Etat, ce qui pousse souvent l'Etat à s'endetter auprès de la Banque Centrale ou à manipuler les impôts et taxes. En 2008, par exemple, le taux d'inflation a atteint 24,7%. En même temps, le déficit budgétaire a augmenté de 35,5%, la masse monétaire a crû de 27,1% tandis que les créances nettes sur l'Etat ont augmenté de 12,1%.

Graphique 6 : Créances Nettes sur l'Eau et Masse Monétaire (MBIF)



Source : BRB, situation monétaire et situation active et passive

Lorsque le financement monétaire du déficit augmente à travers les avances de la Banque Centrale et que la vitesse de remboursement de ces dernières est très faible, cela peut nourrir les tensions inflationnistes. En 2012, suite à la baisse des dons de 24,1%, le déficit budgétaire a augmenté de 34,8% par rapport à l'année antérieure et, au même moment, le financement net de la Banque Centrale a été de +51.339,5 MBIF alors qu'il avait même augmenté l'année précédente (+82.745,9 MBIF).

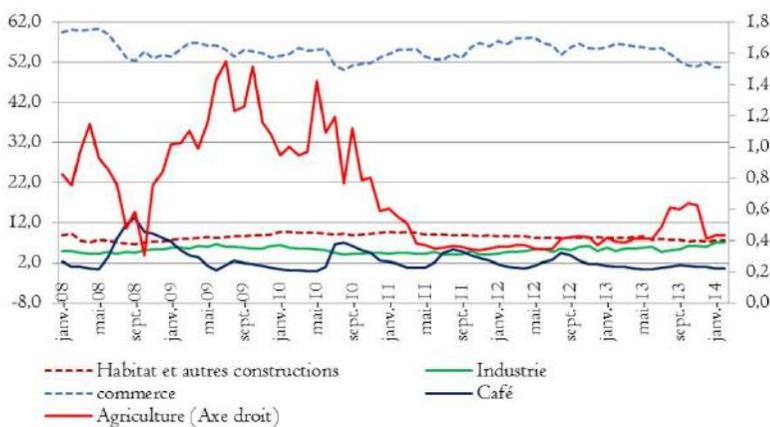
En dépit d'une baisse progressive prévue pour les avances de la Banque centrale à l'Etat quitte à s'annuler en 2016, le plafond convenu⁸ a été largement dépassé en 2011 et en 2012, même si l'Etat a pu rembourser la totalité des avances en 2013. En effet, à fin 2011, les avances ont atteint 86.260 MBIF contre un plafond de 40.103,4 MBIF (soit un dépassement de 46.157,2MBIF). De même, à fin 2012, les avances ont atteint 155.251,9 MBIF alors qu'elles ne devraient pas dépasser 36.538,6 MBIF si le plan dégressif convenu sur ces avances était respecté. Or, ce dépassement constitue une création monétaire sans contrepartie qui doit exercer des pressions sur le niveau des prix intérieurs.

⁸ Dans le cadre de la réduction systématique du financement du déficit par des avances de la Banque Centrale, une convention entre la BRB et le MFPDE indique des coefficients dégressifs des avances au cours de chaque année, calculées sur base des recettes de l'année précédente, quitte à s'annuler en 2016 tel que recommandé par le Comité des Affaires Monétaires (MAC) de l'EAC.

En outre, la croissance de la masse monétaire est liée à l'évolution des crédits à l'économie, une composante importante des contreparties de la masse monétaire. Toutefois, l'évolution du crédit au secteur privé peut susciter la question du financement de l'économie à court, à moyen et à long terme pour les secteurs potentiellement capables de booster la croissance de la production.

En effet, de par sa structure, le crédit au secteur privé est en grande partie dominé par le crédit aux activités commerciales qui varie entre 50 et 65% du total des crédits distribués. Par ailleurs, alors que les activités agro-pastorales occupent une grande partie de la population demanderesse des biens et services disponibles sur le marché, elles sont presque écartées dans le financement, pour n'atteindre que rarement 1% du total des crédits.

Graphique 7 : Structure du crédit par secteur en % du crédit total distribué



Source : Calculs de l'auteur à partir des données de la BRB

Outre l'offre de monnaie, la dépréciation du taux de change est aussi l'une des principales causes de l'inflation évoquée par la littérature. Le graphique suivant illustre la relation entre la dépréciation du BIF et l'évolution des prix intérieurs au Burundi.

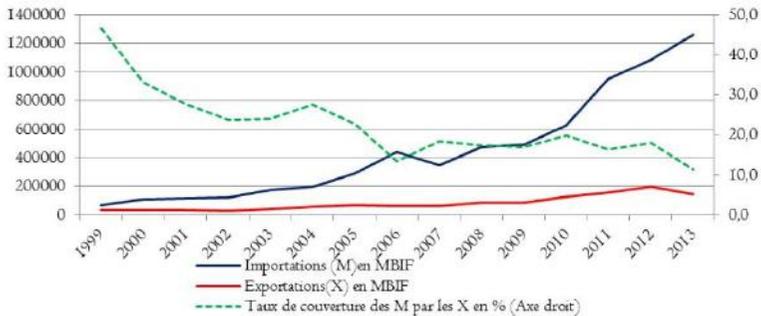
Graphique 8 : Variation du taux de change et inflation au Burundi



Source : Calculs de l'auteur à partir des données de la BRB et de l'ISTEEBU

Au regard de ce graphique, il apparaît clairement qu'il existe une relation entre la dépréciation du taux de change et l'inflation au Burundi. Cette dépréciation est principalement liée au déséquilibre de la balance commerciale, composante essentielle de la balance des paiements. En effet, l'ouverture commerciale du Burundi est déséquilibrée : la demande d'importations est supérieure à l'offre d'exportations, cette dernière étant faiblement élastique aux variations du taux de change. Cette forte dépendance aux importations renchérit les prix intérieurs.

Graphique 9 : Evolution du commerce extérieur du Burundi



Source : BRB

En principe, les fluctuations du taux de change –disons ici la dépréciation– peuvent se traduire par des effets directs ou indirects sur les prix à la consommation dans une économie ouverte, selon qu'ils s'exercent directement sur les prix ou par le biais de leurs répercussions sur la composition ou le niveau de la demande globale.

Les variations du taux de change se transmettent directement aux prix des produits importés, qu'il s'agisse des intrants ou des produits finis. En renchérissant les coûts des intrants importés, la dépréciation augmente les prix à la consommation par le truchement des coûts de production. De même, la dépréciation de la monnaie nationale peut se transmettre indirectement sur les prix intérieurs à travers la modification de la composition de la demande intérieure.

Théoriquement, la dépréciation affecte indirectement l'inflation lorsqu'elle permet d'augmenter la demande de biens locaux substituables aux importations devenues chères. De même, cette dépréciation peut entraîner une augmentation de l'offre d'exportation qui peut à son tour se traduire par une hausse des coûts de la main d'œuvre pour les entreprises.

Cependant, les effets indirects de la dépréciation ne sont pas des facteurs explicatifs de l'inflation au Burundi. En effet, les rigidités structurelles du Burundi ne permettent pas la substitution des biens exportables produits localement aux biens importés renchérissés par la dépréciation du taux de change. Cette situation donne ainsi une indication sur la nécessité de mettre en œuvre des réformes de politique économique, en se focalisant davantage aux politiques sectorielles capables d'impulser la modernisation et la diversification de l'économie.

III. ANALYSE ECONOMETRIQUE DES DETERMINANTS DE L'INFLATION AU BURUNDI

Les déterminants ou les sources de l'inflation peuvent être analysés de plusieurs manières. Dans la littérature, on rencontre trois grandes méthodes. Il s'agit de l'analyse univariée des prix, des modèles macroéconomiques et des modèles Vecteur Auto-Regréssif (VAR).

- L'analyse univariée des prix permet une décomposition des séries de prix trimestrielles en sa composante tendancielle, saisonnière et irrégulière. Cela permet de comprendre le type de variation qui affecte l'inflation, de faire des

prévisions à court terme de l'ordre du mois ou du trimestre selon la périodicité des données. Cette analyse présente des limites venant essentiellement de l'absence d'un cadre théorique impliquant des variables économiques, le modèle devient alors purement statistique et ne permet pas de donner des indications claires en termes de politiques économiques ;

- Les modèles macroéconomiques ont l'avantage de s'appuyer sur des analyses théoriques solides pour arriver à des équations estimables, de donner des indications de politiques économiques tout en s'assurant d'un minimum de fiabilité ;

- Des auteurs (Sims, 1980) ont critiqué les modèles macroéconomiques en mettant en doute le caractère endogène ou exogène des variables incluses dans le modèle et certaines restrictions qui sont faites sur les équations; ils ont alors proposé des modèles qui « *laissent parler les données* » en permettant à toutes les variables d'être endogènes. Les modèles VAR bien que flexibles, comportent également des limites des modèles macroéconomiques et sont exigeants en données.

Dans le cadre de la présente analyse, une approche du modèle macroéconomique est privilégiée et nous utilisons un modèle à correction d'erreur pour bien capter la dynamique de l'inflation et les effets de certaines variables macroéconomiques à court et à long terme.

III.I. Choix des variables du modèle

Pour bien capter les déterminants de l'inflation au Burundi, nous avons choisi d'utiliser le modèle macroéconomique. Ainsi, le modèle développé repose sur un certain nombre d'hypothèses résultant du prescrit théorique et de la connaissance de l'économie burundaise.

En effet, dans le cadre de l'explication de l'inflation par l'excès de la demande globale par rapport à l'offre globale, le Produit Intérieur Brut (exprimé en termes réels) et l'offre de monnaie sont respectivement utilisées. Il faut noter que la progression de la demande que reflète l'offre de monnaie comporte également l'effet du financement monétaire du déficit budgétaire, compte tenu

de l'évolution symétrique des créances nettes sur l'Etat et de la masse monétaire au Burundi.

En outre, du point de vue de la comptabilité nationale, la faiblesse de la production intérieure par rapport à l'ensemble de la demande des biens et services implique une forte dépendance de l'économie burundaise vis-à-vis des importations. L'offre d'exportation étant relativement faible par rapport à la demande d'importation, il en résulte un déséquilibre qui se traduit par la dépréciation du taux de change, ce qui indique la part de l'inflation importée. En particulier, le Burundi importe certaines matières premières reflétant un caractère incompressible, notamment les produits pétroliers. Pour cela nous utilisons une variable qui combine à la fois l'effet de la dépréciation du taux de change et des prix des produits pétroliers au Burundi.

Compte tenu de ces éléments, la spécification de notre modèle repose sur la forme fonctionnelle suivante qui nous précise les signes attendus:

$$\text{IPC} = f (\quad \text{M2}, \quad \text{PIB}, \quad \text{PTCH})$$

$$\quad \quad \quad + \quad \quad - \quad \quad +$$

- **IPC**, variable dépendante est l'indice des prix à la consommation ;
- **M2** est la masse monétaire au sens large ;
- **PTCH** est le prix moyen du baril de pétrole exprimé en Franc Burundi. Elle permet de capter à la fois l'impact des prix des produits pétroliers sur le marché international et de la dépréciation du taux de change sur le niveau des prix au Burundi. Il peut être ainsi utilisé comme proxy des prix à l'importation;
- **PIB** est le Produit Intérieur Brut en termes réels ;

Les données utilisées qui concernent la période 1965-2012 proviennent de la base de données de la Banque Mondiale et sont rendues trimestrielles puis transformées en logarithme pour tenir compte de l'effet grandeur entre les variables. Il sied de signaler que le recours aux données de la Banque Mondiale

est dû à l'absence de séries longues au niveau des sources locales (BRB et ISTEERBU particulièrement).

III.1.2. Test de stationnarité

Etant donné que nous travaillons sur des séries chronologiques, il est nécessaire d'analyser la stationnarité de celles-ci. En effet, si la série initiale n'est pas stationnaire, cette condition de stationnarité est ensuite vérifiée sur la même variable en différence première. Le tableau ci-après présente les résultats du test de racine unitaire pour chacune des variables considérées.

Tableau I : Résultats du test de stationnarité

Scénario 1: Test sur les variables en niveau au seuil de 5%				
Variable	Valeur du Test	Val critique	Proba	Conclusion
LIPC	-3.086130	-3.435269	0.1128	Non Stationnaire
LM2	-1.441780	-3.434036	0.8455	Non Stationnaire
LPIB	2.076732	-1.942536	0.9911	Non Stationnaire
LPTCH	0.480245	-2.876843	0.9857	Non Stationnaire
Scénario 2: Test sur les variables en différence première au seuil de 5%				
Variable	Valeur du Test	Val critique	Proba	Conclusion
LIPC	-4.389717	-2.876927	0.0004	Stationnaire, I(1)
LM2	-4.768754	-1.942545	0.0000	Stationnaire, I(1)
LPIB	-4.597576	-1.942545	0.0000	Stationnaire, I(1)
LPTCH	-5.355276	-2.876927	0.0000	Stationnaire, I(1)

Ces résultats indiquent que toutes les différentes variables sont stationnaires en différence première, donc intégrées d'ordre I. Nous présumons ainsi la cointégration entre elles que nous vérifions à l'aide du test de Johansen.

Tableau 2: Test de Cointégration des variables LIPC, LM2, LPIB, LPTCH

2.1. Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.157205	54.94208	47.85613	0.0094
At most 1	0.065135	22.95925	29.79707	0.2481
At most 2	0.051236	10.36427	15.49471	0.2537
At most 3	0.002824	0.528913	3.841466	0.4671

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
** denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level*
***MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values*

2.2. Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.157205	31.98284	27.58434	0.0127
At most 1	0.065135	12.59497	21.13162	0.4901
At most 2	0.051236	9.835359	14.26460	0.2230
At most 3	0.002824	0.528913	3.841466	0.4671

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
** denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level*
***MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values*

A travers ce tableau, les deux variantes du test de cointégration de Johansen convergent sur le résultat et indiquent qu'il existe une relation de cointégration entre les séries de variables utilisées. Pour les variables non stationnaires, l'économétrie classique recommande de ne plus utiliser les moindres carrés ordinaires et, comme le nombre de relations de cointégration est non nul ici, il est possible d'utiliser un modèle à correction d'erreur qui nous permet de capter les dynamiques de court et de long terme entre les variables retenues.

III.I.3. Modèle à correction d'erreur et discussion des résultats

En référence au choix des variables identifiées précédemment, le modèle à correction d'erreur est ainsi spécifié comme suit :

$$D(LIPC_t) = \alpha + \beta_1 D(LM2_t) + \beta_2 D(LPIB_t) + \beta_3 D(LPTCH_t) + \beta_4 LIPC_{t-1} + \beta_5 LM2_{t-1} + \beta_6 LPIB_{t-1} + \beta_7 LPTCH_{t-1} + \varepsilon_t$$

Dans cette équation, D est l'opérateur de différence défini, pour chaque variable du modèle comme suit : $D(X_t) = X_t - X_{t-1}$. Le coefficient β_4 est la force de rappel vers l'équilibre et doit être négatif et statistiquement significatif.

Tableau 3 : Résultats du modèle à correction d'erreur

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic
D(LM2)	0,012290***	0,001994	6,162706
D(LPIB)	-0,415565***	0,046773	-8,884721
D(LPTCH)	0,047833***	0,010495	4,557824
LIPC(-1)	-0,080622**	0,033523	-2,404987
LM2(-1)	0,000511	0,001001	0,510308
LPIB(-1)	-0,062581***	0,023463	-2,667175
LPTCH(-1)	0,019243***	0,005963	3,227380
C	0,414442***	0,156522	2,647811
@TREND	0,000397**	0,000190	2,088211
AR(1)	0,651777***	0,075347	8,650353
R-squared	0,709091	Mean dependent var	0,006043
Adjusted R-squared	0,694546	S.D. dependent var	0,005746
S.E. of regression	0,003176	Akaike info criterion	-8,615397
Sum squared resid	0,001815	Schwarz criterion	-8,444501
Log likelihood	828,4627	Hannan-Quinn criter.	-8,546170
F-statistic	48,75003	Durbin-Watson stat	2,135540
Prob(F-statistic)	0,000000		

***: Coefficient significatif à 1%
 **: Coefficient Significatif à 5%
 *: Coefficient Significatif à 10%

Le coefficient de correction d'erreur (-0,080622) qui est la force de rappel vers l'équilibre est ici négatif et statistiquement significatif. La spécification du type MCE est ainsi retenue pour analyser les déterminants de l'inflation au Burundi.

Ainsi, à court terme, l'inflation est influencée par croissance de la masse monétaire, la baisse de la production et la hausse des prix des importations. Il sied de rappeler que la croissance de la masse monétaire est souvent liée au financement monétaire du déficit budgétaire. En effet, l'Etat contracte des avances à la Banque Centrale pour financer son déficit, mais la vitesse de leur remboursement est souvent faible lorsqu'elles ne sont pas remboursées dans les délais convenus.

A long terme, l'inflation est due à la baisse de la production à l'augmentation du coût des importations, la masse monétaire ayant un effet positif non significatif selon notre modèle. Ces déterminants à long terme de l'inflation sont ainsi une indication des rigidités structurelles auxquelles l'économie fait face et à la nécessité des réformes profondes de l'économie visant à moderniser l'appareil productif et à l'orienter vers les exportations.

IV. CONCLUSION ET RECOMMANDATIONS

Cette étude vient d'élucider les déterminants de l'inflation au Burundi. Après un survol des déterminants théoriques et de la revue sélective de la littérature, l'étude se focalise aussi bien sur l'analyse descriptive que sur l'analyse empirique à l'aide d'un modèle à correction d'erreur.

Au niveau de l'analyse descriptive, l'étude montre que, dans le temps, l'inflation est instable et souvent élevée au Burundi. L'étude montre que l'inflation est expliquée par plusieurs facteurs. En effet, l'analyse graphique montre que l'inflation est liée à l'instabilité des prix des produits alimentaires, captant l'impact des chocs d'offre sur le niveau général des prix. L'analyse descriptive de cette étude met également en exergue l'influence de la politique fiscale, mais surtout du financement du déficit fiscal, sur l'inflation. Les impôts et taxes perçus par l'Etat sur les biens et services échangés sur le marché exercent des pressions sur les prix de ces derniers au Burundi. En particulier, les variations des prix administrés sont étroitement liées à l'évolution du taux d'inflation, en particulier les prix des produits pétroliers et des boissons.

En outre, il existe une relation entre la croissance de la masse monétaire et l'inflation au Burundi. Cette croissance de la masse monétaire, qui exprime les

pressions de la demande sur le niveau général des prix, est à la fois liée au déficit budgétaire et aux besoins de l'économie. Cependant, en ce qui concerne les besoins du secteur privé, l'étude montre que la grande partie des crédits distribués concernent les activités de court terme, telles les activités commerciales, au détriment des secteurs directement liés à la croissance de la production intérieure.

Au niveau de l'analyse économétrique, elle complète l'analyse descriptive en cernant les déterminants de l'inflation à court et long terme. Le modèle porte sur des données allant du premier trimestre 1965 au quatrième trimestre 2012 et utilise comme variable expliquée l'indice des prix à la consommation. Les variables explicatives sont quant à elles constituée par la masse monétaire, le PIB réel et le produit du taux de change et du prix du baril sur le marché international. Le Modèle à Correction d'Erreur a été utilisé et les résultats montrent que les signes obtenus sont conformes aux attentes.

A la lumière des résultats de l'analyse des déterminants de l'inflation, il est nécessaire de faire ressortir un certain nombre de recommandations. En effet, il est crucial de promouvoir, sinon d'intensifier la mise en œuvre des réformes et des politiques sectorielles visant à augmenter et moderniser ⁹ la production nationale.

En appui aux autres composantes de la politique macroéconomique et des politiques sectorielles visant à redynamiser et/ou moderniser la production, la Banque Centrale doit jouer un rôle important dans la modernisation de l'économie en général, et au développement des marchés financiers en particulier. En tant que conseiller du Gouvernement, la Banque Centrale doit concourir à la conduite des politiques macroéconomiques et sectorielles cohérentes avec la stabilité des prix, la croissance et le développement harmonieux de l'économie burundaise. Ainsi, la modernisation et le développement de l'appareil productif, qui sont étroitement liés à l'entreprise des réformes sectorielles, doit par exemple s'inscrire dans la diversification de la production exportable, pour ne limiter les importations qu'à celles allant au-

⁹ Il convient de noter que le secteur primaire dominé par l'agriculture occupe une place importante dans la formation du PIB au Burundi.

delà des potentialités productives dont dispose l'économie. Des instruments de financement innovants sont ainsi nécessaires et la Banque Centrale pourrait s'y référer pour accompagner le développement des marchés. A moyen et long terme, les politiques d'orientation de l'activité économique vers la diversification des exportations permettraient de gérer efficacement le taux de change et donneraient plus de souplesse à la gestion de la politique monétaire, dans le soutien de la valeur externe de la monnaie nationale.

Il faut bien cadrer les besoins réels de l'économie et adapter la croissance de la masse monétaire dans les limites d'une croissance économique compatible avec les objectifs de la politique monétaire en vigueur. Dans ce cadre, il est nécessaire que l'Etat entreprenne/intensifie les réformes visant à maîtriser le financement monétaire du déficit par la Banque Centrale (qui contribue à la pression sur la demande des biens et services).

En perspectives, ce travail pourrait inspirer la recherche sur la détermination du niveau optimal d'inflation, compte tenu du contexte économique et social et des objectifs de la politique macroéconomique d'une part, et des perspectives de croissance et de développement économique d'autre part.

Références bibliographiques

- Abidemi, O. I. A. and A. A. A. Maliq, (2010)**, “Analysis of Inflation and its Determinants in Nigeria”, *Pakistan Journal of Social Sciences*, Vol. 7(2): 97-100.
- AHISHAKIYE H. (2010)**, L'inflation et la croissance économique au Burundi.
- ARGY, V. (1970)**, *Structural inflation in developing countries*. Oxford Economic Papers, 22, pp73-85.
- ASTOU, D. (2007)**, *Modelling Inflation for Mali*, IMF working paper WP/07/295
- BARARUZUNZA, F. (2008)**, *Fondements réels et monétaires de l'inflation au Burundi, Ridec, Volume 3 n°1*.
- CANETTI, E. and GREENE, J. (1992)**, *Monetary growth and exchange rate depreciation as causes of inflation in African countries: An empirical analysis*, *Journal of African Finance and Development*, Spring: 36-61.
- Fisher, I. (1911)**, *The Purchasing Power of Money: its determination and relation to credit, interest and Crises*
- Furrukh, B. et al (2011)**, Determinants of inflation in Pakistan: An econometric analysis using Johansen co-integration approach, *Australian Journal of Business and Management Research*, Vol.1 N°5, pp71-82.
- FRIEDMAN, M. (1976)**, *Inflation et systèmes monétaires. Original English Language Edition published by Prentice-Hall, Inc. , Englewood Cliffs, New Jersey, USA*.
- ISTEEBU (2014)**, Synthèse des comptes nationaux 2011, Juin 2014.
- Khan, A.A, et al. (2007)**. “Determinants of Recent Inflation in Pakistan”. Lahore School of Economics (LSE), Research Report No. 66.

Kuijs, L. (1998), "Determinants of Inflation, Exchange Rate and Output in Nigeria". IMF Working Paper, WP/98/160, African Department, November.

Laryea, A. S. and Sumaila, U. R.(2001) , Determinants of inflation in Tanzania, WP 2001: 12

Lim, C. H., and L. Papi, (1997), "An Econometric analysis of the Determinants of Inflation in Turkey". International Monetary Fund, WP/97/170.

MONTIEL, P., (1989), *Empirical Analysis in High-Inflation Episodes in Argentina, Brazil and Israel*, IMF Staff Papers, Vol 36,N° 3.

Mordi C.N.O. et all (2007), *The dynamics of inflation in Nigeria*, Central Bank of Nigeria, Abuja, August 2007

OLIVERA,P.H.G. (1964), *On Structural inflation in Latin America structuralism*. Oxford Economic Papers, 16, pp321-332

Pesaran, M. H., Shin, Y., Smith, R.J., (2001),« Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships », Journal of Applied Econometrics, Vol. 16, No. 3, pp.289-326

SUNKEL, O. (1991, 1993), *Development from within toward a neostructuralist approach for Latin America*. Boulder & London, Lynne Rienner Publishers.

TAILLON, J. (1977), *Revue de la littérature pour l'inflation sous-jacente*, Division des prix, Statistiques Canada, Ottawa.

Toda, H. Y. et Yamamoto, T. (1995), Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes. Journal of Econometrics, 66(1), 225-250

Structure financière et rôle du canal de crédit bancaire dans la transmission de la politique monétaire au Burundi :

Une analyse sur un panel de banques (2007- 2014)

Edouard Normand BIGENDAKO¹⁰

Résumé

Dans cet article, l'auteur applique la méthode des modèles de panel dynamique sur sept banques commerciales burundaises, pour estimer la réponse du crédit bancaire à la politique monétaire, et tente d'isoler l'influence de la structure du secteur bancaire sur le comportement individuel des banques en matière de crédit face aux innovations monétaires.

Les résultats empiriques indiquent que le crédit bancaire ne répond pas aux agrégats monétaires et que par contre, il est sensible aux fluctuations du taux sur bons du Trésor à treize semaines et du taux de refinancement couramment utilisés pour approximer le taux banque centrale. L'influence de la structure bancaire sur le comportement individuel des banques n'est pas vérifiée.

Ces résultats confortent le projet de mise en place d'un taux directeur à la BRB, qui pourrait se situer au niveau de long terme du taux sur bons du Trésor à treize semaines.

JEL : C33, E5, G21

Mots clés : Canal de crédit bancaire, Mécanisme de Transmission de la Politique Monétaire, données de panel

¹⁰Chef de Service Recherche et Documentation à la Banque de la République du Burundi, enbigendako@brb.bi

Abstract

In this paper, the author applies the method of dynamic panel model on seven Burundian commercial banks, to estimate the response of bank lending to monetary policy, and attempts to isolate the impact of the structure of the banking sector on individual bank behavior when faced with monetary innovations.

The empirical results suggest that bank lending doesn't react to fluctuations in monetary aggregates, contrarily, bank lending respond to the changes in the rate on 3 months T-bills and the refinancing rate which are commonly used as Central Bank rate proxies. The influence of the banking structure on individual behavior is not confirmed.

The results support the project to put in place a policy rate at BRB, which could stand at the level of the steady state rate of 3 months T- bill.

JEL : C33, E5, G21

Key words : Bank Lending Channel, Monetary Policy Transmission Mechanisms, Panel data

INTRODUCTION

Le canal de crédit bancaire est généralement entendu comme potentiel déterminant dans la transmission de la politique monétaire des pays en voie de développement par rapport aux autres canaux, étant donné la structure financière de ces économies dominée par le système bancaire.

Dans leur enquête sur les preuves empiriques de l'efficacité de la transmission de la politique monétaire dans les Pays à faible revenus, Mishra et Montiel (2012) indiquent que le manque de marchés financiers développés, l'imperfection des liens avec le marché international de capitaux, ainsi que la forte intervention des Banques Centrales sur le marché des changes laissent peu de chance aux autres canaux de transmission, notamment le taux d'intérêt, les actifs réels et le taux de change.

En outre, dans un contexte où les taux d'intérêt appliqués par les banques commerciales semblent insensibles¹¹ à la politique monétaire, il est intéressant de déterminer la réaction des autres variables bancaires comme le crédit. En effet, Peek et Rosengren (2010) montrent que la recherche sur le canal de crédit bancaire a été largement motivée par l'observation que, au moment où les chocs monétaires avaient un impact relativement mineur sur les taux d'intérêt, ils semblaient avoir des effets considérables sur d'autres agrégats comme la demande globale.

Bien que l'on puisse admettre la pertinence de ces postulats, il reste empiriquement difficile d'identifier le canal de crédit bancaire. Il peut bien évidemment être prouvé qu'un choc de politique monétaire peut effectivement impacter les crédits bancaires (Bernanke et Blinder, 1992). Cependant, comme soulignent Kashyap et Stein (2000), Walker (2013), Peek et Rosengren (2010), toute variation du volume de crédit bancaire n'est pas une preuve suffisante pour justifier l'existence d'un canal de crédit bancaire.

En effet, une variation des crédits pourrait résulter d'un changement de la demande de monnaie, lui-même dû à la variation des taux d'intérêt conformément au canal classique de taux d'intérêt, plutôt qu'à la déviation de la fonction d'offre de crédit par les banques. En outre, d'autres facteurs peuvent influencer la demande des crédits bancaires comme la surliquidité de l'économie consécutive à un financement des projets de construction d'infrastructures etc.

Ainsi, pour que le canal de crédit bancaire soit opérationnel, il faut que la Banque Centrale soit à mesure de contraindre les banques à diminuer le volume de crédit accordé, via une politique monétaire restrictive par exemple, et que les banques n'aient pas de mécanismes de pouvoir compenser complètement les pertes induites par le choc. En outre, les banques doivent être la source principale de crédit, tel que les petites entreprises et ménages n'aient pas de substituts de crédit parfaits. Cette deuxième condition est particulièrement adaptée au Burundi et permet a priori de supposer l'existence du canal de crédit bancaire.

¹¹ Ceci est plutôt une hypothèse pour le cas du Burundi puisqu'aucune étude empirique n'a encore été menée pour déterminer la réponse des taux appliqués par chaque banque à la politique monétaire.

A cette fin, les données d'un panel de sept¹² banques ont été utilisées pour déterminer empiriquement l'existence d'un canal de crédit bancaire dans la transmission de politique monétaire au Burundi. La méthodologie adoptée a été utilisée par la plupart des recherches sur le sujet spécialement l'étude pionnière menée par Kayshap et Stein (2000). La motivation du choix de cette méthodologie est qu'elle permet d'explorer l'hétérogénéité du système bancaire afin de déterminer comment les caractéristiques des banques influencent leur comportement en matière d'octroi de crédit en cas de choc de politique monétaire, ce que l'utilisation d'agrégats macroéconomiques ne permet pas.

Hypothétiquement, si le canal de crédit bancaire fonctionne au Burundi, un durcissement de politique monétaire devrait contraindre les banques à altérer leurs actifs et ainsi diminuer leur offre de crédit, et cet ajustement devrait être différent suivant que les banques sont de tailles différentes et ont des ratios de liquidité et de capital différents.

Spécifiquement, la variable crédit bancaire est régressée en utilisant ses valeurs décalées, une variable indicateur de politique monétaire et une variable approximant les conditions macroéconomiques. En vue de contrôler l'influence de la structure financière sur l'octroi des crédits, les caractéristiques des banques (taille, ratio de capitalisation et ratio de liquidité) sont introduites dans le modèle, ainsi que leurs interactions avec la variable de politique monétaire d'une part ; et avec la variable macroéconomique d'autre part.

L'estimation économétrique est faite par la méthode des modèles de panel dynamique. Cependant, l'introduction d'une variable dépendante décalée fait apparaître le problème d'endogénéité pouvant donner des estimateurs biaisés comme soulevé par Nickell, S.(1981) étant donnée la variable dépendante décalée est corrélé avec le terme d'erreur. Pour contourner ce problème, l'approche de la méthode des moments généralisés développé par Arellano et Bond(1991) est utilisée.

Les résultats montrent que les banques burundaises répondent aux signaux des taux d'intérêt plutôt qu'au ciblage monétaire. La taille et la liquidité ont une influence simultanée sur les crédits, mais l'interaction entre les indicateurs de

¹² Le système bancaire burundais est composé de dix banques, mais trois banques nouvelles.

politique monétaire et les caractéristiques des banques, mis à part le ratio de capitalisation, donnent des résultats non significatifs.

Le modèle utilisé peut comporter de biais puisqu'il y a forte probabilité que la variable dépendante décalée soit corrélée au terme de l'erreur. Ceci est d'autant plus important que la dimension transversale du panel est courte. La discussion porte sur la possibilité de ce biais ainsi que les techniques pour le corriger.

La première section donne un aperçu de la littérature sur le canal de crédit bancaire, la deuxième présente le secteur bancaire et la politique monétaire au Burundi pendant que la troisième discute la méthodologie d'analyse empirique. Enfin, la dernière section présente et discute les résultats.

I. APERÇU DE LA LITTÉRATURE SUR LE CANAL DE CREDIT BANCAIRE

La littérature sur le rôle des banques dans la transmission de la politique monétaire suggère trois principaux canaux (PEEK, J., ROSENGREN, E. 2010) :

Le premier est le traditionnel canal du taux d'intérêt ou vision monétaire où la transmission passe par le passif du bilan des banques. Dans ce canal, un durcissement de politique monétaire a pour conséquence la diminution des réserves des banques, et pour continuer à se conformer à la norme de réserves obligatoires, les banques doivent encourager les ménages et petites entreprises à détenir plus de dépôts réservables notamment les dépôts à terme, ce qui implique une augmentation des taux d'intérêt créditeurs. Cette augmentation est transmise aux taux débiteurs et par conséquent impacte négativement la demande de crédit.

Le deuxième canal, le crédit au sens large, connu aussi comme effet bilan ou accélérateur financier, est différent du canal de crédit bancaire par le fait qu'il ne distingue pas les banques des autres sources de crédit. Pour ce canal, l'augmentation des taux d'intérêt ci haut décrit, impacte négativement non seulement les revenus des ménages et petites entreprises, mais aussi leur richesse nette en diminuant la valeur de leurs actifs non financiers, comme les hypothèques. Ceci à son tour augmente la prime sur financement externe à payer pour d'autres sources de financement et en conséquence diminue la demande de crédit.

Le troisième canal qui fait objet de la présente étude, le crédit bancaire, est une composante du canal précédent et, contrairement au canal de taux d'intérêt, opère par l'actif du bilan. Ainsi, pour faire face à une diminution de réserves (ligne du passif), les banques doivent réduire certaines lignes de leurs actifs comme les prêts ou les titres afin de garder l'équilibre entre l'actif et le passif du bilan.

La vision du canal de crédit s'éloigne un peu du modèle IS-LM qui propose une vision purement monétaire où seulement deux actifs jouent un rôle important dans transmission de la politique monétaire à savoir « la monnaie » et « les obligations », ainsi qu'un seul taux d'intérêt, tel que expliqué dans Kashyap et Stein (2000). Bernanke et Blinder(1988) ont montré l'importance d'un autre actif « le crédit bancaire » dans la transmission de la politique monétaire.

Avec un modèle à trois actifs, un durcissement de la politique monétaire aura pour effets, non seulement une augmentation des taux sur obligations, mais aussi la diminution de l'offre des crédits pour les ménages et entreprises qui font recours aux banques pour financer leurs investissements.

En effet à cause de l'asymétrie d'information les banques frappées par une restriction de la politique monétaire ne peuvent mobiliser la liquidité nécessaire pour maintenir le niveau des crédits accordés. Seules les banques ayant des titres mobilisables, ou qui sont financièrement solides ou qui sont mieux capitalisées peuvent faire face au choc monétaire. Ceci justifie la prise en compte de la structure financière (taille, ratio de liquidité, ratio de capitalisation etc.) dans l'estimation du canal de crédit bancaire.

Cependant l'identification du canal de crédit bancaire présente deux difficultés. La première repose sur la possibilité qu'une diminution des crédits traduise plutôt une réduction de la demande de crédit que celle de l'offre de crédit comme discuté dans Kashyap et Stein (2000), Walker (2013), Peek et Rosengren (2010). Plus important encore, l'identification dépend de la possibilité ou non des banques à compenser la réduction des fonds prêtables, ce qui dépend des caractéristiques des banques et du degré d'asymétrie d'information dans le secteur bancaire. Bernanke et Blinder(1988) proposent deux conditions pour que le canal de crédit bancaire doit fonctionner : (i) il faut que certains ménages et entreprises recourent aux banques et que la Banque centrale soit à mesure de forcer les banques à revoir leurs fonctions d'offre de crédit à travers les Opérations d'Open Market.

Kashyap et Stein (2000) ont développé une représentation hypothétique où ils imaginent deux banques faisant face à des contraintes à mobiliser les ressources financières externes. Les deux banques sont similaires à l'exception que l'une est plus liquide que l'autre. Ces auteurs postulent que la banque la plus liquide est à mesure de maintenir son portefeuille de crédits en cas de choc de politique monétaire restrictive, en recourant à son stock de titres. Par contre, ils estiment que la banque la moins liquide présente plus de probabilité de réduire son volume de crédits.

Si on considère L_{it} comme mesure des activités de crédit au niveau bancaire, B_{it} comme mesure de solidité du bilan et M_t l'indicateur de degré d'assouplissement de la politique monétaire, lequel assouplissement augmente avec de grandes valeurs de M_t ; Kashyap et Stein (2000) montrent que pour les banques n'ayant pas accès aux sources de financement « non assurées », $\partial^2 L_{it} / \partial B_{it} \partial M_t < 0$. Cette hypothèse implique que la sensibilité de l'offre de crédits liée aux contraintes de liquidité, est plus accentuée en cas de durcissement de politique monétaire, ce qui est aussi valable en cas de faiblesse du bilan et donc de faible capitalisation.

De façon équivalente, Kashyap et Stein (1995) avaient testé une hypothèse connexe à la première que $\partial^2 L_{it} / \partial Size_{it} \partial M_t < 0$ où la variable *Size* indique la taille des banques, impliquant que l'offre de crédits des grandes banques devrait être moins affectée par un choc de politique monétaire par rapport à celle des petites banques.

L'estimation économétrique de ces hypothèses sur un panel de banques commerciales aux Etats unis d'Amérique a permis à ces auteurs de les confirmer et conclure que l'offre de crédit des banques les moins liquides et de petite taille est plus sensible à un durcissement de politique monétaire. L'explication est que les petites banques étasuniennes font face à une asymétrie d'information et ne peuvent donc pas mobiliser suffisamment de ressources afin de maintenir leur offre de crédit en cas d'un tel choc.

Par contre, Ehrmann *et al* (2001) trouvent que la liquidité est la principale variable explicative du comportement de l'offre de crédit par les banques face à un choc de politique monétaire dans la zone euro. Contrairement aux résultats des USA, ils trouvent que la taille et la capitalisation n'exercent aucun impact sur les crédits, à cause du faible degré d'asymétrie d'information dans la zone Euro. Ceci est expliqué par l'existence d'un plus grand actionnariat de

l'Etat, de réseaux bancaires développés, et d'un nombre réduit de faillites bancaires, comme le discute Walker (2013).

En Afrique, diverses études sur le canal de crédit bancaire ont été récemment menées, appliquant le même modèle que celui des études ci haut citées, et portant sur les données de niveau bancaire. C'est notamment Sichei (2005) pour l'Afrique du sud, Matousek et Solomon (2011) pour le Nigeria, Walker (2013) pour les pays de la Communauté Est Africaine (EAC), Simpasa *et al* (2014) pour le Zambie, etc.

Les résultats de ces différentes études affichent une certaine diversité dans la façon dont la politique monétaire génère des effets de manière distributive à travers les banques compte tenu de leurs caractéristiques. Mais de façon générale, la liquidité semble jouer un moindre rôle dans l'explication de l'offre de crédit bancaire dans ces pays.

A notre connaissance, pour le Burundi, la seule étude existante sur le sujet appliquant la même méthodologie, s'inscrit dans le cadre de la recherche menée par Walker (2013) pour la Communauté Est Africaine (CEA). Les résultats relatifs au Burundi sont soit non significatifs, soit significatifs avec des signes contraire à l'intuition théorique, et ne permettent donc pas de confirmer l'existence d'un canal de crédit bancaire dans la transmission de politique monétaire.

2. SECTEUR BANCAIRE ET POLITIQUE MONETAIRE AU BURUNDI

L'efficacité de la politique monétaire est subordonnée au niveau de développement de l'environnement financier de l'économie considérée ainsi que la capacité de l'autorité monétaire à opérer un choix des instruments de politique adaptés au contexte.

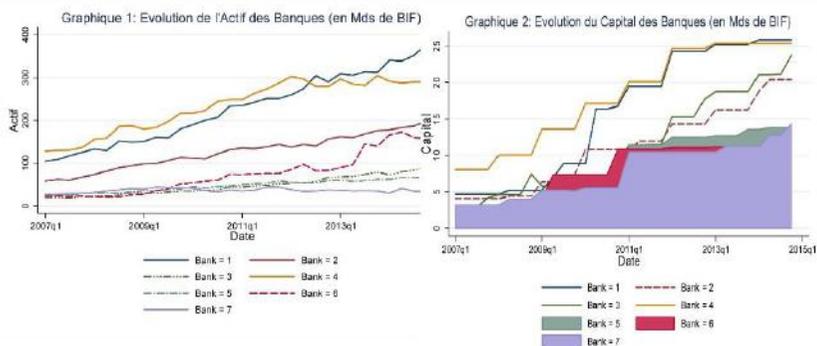
Par environnement financier, nous entendons les composantes du système financier, les opportunités de financement qu'il présente aux agents économiques, ainsi que le cadre légal et institutionnel qui le régit. Au Burundi, il est essentiellement composé par le secteur bancaire.

Cependant, des changements importants sont observés à la suite des politiques mises en place pour améliorer l'intégration financière et ont abouti au développement des Institutions de Microfinance ainsi que le secteur des assurances.

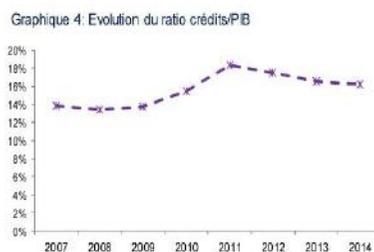
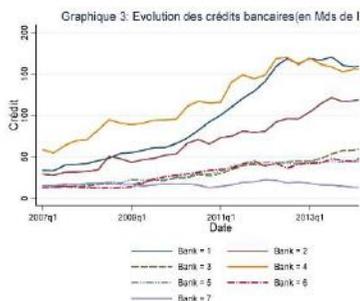
2.I. Faits stylisés du secteur bancaire burundais

Le secteur bancaire burundais a connu des mutations importantes entre 2007 et 2014. Pendant cette période, une augmentation importante du capital et de crédits est observée comme l'indiquent les graphiques qui suivent. Le Capital minimum légal a graduellement augmenté, passant de 3,5 Milliard à fin Décembre 2008 à 5 Milliards à fin Décembre 2009 et 10 Milliards à fin Décembre 2010 (source).

Cette augmentation est associée à un accroissement des actifs. De cette évolution, on dégage trois principaux sous-groupes de banques à savoir deux grandes banques, deux banques moyennes et trois petites banques couvrant juste le minimum légal du capital requis.



Le renforcement de la capitalisation des banques leur a permis de contribuer dans le financement de l'économie à travers les crédits qu'elles octroient aux différents agents économiques. Le graphique 3 ci-après indique une augmentation des crédits surtout après 2011 lors de la mise en application de capital minimum de 10 Milliards.



Quoiqu'en légère baisse, le ratio des crédits à l'économie par rapport au PIB affiche une tendance à l'augmentation. Il a en effet cru de 4 points, à partir de 14% en 2007, à 18 % en 2011 et 16% en 2014.

2.2. Relation entre politique monétaire et secteur bancaire burundais

La politique monétaire de la BRB est basée sur le ciblage des agrégats monétaires. La Banque définit la base monétaire comme objectif opérationnel, la masse monétaire (M2) comme objectif intermédiaire et le niveau général des prix comme objectif final. A côté de l'objectif final, elle doit aussi mettre en place les conditions favorables au développement de l'économie à travers la gestion de la liquidité, sans préjudice à l'objectif de stabilité des prix.

Sous un régime de ciblage monétaire, les innovations monétaires sont attendues se transmettre sur la base monétaire qui, de son côté, influence la masse monétaire dont les variations affectent le niveau général des prix à court terme et la production à long terme. La liquidité bancaire faisant partie de la base monétaire et donc l'objectif opérationnel, il est prédictible que le système bancaire joue un rôle important dans la transmission des impulsions monétaires vers le secteur réel.

Dans la conduite de la politique monétaire, la BRB utilise des instruments indirects qui en premier lieu devraient affecter l'activité des banques commerciales qui, à leur tour, devraient modifier les conditions de perception des dépôts et d'accès au crédit. Entre autre instruments, la Banque utilise les réserves obligatoires. Il s'agit d'une obligation imposée aux banques commerciales de constituer des dépôts non rémunérés à la BRB sur leurs comptes courants. L'augmentation des réserves obligatoires devrait diminuer

le multiplicateur de monnaie, donc la capacité de création de monnaie par les banques de second rang à travers les prêts qu'elles accordent et vice versa.

En outre, la BRB fait recours aux Appels d'offres de liquidité pour ajuster le niveau de la liquidité des banques, en les rendant plus ou moins liquides tout en assurant un suivi permanent du programme monétaire. A cet effet, elle contrôle la liquidité bancaire à travers les opérations d'appels d'offres normaux d'apport ou de reprise de liquidité dans le souci d'influencer le comportement de prêt des banques. Dans le bilan de la banque centrale, ces opérations agissent sur les avoirs intérieurs nets.

Si la BRB estime qu'il y a eu un choc ayant conduit à une variation imprévue de la liquidité bancaire, elle peut, à sa propre initiative, prêter ou reprendre de la liquidité aux banques par le moyen d'appels d'offres rapides dont toutes les étapes sont exécutées le même jour. La durée de ces opérations est fixée par la BRB et la participation peut être limitée à certaines banques.

La BRB a mis à la disposition des banques une fenêtre pour un refinancement permanent appelée facilité de prêt marginal. Contrairement aux autres modes de refinancement qui sont de l'initiative de la Banque Centrale, la facilité de prêt marginal relève de l'initiative des banques commerciales. La BRB fixe le taux d'intérêt auquel est servi ce prêt. Aujourd'hui, ce taux est reçu par majoration de 3 points de pourcentage au taux moyen pondéré sur les Bons du Trésor à 13 semaines de l'émission précédente. La facilité de prêt marginal est d'une maturité journalière. Cette facilité est accordée automatiquement à la clôture de la journée, si une banque dégage un solde débiteur de son compte courant à la BRB, à condition qu'elle ait constitué des garanties suffisantes auprès de la BRB.

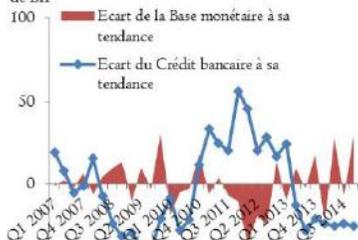
Si elle le juge nécessaire, la BRB peut fixer des limites aux recours à cette facilité. Ces limites peuvent être globales ou par banque et porter soit sur les montants prêtés soit sur le nombre de jours de recours par semaine. En plus de ces instruments, la BRB peut accorder à titre exceptionnel des prêts à une banque ou à un établissement financier dans le cadre de conventions bilatérales.

Enfin, la BRB intervient sur le marché interbancaire en vendant ou en achetant les devises. L'intervention de la Banque Centrale est faite soit dans le souci d'orienter les conditions du marché des changes, soit dans le but de gérer la liquidité bancaire. Quoi qu'il en soit, les effets sur les avoirs extérieurs nets et

sur la base monétaire sont évidents. Quel que soit l'objectif, la vente de devises aboutit à la baisse des avoirs extérieurs nets de la Banque Centrale. De l'autre côté du bilan de la Banque, c'est la base monétaire qui est affectée. Ceci devrait à son tour affecter le volume des crédits bancaires.

L'efficacité de ces instruments à influencer le comportement des banques en matière de crédit n'est cependant pas facile à établir. Vu leur multiplicité, la base monétaire et le taux de refinancement ont été choisis pour comparer les écarts à leur trajectoire tendancielle avec l'écart du crédit bancaire à sa tendance. L'évolution comparée des écarts de ces variables peut être observée dans les graphiques 5 et 6 ci-après :

Graphique 5: Ecarts du crédit bancaire et de la base monétaire à leur tendance en Mds de BIF



Graphique 6: Ecart du crédit bancaire et taux de refinancement à leur tendance



Un écart positif de la base monétaire devrait correspondre avec un écart positif des crédits bancaires, ce qui n'est pas le cas à la lumière du graphique 5. En effet, deux épisodes sont observés où la base monétaire est supérieure à sa tendance au moment où le crédit bancaire est plutôt en deçà de sa tendance, entre 2007 et 2010, et après le deuxième trimestre 2013. L'inverse s'observe au cours d'un épisode d'écart négatif de la base monétaire, entre 2010 et 2013.

Quant au taux de refinancement (graphique 6), un écart positif devrait être associé à un écart négatif du crédit bancaire, ce qui est observable sur les trois premières années jusqu'en 2010. Après cette année, cette relation est plutôt difficile à décrire et le crédit bancaire est au-dessus de sa tendance jusqu'au premier trimestre 2013 probablement à cause de la forte capitalisation observée pendant cette période.

Etant donné que l'analyse descriptive de la relation entre la politique monétaire et le crédit bancaire est basée sur des données agrégées, il est difficile

d'appréhender la vraie dynamique et la relation entre ces variables ; d'où l'importance d'une analyse empirique.

3. METHODOLOGIE DE L'ANALYSE EMPIRIQUE

3.1. Sources de données

Les données utilisées ont été établies au niveau de chaque banque et sont disponibles à la Banque de la République du Burundi. Ces données sont de fréquence trimestrielle et portent sur le crédit octroyé par les banques, le total de leurs actifs, le total des actifs liquides, le capital, la masse monétaire M2, le taux de facilité marginale, le taux des bons du trésor de 13 semaines et l'inflation. Etant donné que trois banques sont relativement nouvelles dans le secteur bancaire burundais, elles ont été retirées de l'échantillon. Ainsi, il reste un panel de sept banques s'étendant sur trente-deux trimestres, du premier trimestre 2007 au quatrième trimestre 2014.

Le résumé des statistiques descriptives de certaines variables du secteur bancaire burundais révèle une importante hétérogénéité dans les membres du panel. En effet, la distribution des différentes variables autour de leurs moyennes, est largement éparpillée. Ainsi par exemple, la moyenne de l'actif des banques est de 112,9 Milliards avec un écart type de 91.3 Milliards, et des valeurs minimale et maximale de 19,1 et 377,9 Milliards respectivement. Cette caractéristique s'observe sur toutes les variables du secteur bancaire et surtout celle qui intéresse la présente étude, le crédit bancaire.

Table I : Résumé des statistiques descriptives

Variable	Obs.	Moyenne	Ecart type	Min	Max
Variabes du secteur bancaire(en MBIF)					
Actif	224	112.979,8	91.297,8	19.110,0	377.929,3
Actif liquide	224	19.880,7	18.875,1	1.236,9	95.618,3
Crédit total	224	58.544,4	46.863,7	12.465,4	170.265,8
Crédit entreprises privées	224	24.885,1	19.049,0	2.371,6	79.237,7
Prêt non performants	224	6.954,8	5.627,2	0	39.808,7
Capital	224	11.435,4	6.914,9	1.829,8	25.830,0
Variabes macroéconomiques					
Inflation		11,3	7,2	2,1	27,6
Taux de change		1316,7	166,7	1034,0	1592,7

Indicateurs de politique monétaire

Taux bons 13 semaines	8,5	1,8	3,9	12,0
Taux de facilité de prêt marginal	10,8	2,0	7,2	15,5
M2	566.177,0	175.828,0	302.555,4	883.059,6

La synthèse des statistiques descriptives indique que l'inflation a été fortement volatile sur la période de 2007 à 2014. Son taux minimum est de 2,1 p.c. **au troisième trimestre 2012** tandis le maximum est de 27,6 p.c. **au deuxième trimestre 2008**. Par contre, le taux de change officiel du BIF contre le Dollar américain semble plus stable comme l'indique l'écart type de 166,7 pour une moyenne de 1.316,7.

Les écarts des taux sur les bons du trésor à 13 semaines et de facilité de prêt marginale (1,8 et 2,0), révèlent que ces taux sont beaucoup plus centrés autour de leurs moyennes respectives de 8,5 et 10,8 p.c.. Cette dynamique devrait être suffisante pour influencer les banques à augmenter ou diminuer leurs montants de crédits.

Comme expliquée dans la deuxième section, la réaction des banques face aux chocs monétaires peut dépendre de leurs caractéristiques notamment la taille, la liquidité et la capitalisation. La littérature sur le canal de crédit bancaire définit ces indicateurs comme suit :

$Taille_{i,t} = \ln(TA_{i,t}) - \frac{1}{N_t} \sum_i \ln(TA_{i,t})$: L'écart du total des actifs d'une banque par rapport à la moyenne des actifs de l'ensemble du secteur bancaire.

$RLIQ_{i,t} = \frac{LIQ_{i,t}}{TA_{i,t}} - \frac{1}{N} \sum_i \ln \frac{LIQ_{i,t}}{TA_{i,t}}$. Le ratio de liquidité est défini comme l'écart du ratio de liquidité sur le total d'actifs d'une banque par rapport à la moyenne du ratio de liquidité sur le total d'actifs de tout le système bancaire.

$RCAP_{i,t} = \frac{CAP_{i,t}}{TA_{i,t}} - \frac{1}{N} \sum_i \ln \frac{CAP_{i,t}}{TA_{i,t}}$. Le ratio de capital est défini comme l'écart du ratio du capital sur le total d'actifs d'une banque par rapport à la moyenne du ratio de capital sur le total d'actifs de tout le système bancaire.

3.2. Modèles de panel dynamique

L'analyse économétrique utilisée est basée sur les modèles de panel dynamique. En général, l'utilisation des données de panel présente un problème d'hétérogénéité difficilement observable, dû au fait que chaque membre du panel présente des caractéristiques spécifiques, et peut se comporter différemment des autres membres. Si ce problème n'est pas résolu, et que l'estimation est basée sur l'hypothèse d'homogénéité, ceci peut donner des résultats biaisés.

Ce problème est contourné en transformant le modèle pour supprimer les effets fixes de chaque membre du panel. L'usage est soit de centrer les variables sur leurs moyennes individuelles respectives, ce qui est une transformation intra groupes appliquée sur la dimension transversale; soit procéder aux différences premières des variables sur la dimension temporelle connue comme transformation inter groupes (Arrelano et Bond, 1991).

Le modèle de panel dynamique se présente comme suit :

$$y_{it} = \beta_1 + \rho y_{i,t-1} + \beta_2 x_{it} + e_{it} \quad (1)$$

$$\text{Avec } e_{it} = \mu_i + \varepsilon_{it}$$

Où y_{it} est un vecteur de la variable dépendante pour chaque membre du panel, $y_{i,t-1}$ est un vecteur de la variable dépendante décalée d'une période, x_{it} est le vecteur des variables explicatives et e_{it} le terme de l'erreur, μ_i et ε_{it} étant respectivement les effets individuels et le terme résiduel. La première différentiation permet d'éliminer les effets fixes μ_i potentiellement existant au niveau de chaque membre du panel et le biais y relatif, mais aussi elle supprime la constante β_1 . Ainsi, (1) devient :

$$\Delta y_{it} = \rho y_{i,t-1} + \beta_2 \Delta x_{it} + \Delta \varepsilon_{it} \quad (2)$$

L'approche ci-haut décrite est attribuée à Arellano et Bond (1991). Leur estimateur est basé sur la méthode des moments généralisés (GMM) où les instruments (variables décalées) sont différemment appliqués à un système d'équations suivant les périodes du temps. Cet estimateur a été amélioré par la suite pour tenir compte de potentielles faiblesses dans les instruments utilisés par Arellano et Bover (1995) et Blundell et Bond (1998).

3.3. Estimation du canal de crédit bancaire

Le modèle d'estimation du canal de crédit bancaire se présente comme suit :

$$\begin{aligned}
 \Delta \log C_{i,t} = & \sum_{k=1}^m \beta_k \Delta \ln(C_{i,t-k}) + \sum_{k=0}^m \gamma_i \Delta \ln(pm_{t-k}) \\
 & + \sum_{k=1}^m \delta_i \Delta \ln(mac_{t-k}) + \sum_{l=1}^3 \varphi_l Z_{i,t-1}^l \\
 & + \sum_{l=1}^3 \sum_{k=0}^m \omega_{1,l,k} Z_{i,t-1}^l \Delta \ln(pm_{t-k}) \\
 & + \sum_{l=1}^3 \sum_{k=0}^m \omega_{2,l,k} Z_{i,t-1}^l \Delta \ln(mac_{t-k}) + \varepsilon_{i,t} \quad (3)
 \end{aligned}$$

Où $C_{i,t}$ est le crédit total d'une banque i à la période t , pm est un indicateur de politique monétaire, mac dénote les conditions macroéconomiques et est capté par un proxy soit l'inflation dans notre modèle, $Z_{i,t}^l$ représente les caractéristiques spécifiques d'une banque ($l=1, 2, 3$) notamment la taille, la liquidité et le capital.

L'interaction entre les caractéristiques d'une banque avec l'indicateur de politique monétaire a été ajoutée au modèle d'une part, et les mêmes caractéristiques avec l'inflation d'autre part. Enfin $\varepsilon_{i,t}$ est un terme d'erreur ; et $\beta, \gamma, \delta, \varphi$ et ω sont les paramètres à estimer.

L'effet de la politique monétaire sur les crédits bancaires est capté par le paramètre γ , mais son signe dépend de l'indicateur de politique monétaire.

Comme dans la plupart des pays en voie de développement, l'identification d'un bon indicateur pose une importante difficulté, ce qui amène à explorer trois possibilités.

Premièrement, étant donné que l'orientation de la politique monétaire au Burundi est basée sur le ciblage monétaire, la masse monétaire M2 apparaît comme indicateur incontournable. Cependant, il présente des éléments qui peuvent échapper à l'autorité monétaire notamment les interférences budgétaires, poussant ainsi à considérer la base monétaire.

En outre, le taux sur les bons du trésor à treize semaines est couramment utilisé dans plusieurs études à défaut de taux directeur. Cependant, lui aussi peut poser un problème d'interprétation si les opérations d'Open Market sont essentiellement utilisées pour des fins budgétaires que de politique monétaire comme c'est le cas au Burundi. Dans tous les cas, ces opérations ont un impact monétaire sur les activités des banques.

Enfin, le taux de facilité de prêt marginale apparaît comme un instrument de politique qui peut avoir un impact sur les crédits bancaires. En effet, une augmentation de ce taux peut être interprétée comme une augmentation des coûts de fonds ou d'accès à la liquidité susceptible d'être répercutée aux crédits bancaires. Néanmoins, ce taux risque d'avoir peu d'apports qualitatifs étant donné qu'il est calculé sur base du taux sur les bons du trésor à treize semaines.

Devant cette ambiguïté, tous les trois indicateurs ont été testés un à un dans le modèle (3). Ce dernier a été estimé en explorant les variables de façon graduelle. Le signe attendu pour les coefficients associés aux deux taux est négatif, au moment où l'agrégat monétaire et les crédits bancaires sont entendus varier dans le même sens.

Un autre coefficient d'un grand intérêt pour cette étude est ω qui capte l'interaction de la politique monétaire avec les caractéristiques des banques. Ce coefficient est attendu être positif puisque la réponse des banques aux chocs monétaires est accentuée par leurs caractéristiques.

Comme discuté plus haut, l'identification du canal de crédit bancaire est conditionnée par l'hypothèse d'homogénéité de la demande de crédit. Cette hypothèse n'est pas très difficile à défendre pour le cas du Burundi. En effet, bien que nous n'ayons pas d'information sur la demande des crédits bancaires et le taux de leur satisfaction, nous trouvons peu probable qu'une diminution de crédit soit induite par une diminution de la demande.

4. DISCUSSION DES RESULTATS

Tableau I : Estimations avec taux sur bons du Trésor (13 semaines) comme indicateur de politique monétaire

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	D.lcred	D.lcred	D.lcred	D.lcred	D.lcred	D.lcred	D.lcred
LD.lcred	-0.0733	-0.0695	-0.117	-0.111	-0.141 ⁺	-	-0.0691
						0.0811	
D.tx_bons	(-1.06) 0.0100 ^{***}	(-1.04) 0.0111 ^{**}	(-1.69) 0.00854	(-1.58) 0.00806	(-1.99) 0.0112 [*]	(-1.10) 0.0111 [*]	(-0.95) 0.00969
LD.tx_bons	(2.62) -	(2.91) -	(2.33) -	(2.16) -	(2.72) -	(2.62) -	(2.52) -
	0.00948	0.0114 ^{**}	0.0128 ^{**}	0.0122 ^{**}	0.0118 [*]	0.0124 [*]	0.0131 ^{**}
D.lcpi	(-2.37)	(-2.90)	(-3.41)	(-3.19)	(-2.81)	(-2.90)	(-3.41)
		-0.0932	-0.104	-0.0918	-0.104	0.0271	0.126
		(-0.54)	(-0.63)	(-0.55)	(-0.62)	(0.13)	(0.60)
LD.lcpi		0.497 ^{**}	0.317	0.294	0.353 [*]	0.0696	0.0692
		(2.88)	(1.89)	(1.73)	(2.10)	(0.32)	(0.32)
D.liqr			-0.590 ^{***}	-0.591 ^{***}	-	-	-0.652 ^{***}
					0.631 ^{***}	0.758 ^{***}	
			(-5.60)	(-5.55)	(-5.70)	(-4.83)	(-4.62)
LD.liqr			-0.210	-0.204	-0.229 [*]	-0.114	-0.0631
			(-1.90)	(-1.83)	(-2.00)	(-0.69)	(-0.41)
D.taille			0.204 ^{***}	0.199 ^{***}	0.213 ^{***}	0.288 ^{***}	0.309 ^{***}
			(4.04)	(3.80)	(3.96)	(4.39)	(4.63)
LD.taille			0.0209	0.0342	0.0284	-	-0.0253
						0.0377	
			(0.41)	(0.64)	(0.53)	(-0.61)	(-0.40)
D.capr				0.0495	-0.523	-0.498	0.451
				(0.21)	(-1.88)	(-1.19)	(1.33)
LD.capr				0.293	-0.149	0.369	0.948 ^{**}
				(1.23)	(-0.52)	(0.89)	(2.78)
tx_bons_taille					-0.0671	-	
						0.0264	
					(-1.28)	(-0.46)	
L.tx_bons_taille					-	-	
					0.0063	0.0269	
					3		
					(-0.12)	(-0.48)	
tx_bons_liqr					-0.0851	-0.125	
					(-1.09)	(-1.51)	
L.tx_bons_liqr					-0.0482	-	
						0.0528	
					(-0.56)	(-0.58)	
tx_bons_capr					-	-0.723 ^{**}	
					0.732 ^{***}		
					(-3.60)	(-3.28)	
L.tx_bons_capr					-0.433	-0.290	
					(-1.92)	(-1.24)	

Tableau I : Estimations avec taux sur bons du Trésor (13 semaines) comme indicateur de politique monétaire

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	D.lcred	D.lcred	D.lcred	D.lcred	D.lcred	D.lcred	D.lcred
lcp_i_taille						-3.969*	-4.788**
L.lcp_i_taille						(-2.07)	(-2.61)
lcp_i_liqr						3.523*	3.258
L.lcp_i_liqr						(2.01)	(1.90)
lcp_i_capr						4.808	2.965
L.lcp_i_capr						(1.22)	(0.77)
_cons	0.0427**	0.0316**	0.0275**	0.0262**	0.0249*	-2.558	-2.268
						(-0.63)	(-0.58)
						1.293	-10.04
						(0.14)	(-1.15)
						-11.25	-20.52*
						(-1.25)	(-2.33)
	(7.39)	(3.78)	(3.20)	(2.98)	(2.89)	(3.04)	(2.84)
N	203	203	203	203	203	203	203

Les résultats des estimations indiquent un impact négatif et significatif modéré du taux sur les bons du trésor à treize semaines sur les crédits bancaires avec un décalage d'un trimestre conformément aux attentes. La liquidité présente un impact négatif simultané plutôt important, les crédits varient dans le même sens que la taille des banques, et la capitalisation n'a aucune influence sur les crédits sauf en interaction avec les indicateurs de politique monétaire.

L'effet des conditions macroéconomiques, approximées par l'inflation, est insignifiant mais contribue à éroder la posture des banques comme le montre le signe négatif de l'estimation du coefficient associé à l'interaction entre l'inflation et la taille.

L'interaction entre les variables de politique monétaire et les caractéristiques des banques indique soit un impact statistiquement non significatif, soit un impact théoriquement non intuitif.

Etant donné que les titres du trésor sont utilisés pour subvenir aux besoins de financement budgétaire, ces résultats reflètent un possible effet d'éviction par le Trésor bien qu'économiquement minime. L'impact négatif simultané de la liquidité aux crédits peut être expliqué par la préférence des banques à détenir plus d'actifs liquides que non liquides reflétant une certaine aversion du risque de la part des banques.

Les résultats obtenus en utilisant le taux de facilité de prêt marginale comme indicateur de politique monétaire sont qualitativement les mêmes que ceux obtenus en cas du taux sur les bons du trésor, et peuvent être interprétés de la même manière. La seule différence est que le premier représente un coût de refinancement au moment où le deuxième représente une opportunité alternative aux crédits.

Les résultats obtenus en utilisant la base monétaire comme indicateur de politique monétaire sont statistiquement non significatifs et ne sont pas reportés dans le papier pour contrôler son volume.

CONCLUSION GENERALE ET IMPLICATIONS DE POLITIQUE MONETAIRE

L'objectif de cette étude était d'estimer le canal du crédit bancaire dans la transmission de politique monétaire au Burundi en utilisant les données de panel pour sept banques. A cette fin, l'hypothèse était qu'un durcissement de politique monétaire devrait induire la réduction du volume de crédits accordés par les banques commerciales et que l'impact devrait être accentué suivant que celles-ci sont de petite taille, faiblement liquides et capitalisées.

Les résultats indiquent que les taux sur les bons du Trésor à treize semaines et de facilité de prêt marginal ont un impact négatif sur les crédits bancaires bien que l'amplitude soit modérée. Ceci révèle que la nature du canal de crédit bancaire est basée sur les prix plutôt que les agrégats monétaires.

Quant à l'effet distributif de la politique monétaire sur l'offre de crédits bancaires, aucune preuve empirique n'a été trouvée étant donné que les coefficients associés aux interactions avec les caractéristiques des banques ne sont pas statistiquement significatifs.

En termes d'implication de politique monétaire, ces résultats supportent le projet de la Banque de République du Burundi à mener une politique monétaire basée sur les prix puisque les banques commerciales semblent répondre aux signaux des taux d'intérêt plutôt que du ciblage monétaire.

Références bibliographiques

- Arellano, M., & Bond, S. (1991). "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations". *The review of economic studies*, 58(2), 277-297.
- Bernanke, B. S., & Blinder, A. S. (1992). "The federal funds rate and the channels of monetary transmission". *The American Economic Review*, 901-921.
- Ehrmann, M., Gambacorta, L., Martínez-Pagés, J., Sevestre, P., & Worms, A. (2001). "Financial systems and the role of banks in monetary policy transmission in the euro area", *ECB Working Paper No 105*.
- Kashyap, A. K., & Stein, J. C. (2000). "What do a million observations on banks say about the transmission of monetary policy?". *American Economic Review*, 407-428.
- Kashyap, A. K., & Stein, J. C. (1995, June). "The impact of monetary policy on bank balance sheets". In *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* (Vol. 42, pp. 151-195). North-Holland.
- Matousek, R., & Solomon, O. H. "The Bank Lending Channel: Evidence from Nigeria".
- Mishra, P., & Montiel, P. (2013). "How effective is monetary transmission in low-income countries? A survey of the empirical evidence". *Economic Systems*, 37(2), 187-216.
- Peek, J., & Rosengren, E. S. (2010). "The role of banks in the transmission of monetary policy". *Oxford: Oxford University Press*.
- Sebastien E. J. Walker (2013). BLC in the EAC: "The Bank-Lending Channel of Monetary Policy Transmission in Countries of the East African Community", *CSAE and Department of Economics, University of Oxford*.
- Sichei, M. M. (2005). "Bank lending channel in South Africa: bank-level dynamic panel data analysis".
- Simpasa, A., Nandwa, B., & Nabassaga, T. (2014), "Bank Lending Channel of Monetary Policy Transmission in Zambia: Evidence from Bank-Level Data".

Annexes

Annexe I Estimations avec taux de facilité de prêt marginal comme indicateur de politique monétaire

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	D.lcred	D.lcred	D.lcred	D.lcred	D.lcred	D.lcred	D.lcred
LD.lcred	-	-	-0.105	-	-0.139	-	-
	0.0652	0.0561		0.0979		0.0970	0.0582
	(-0.94)	(-0.81)	(-1.49)	(-1.36)	(-1.95)	(-1.32)	(-0.79)
D.tx_fpm	0.0063	0.0047	0.0031	0.0030	0.0061	0.0059	0.0034
	9	7	0	5	2	7	2
	(1.76)	(1.30)	(0.89)	(0.85)	(1.62)	(1.59)	(0.94)
LD.tx_fpm	-	-	-	-	-	-	-
	0.0113	0.0122	0.0127	0.0122	0.0089	0.0101	0.0126
	**	***	***	***	I*	**	***
	(-3.13)	(-3.38)	(-3.70)	(-3.42)	(-2.33)	(-2.64)	(-3.50)
D.lcpi		0.0574	0.0335	0.0285	-	0.165	0.307
		(0.33)	(0.20)	(0.17)	0.0509	(0.79)	(1.43)
					(-0.31)		
LD.lcpi		0.404*	0.247	0.229	0.383*	0.210	0.0137
		(2.31)	(1.46)	(1.33)	(2.22)	(0.96)	(0.06)
D.liqr			-	-	-	-	-
			0.607***	0.606***	0.649***	0.784**	0.662***
			(-5.70)	(-5.62)	(-6.02)	(-5.35)	(-4.63)
LD.liqr			-0.197	-0.191	-0.238*	-0.101	-
			(-1.76)	(-1.70)	(-2.10)	(-0.64)	0.0508
							(-0.33)
D.taille			0.196***	0.197***	0.203***	0.300**	0.314***
			(3.85)	(3.73)	(3.88)	(4.55)	(4.65)
LD.taille			0.0148	0.0261	0.0137	-	-
			(0.29)	(0.49)	(0.26)	0.0128	0.0176
						(-0.20)	(-0.27)
D.capr				0.126	-0.480	-0.458	0.500
				(0.52)	(-1.63)	(-1.08)	(1.43)

Annexe I Estimations avec taux de facilité de prêt marginal comme indicateur de politique monétaire

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
LD.capr				0.235 (0.96)	-0.357 (-1.21)	0.0977 (0.24)	0.860* (2.46)
tx_fpm_taill e					-0.109 (-1.80)	-0.113 (-1.85)	
L.tx_fpm_tai lle					- 0.0710 (-1.20)	- 0.0599 (-0.99)	
tx_fpm_liqr					-0.106 (-1.41)	-0.112 (-1.48)	
L.tx_fpm_liq r					- 0.0288 (-0.36)	- 0.0321 (-0.40)	
tx_fpm_capr					- 0.593*** (-3.45)	- 0.594** (-3.29)	
L.tx_fpm_ca pr					-0.556** (-3.12)	- 0.472** (-2.58)	
lcp_i_taille						-4.229* (-2.36)	- 5.289** (-2.84)
L.lcp_i_taille						0.929 (0.56)	2.250 (1.31)
(Suite)							
lcp_i_liqr						5.197 (1.35)	2.678 (0.69)
L.lcp_i_liqr						-3.342 (-0.85)	-2.529 (-0.64)
lcp_i_capr						-0.707	-10.36

Instructions aux auteurs

Pour chaque livraison d'une publication, les auteurs potentiels doivent tenir compte de certaines modalités précises concernant l'agencement et la soumission d'un article.

1. Plan ou agencement d'un article

1.1. Résumé (espacement interligne simple, taille 10).

Les articles doivent comporter un résumé dans l'idiome du texte, esquissant la nature de la recherche, les principaux résultats et les conclusions y afférentes ainsi que les propositions de politiques économiques. Le résumé doit être présenté dans un paragraphe unique et justifié, avec 120 mots maximum. L'espacement interligne doit être simple. Il faut utiliser la police Times New Roman en taille 10. Un résumé dans une deuxième langue (la revue utilisera le Français et l'Anglais) doit également faire partie de l'article et doit respecter le même format.

1.2. Mots-clés et classification JEL

Tout article doit comporter 3 à 6 mots clés, décrivant le contenu de l'article ainsi que la classification JEL (*Journal of Economic Literature*) correspondante.

1.3. Introduction (espacement interligne simple, taille 12)

L'introduction explique brièvement la recherche qui est faite et pourquoi. Les articles doivent contenir une brève présentation des auteurs sous forme de note de bas de page liée au nom de l'auteur. Le correspondant doit informer le Comité de Rédaction si l'article est original. Dans le cas d'une version d'un texte déjà publié, il faut citer en note de bas de page la publication d'origine. Le Comité de Rédaction publiera de préférence des textes inédits, au moins dans la langue dans laquelle ils sont présentés. Un article ne doit pas dépasser 30 pages.

1.4. Texte de l'article (espacement interligne simple, taille 12).

L'article doit être envoyé en format Word (.doc), police Times New Roman taille 12 pour le texte¹³. Les paragraphes doivent être justifiés et sans retrait. L'espacement interligne doit être simple de même que l'espacement entre deux paragraphes. Le texte doit être envoyé dans un seul fichier avec figures, tableaux, graphiques et équations incorporés dans le corps du texte. Le texte sera articulé autour d'un certain nombre d'éléments clés tels que :

- ❖ Le **contexte** qui argumente pourquoi la question est importante, fournit quelques brèves informations contextuelles, contenant parfois quelques informations historiques.
- ❖ Une **revue de littérature** (théorique et empirique), qui doit considérer les travaux déjà existants, en commençant avec des théories et travaux plus généraux, puis en regardant des papiers plus spécifiques (par exemple les résultats empiriques sur différents pays, etc.).
- ❖ Le travail sera organisé **en chapitres** en fonction de l'information précédente.
- ❖ La **méthodologie**, expliquant comment on est en train de conduire la recherche et pourquoi et, éventuellement, justifier la méthodologie choisie par rapport à d'autres recherches empiriques sur le sujet.
- ❖ Les **résultats** présentés clairement ainsi que des **déductions** claires qui en sont faites.
- ❖ Les **figures** doivent être incorporées au texte. Toutes les figures doivent être référencées dans le texte (par exemple, figure 1) et elles doivent être placées le plus près possible du texte qu'elles illustrent. La légende doit être en bas, centrée et séparée de la figure par un

¹³Toutes les notes de bas de page utilisées dans le corps de l'article doivent être indiquées et numérotées de façon continue. Elles doivent apparaître en bas de la même page où elles ont été indiquées (Times New Roman, taille 10, espacement interligne simple).

espace simple. Les chiffres et symboles dans les figures doivent être d'une taille compatible avec le reste du texte.

- ❖ Les **équations** doivent être centrées et référencées dans le texte. Elles doivent être numérotées, les chiffres mis entre parenthèses et collés à la marge droite. Les symboles utilisés doivent être définis immédiatement avant ou après la première apparition dans le texte. La police utilisée doit être d'une taille compatible avec le reste du texte.
- ❖ Les **tableaux** doivent être centrés et référencés dans le texte (par exemple, tableau 1) et ils doivent être placés le plus près possible du texte auxquelles ils se réfèrent. La légende doit être au-dessus, centrée et séparée de la table par un espace simple. Les chiffres et les mots dans la table doivent être d'une taille compatible avec le reste du texte.

1.5. Conclusion

La conclusion rappellera brièvement les principaux résultats ainsi que les implications de politiques économiques pour un meilleur développement dans le domaine concerné.

1.6. Références

La description de la bibliographie doit permettre au lecteur de retrouver le document signalé. Les références seront classées par ordre alphabétique des noms d'auteurs.

2. Soumission d'un article

Les articles doivent être accompagnés de quelques informations sur les auteurs, notamment :

- Noms de l'auteur,
- Institution à laquelle il appartient,
- Domaine d'intérêt,
- Adresse postale et électronique.