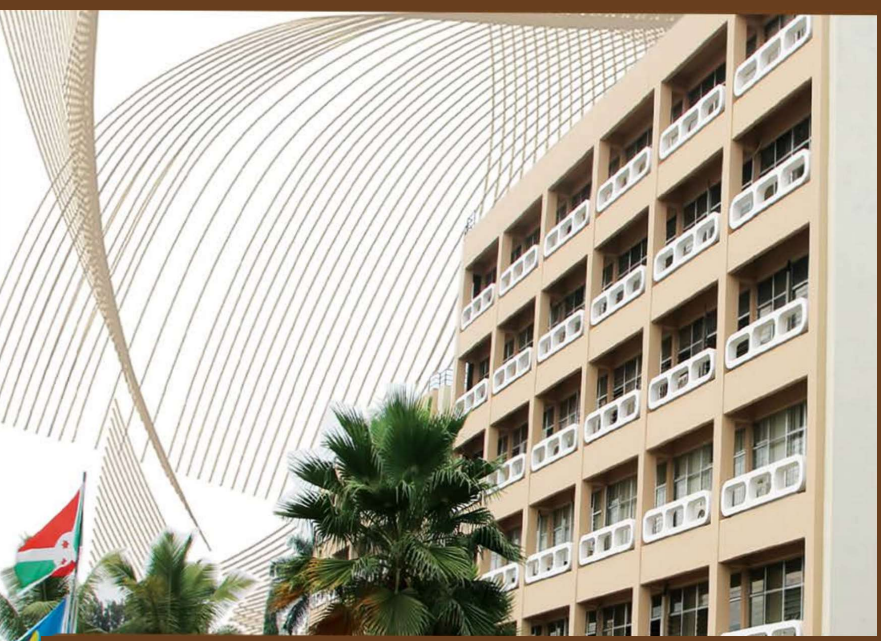
REM Revue Economique et Monétaire

Volume 5

BRB



Analyse de la stabilité du déficit fiscal au Burundi (2010-2022) par Chanelle IHEZAGIRE

Les déterminants de l'inflation au Burundi : Analyse empirique à l'aide d'un modèle à correction d'erreur par Ghislain IRUMVA

Chocs de politique budgetaire et dynamique macroeconomique au Burundi : Une approche var structurelle par Jean-Baptiste Aboyitungiye

Effet du crédit à l'économie sur l'inflation au Burundi par Jehova-Ile Mbonitegeka et Thierry Kwizera

Discipline budgetaire face a l'aide publique au dévéloppement au Burundi (1990-2021) par Justin Mukundabantu

Octobre 2026

Volume 5

REM
Revue Economique et Monétaire
Octobre 2026

«Analyse de la stabilité du déficit fiscal au Burundi (2010-2022)» par *Chanelle IHEZAGIRE*..... 1

«Les déterminants de l'inflation au Burundi : Analyse empirique à l'aide d'un modèle à correction d'erreur» par *Ghislain IRUMVA* 28

«Chocs de politique budgetaire et dynamique macroeconomique au Burundi : Evidence d'une analyse VAR structurelle» par *Jean-Baptiste Aboyitungiye*..... 74

«Effet du crédit à l'économie sur l'inflation au Burundi» par *Jehova-Ile Mbonitegeka et Thierry Kwizera*..... 112

«Discipline budgetaire face a l'aide publique au dévéloppement au Burundi (1990-2021)» par *JustinMukundabantu*..... 149

Copyright©2026 par la Revue Economique et Monétaire. Tous droits reservés. Des extraits brefs de cette publication peuvent être reproduits ou traduits pour autant que la source est référencée.
La reproduction pour des fins commerciales est interdite.

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

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

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

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

Revue Économiques et Monétaire
Membres des Organes de la Revue Economique et Monétaire

Comité Scientifique

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

Membres
Léonce NDIKUMANA, Professeur Emérite, Université de Massachusetts Amherst
Salomon NSABIMANA, Ph. D, Chercheur, Institut de Développement Economique du Burundi (IDEC)
Georges KOBOU, Professeur Agrégé d'Economie, Université du Burundi.
Arcade NDORICIMPA, Professeur d'Economie, Université du Burundi.
Barthélémy BIAO, Professeur d'Economie, Université du Burundi.
Cyriaque NZIRORERA, Professeur d'Economie, Université du Burundi.
Gilbert NIYONGABO, Professeur d'Economie, Université du Burundi.

Secrétariat de Rédaction

Président
Ghislain IRUMVA, Chef du Service Recherche et Documentation, Banque de la République du Burundi

Membres
Justin MUKUNDABANTU, Economiste, Banque de la République du Burundi
Anita NKURUNZIZA, Economiste, Banque de la République du Burundi
Jehova-Ile MBONITEGEKA, Economiste, Banque de la République du Burundi
Ariella KARIBWAMI, Economiste, Banque de la République du Burundi
Jean Baptiste ABOYITUNGIYE, Economiste, Banque de la République du Burundi
Chanelle IHEZAGIRE, Economiste, Banque de la République du Burundi
Louis Marcel MPUNDU, Economiste, Banque de la République du Burundi
Jean Claude MPAWENAYO, Economiste, Banque de la République du Burundi
Dr. Valentin NIMPAGARITSE, Economiste, Banque de la République du Burundi
Thierry KWIZERA, Economiste, Banque de la République du Burundi

Directeur de Publication
Georges NTANGORANE, Directeur des Etudes Economiques, de la Statistique et de la Coopération, Banque de la République du Burundi

ANALYSE DE LA STABILITE DU DEFICIT FISCAL AU BURUNDI (2010-2022)

*Chanelle IHEZAGIRE**

Résumé

Cet article examine la stabilité du déficit budgétaire au Burundi sur la période 2010-2022 à partir d'une approche économétrique fondée sur le modèle autorégressif à retards échelonnés (ARDL). L'analyse mobilise les tests de racine unitaire d'Augmented Dickey-Fuller (ADF), de Phillips-Perron (PP) et de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), ainsi que le test des bornes de cointégration, afin d'évaluer la relation de long terme entre les recettes et les dépenses publiques. Les résultats montrent que le déficit budgétaire du Burundi présente une faible stabilité. Bien que le mécanisme de correction des déséquilibres soit relativement rapide, avec un retour vers l'équilibre en environ un trimestre après un choc, cette stabilité demeure fragile. Les estimations révèlent que les dépenses publiques augmentent plus rapidement que les recettes, traduisant un déséquilibre budgétaire structurel susceptible d'affecter la soutenabilité des finances publiques à long terme. Ces résultats mettent en évidence la nécessité de renforcer la gestion des finances publiques à travers une mobilisation accrue des recettes fiscales, une meilleure maîtrise de la croissance des dépenses publiques et le maintien d'une discipline budgétaire rigoureuse. De telles mesures sont essentielles pour préserver la stabilité budgétaire et renforcer la résilience de l'économie burundaise face aux chocs macroéconomiques.

Mots clés : stabilité, déficit fiscal, stationnarité, cointégration, modèle ARDL.
Classification JEL : H62, E62, C22

* Cadre du Service Recherche et Documentation à la BRB.
E-mail : cihezagira@brb.bi

Abstract

This article examines the stability of the fiscal deficit in Burundi over the period 2010-2022 using an econometric approach based on the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model. The analysis employs the Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP), and Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) unit root tests, together with the bounds testing approach to cointegration, to assess the long-run relationship between government revenues and public expenditures. The findings indicate that Burundi's fiscal deficit exhibits weak stability. Although the error-correction mechanism suggests a relatively rapid adjustment toward equilibrium, with convergence occurring within approximately one quarter following a shock, this stability remains fragile. The estimates further reveal that public expenditures grow at a faster pace than government revenues, reflecting a structural fiscal imbalance that may undermine the long-term sustainability of public finances. The results underscore the need to strengthen public financial management through enhanced domestic revenue mobilization, improved control over the growth of public expenditures, and the maintenance of prudent fiscal discipline. Such measures are essential to preserve fiscal stability and enhance the resilience of the Burundian economy to macroeconomic shocks.

Keywords: Fiscal stability; fiscal deficit; stationarity; cointegration; ARDL model.

1. Introduction

Le déficit fiscal est un thème central des discussions économiques contemporaines, particulièrement pertinent pour les pays en développement cherchant à financer leur croissance. Un déficit fiscal excessif non maîtrisé, peut engendrer des risques significatifs pour la stabilité macroéconomique et la solvabilité de l'État. Par conséquent, sa gestion rigoureuse constitue un défi majeur pour les décideurs, car un déséquilibre persistant compromet la stabilité à long terme Samizafy (2013).

Dans le cas du Burundi, la question du déficit fiscal revêt une importance particulière. Le pays a traversé des épisodes marqués par des tensions économiques et politiques qui ont fortement pesé sur ses finances publiques. La guerre civile de 1993 à 2005 a entraîné une augmentation des dépenses publiques liées à la sécurité publique, et au développement en général tandis que les recettes fiscales ont chuté de manière significative, creusant ainsi le déficit.

En 2009, le pays a bénéficié d'un allégement de sa dette dans le cadre de l'Initiative en faveur des Pays Pauvres Très Endettés (PPTE), réduisant temporairement le déficit fiscal à un niveau jugé acceptable en 2010, contrastant avec les résultats de l'exercice précédent. En effet, la progression des ressources, tant internes qu'externes +48,6 %, a été plus rapide que celle des dépenses +25,3 %, ce qui a permis de réduire sensiblement le déficit fiscal. Celui-ci est passé de -112.723,7 MBIF en 2009 à -42.294,4 MBIF en 2010. De même, le ratio du déficit fiscal au PIB s'est significativement amélioré, passant de 7,9 % à 2,3 %.

Cependant, depuis 2015, la dynamique des finances publiques s'est détériorée, le déficit budgétaire s'étant aggravé par rapport à 2021, soit 354 129,2 contre 182 245,5MBIF. Cette détérioration du déficit est liée à la diminution des recettes de -16,0%, alors que les dépenses ont augmenté de +2,9%), suite au gel des appuis budgétaires. De même, le ratio du déficit global (dons inclus) en termes de pourcentage s'est détérioré, passant de 4,1 à 7,8% en 2015. Ce déficit a été principalement financé par les ressources intérieures, soit 370.627,0 MBIF et extérieures 6.920,9 MBIF.

C'est dans ce cadre que cette étude a pour objectif d'analyser la stabilité du déficit fiscal au Burundi sur la période 2010T1-2022T4. L'enjeu est de déterminer si les autorités publiques à la capacité de maintenir une relation cohérente entre leurs flux budgétaires à court et à long terme. Quel est le comportement dynamique des recettes et des dépenses publiques au Burundi, et dans quelle mesure ce comportement traduit-il une stabilité du déficit fiscal ?

L'article est organisé en cinq sections. Après cette section introductive, la deuxième section présente une revue de la littérature sur la stabilité de la stabilité du déficit public. La troisième présente les faits stylisés. La quatrième décrit la méthodologie adoptée pour la spécification et l'estimation du modèle empirique. La cinquième section est consacrée à la présentation et l'interprétation des résultats. La dernière section tire la conclusion générale de l'étude et formule des recommandations de politique économique.

2. Revue de littérature

L'évaluation de la stabilité du déficit fiscal est essentielle pour la gestion saine des finances publiques. Un déficit fiscal incontrôlé signale un déséquilibre structurel entre les recettes et les dépenses, menaçant la stabilité macroéconomique à long terme. Les modèles économétriques pour tester cette stabilité ont été développés en se focalisant sur la relation dynamique des agrégats budgétaires. Le principe fondamental est qu'un gouvernement doit, à terme, ajuster ses dépenses en fonction de ses recettes pour prévenir une expansion indéfinie du déficit.

Deux approches en séries temporelles sont mobilisées dans la littérature pour évaluer la stabilité d'un déficit : le critère de stationnarité du déficit et le critère de cointégration des flux budgétaires.

L'évaluation de la stabilité du déficit fiscal s'inscrit dans un cadre théorique robuste, rendu indispensable par les spécificités des pays en développement. John T.Cuddington (1997), dans son article fondamental, était d'analyser la pertinence des méthodes d'évaluation pour les pays en voie de développement, distinguant notamment l'approche comptable des tests économétriques basés sur la Contrainte de Valeur Actuelle. C'est cette dernière approche, requérant la vérification d'une relation de cointégration entre les recettes et les dépenses, qui est reconnue comme la plus adaptée pour déterminer la viabilité à long terme de la politique fiscale. Notre étude s'aligne sur ce cadre méthodologique en utilisant le modèle ARDL sur la période allant de 2010T1-2022T4 pour valider l'existence de cette relation et évaluer la nature de la stabilité fiscale.

Hamilton et Flavin (1985) , ont été les premiers à formaliser l'approche de stationnarité du déficit pour analyser la stabilité du déficit fiscal. Ils ont examiné la stabilité de la politique budgétaire américaine en utilisant des tests de stationnarité (ADF) sur la série temporelle du solde budgétaire primaire pour la période de 1960 à 1984. Ils ont montré qu'une politique budgétaire est stable si le déficit global est stationnaire. Autrement dit, un processus stationnaire du déficit implique qu'il n'existe pas de tendance à

l'accroissement incontrôlé du déficit, ce qui garantit une forme de stabilité. Leurs travaux ont, par la suite, fait l'objet de différents prolongements.

Dans la même logique, Trehan et Walsh(1988) ont élargi cette approche de tester la stabilité du déficit fiscal en testant la stationnarité du déficit. Selon ces deux auteurs la condition suffisante de stabilité est que le déficit fiscal global, et non primaire, soit stationnaire en niveau. Ce qui implique que le déficit ne peut pas croître indéfiniment sans être compensée par des excédents budgétaires futurs. Si le déficit est stationnaire, alors le déficit est stable.

Le critère de cointégration des flux budgétaires a été abordé dans une extension du travail de Trehan et Walsh(1991) pour tester la stabilité budgétaire. Leur approche repose sur l'idée que, pour que le budget soit stable, il doit exister une relation de cointégration entre les dépenses publiques et les recettes publiques. Si ces deux variables sont cointégrées, cela signifie qu'elles évoluent conjointement sur le long terme, empêchant ainsi une divergence incontrôlée qui pourrait mener à une explosion de déficit. Cette méthode a permis d'affiner le diagnostic de stabilité en intégrant des dynamiques plus réalistes des finances publiques. Hakkio et Rush (1991) ont également emprunté le chemin de Trehan et Walsh (1991). Pour eux, l'idée de tester la stationnarité et de cointégration est la suivante : si le déficit est non-stationnaire, il possède une variance infinie et une moyenne non-constante, ce qui le rend automatiquement incontrôlable et donc instable.

Quintos(1995), a enrichi ces travaux en introduisant une distinction entre deux concepts de stabilité : de la stabilité forte et la stabilité faible. Dans la stabilité forte, la relation de cointégration entre les recettes et les dépenses présente un coefficient de long terme égal à 1. En revanche, la stabilité faible se manifeste lorsque le coefficient de cointégration est différent de 1. Une stabilité forte implique que toute augmentation des dépenses publiques est entièrement compensée par une hausse équivalente des recettes, garantissant ainsi une équilibre budgétaire strict. En revanche, une stabilité faible indique que les

recettes publiques augmentent en réponse aux dépenses, mais de manière insuffisante pour couvrir totalement ces dernières, en d'autres termes les recettes ne compenses qu'en partie les variations des dépenses, ce qui peut signaler un risque de déséquilibre budgétaire à long terme.

Au-delà de ces contributions fondatrices, la littérature récente a élargi le champ d'analyse. Antonio (2005) a appliqué les tests de stationnarité et de cointégration aux pays européens, concluant à une soutenabilité fragile des finances publiques. En ce qui concerne les pays en développement, Narayan (2012) a utilisé la méthodologie ARDL pour examiner le lien de long terme entre recettes et dépenses publiques. Leurs résultats montrent que l'absence de relation de cointégration accroît la vulnérabilité budgétaire, soulignant ainsi les défis particuliers auxquels ces économies sont confrontées dans la recherche de la stabilité fiscale.

Plusieurs économistes africains ont également testé la stabilité budgétaire en utilisant les tests de stationnarité et de cointégration.

Nebson et Pierre (2015) ont analysé comment les dépenses publiques, les recettes de l'État et le déficit fiscal ont évolué au fil du temps. En intégrant un changement majeur en 2001, les résultats de leur analyse suggèrent que les dépenses et les recettes publiques n'étaient pas cointégrées. Les conclusions de leur étude soulignent l'importance d'élargir la base fiscale pour favoriser l'équilibre budgétaire persistant et la croissance économique au Zimbabwe.

Mengue (2016) a également abordé la question de la stabilité du déficit fiscal Camerounais en appliquant des tests de stationnarité et de cointégration sur la période de 1969 à 2014. Son étude a conclu que les finances publiques du Cameroun n'étaient pas stables sur la période étudiée.

Traoré et Maiga(2019), ont examiné la stabilité du déficit fiscal au Mali sur la période de 1967 à 2019. Leurs résultats confirment l'existence de la relation de cointégration et par conséquent l'existence de stabilité,

tout en soulignant que la progression rapide des dépenses publiques par rapport aux recettes fiscales est le facteur principal de la fragilité de cette stabilité. En d'autres termes la stabilité faible. Ils soulignent l'importance d'améliorer la génération des recettes fiscales et de renforcer la capacité de mobilisation des recettes.

Oyeleke et Ajilore (2014), ont examiné la stabilité de la politique fiscale du Nigéria sur la période de 1980-2010. Leurs résultats révèlent que le déficit fiscal est faiblement stable et mettent l'accent sur la maîtrise des dépenses en les limitant aux projets qui favorisent la croissance et non aux projets improductifs.

Baba et Ofori (2015), ont également analysé la stabilité du déficit fiscal au Ghana et leurs résultats indiquent que la stabilité du déficit fiscal est sensible aux chocs macroéconomiques, indiquant que même si l'ajustement est rapide, l'équilibre est facilement compromis par des chocs externes défavorables.

Ces conclusions s'alignent sur la nécessité de contrôler la progression des dépenses et de maintenir une stricte discipline budgétaire, en lien avec le rôle fondamental des règles budgétaires dans le renforcement de la soutenabilité Agénor (2015).

Ces résultats rejoignent également les constats plus généraux du FMI, qui soulignent que dans de nombreux pays africains, les déficits structurels et la dépendance au financement monétaire représentent une menace pour la stabilité budgétaire et macroéconomique. C'est dans ce cadre analytique que s'inscrit la présente étude appliquée au cas du Burundi.

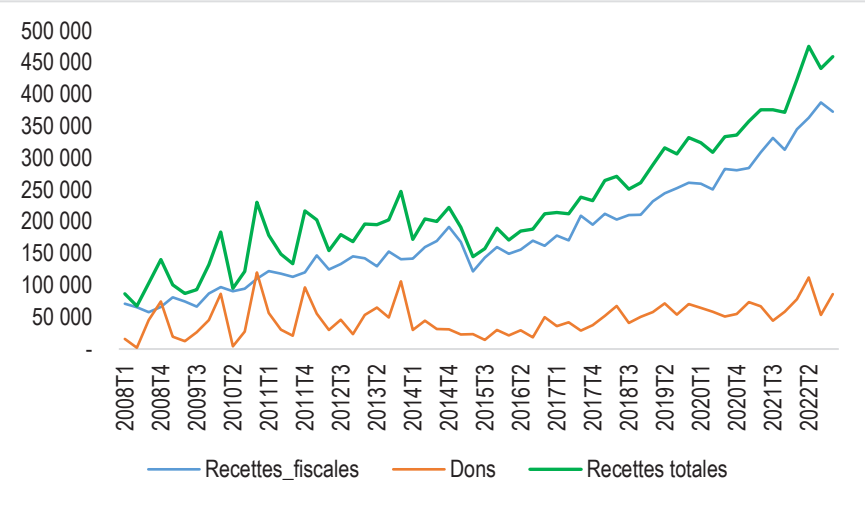
Faits stylisés

Afin d'éclairer l'analyse de la stabilité du déficit fiscal, il est nécessaire de situer notre réflexion dans le contexte concret de l'économie Burundaise. Cette section présente de manière intégrée la structure des recettes et des dépenses publiques, ainsi que leur évolution conjointe et leur interdépendance, telles qu'elles se reflètent dans la dynamique du déficit fiscal. Cette analyse descriptive constitue une base indispensable

pour comprendre la dynamique du déficit au Burundi avant l'analyse économétrique.

Les recettes publiques du Burundi proviennent principalement des recettes fiscales, complétées par des recettes non fiscales et, dans une moindre mesure, par des aides extérieures. Les recettes fiscales sont composées des impôts directs et des impôts indirects. Les recettes non fiscales comprennent les revenus des entreprises publiques, les dividendes ainsi que d'autres types de revenus. Les aides extérieures se divisent en dons courants et en dons en capital.

Figure 1: Évolution des composantes des recettes publiques (2008T1- 2022T4)



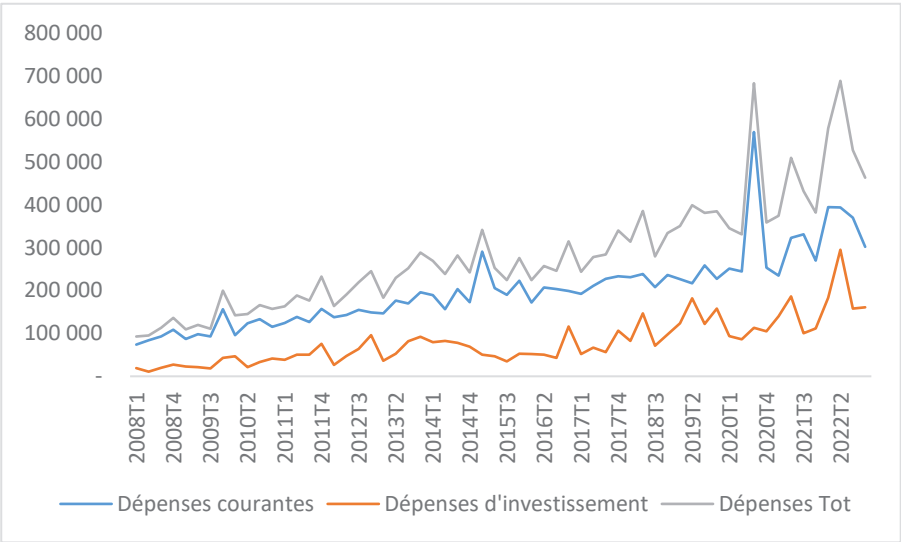
Source : Auteurs à partir des données de la BRB ,2023

D'après la Figure 1, les recettes fiscales ont suivi une tendance croissante continue sur l'ensemble de la période, suite aux efforts de l'administration fiscale en matière d'élargissement de l'assiette, d'amélioration du recouvrement et de modernisation des procédures. En revanche, les dons ont été fortement volatils, avec une trajectoire irrégulière, marquée par des pics ponctuels entre 2010 et 2014, suivis d'une baisse notable à partir de 2015, suite au gel des appuis extérieurs. Par conséquent, la trajectoire des recettes totales est désormais fortement alignée sur celle des recettes fiscales, confirmant une

substitution progressive des ressources internes aux financements extérieurs.

Les dépenses publiques du Burundi se composent essentiellement de dépenses courantes et de dépenses d'investissement. Les dépenses courantes comprennent principalement les salaires du personnel de l'État, les achats de biens et services, ainsi que les transferts courants tels que les subventions et les charges d'intérêts de la dette. Les dépenses d'investissement incluent les dépenses en capital destinées à financer les infrastructures publiques, les projets de développement et les équipements structurants.

Figure 2: Évolution des composantes des dépenses publiques (2008T1 - 2022T4)

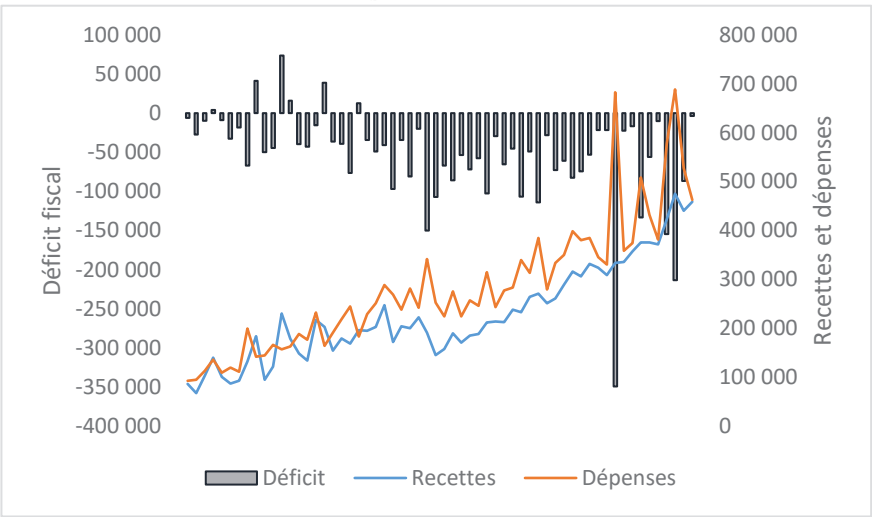


Source: Auteurs à partir des données de la BRB ,2023

D'après la Figure 2, les dépenses publiques burundaises ont affiché une nette hausse de l'ensemble des dépenses, mais surtout une prédominance persistante des dépenses courantes. Parallèlement, les dépenses d'investissement, bien qu'en augmentation aient été très volatiles. Cette configuration des dépenses courantes incompressibles et croissantes face à des investissements instables suggère une faible stabilité du déficit fiscal, car elle pourrait être une source d'un

déséquilibre structurel qui contribue à la persistance du déficit fiscal, alimenté par ces charges récurrentes et peu flexibles.

Figure 3: Évolution des recettes, dépenses et du déficit fiscal (2008T1 - 2022T4)



Source: Auteurs à partir des données de la BRB ,2023

D'après la figure 3, au début de la période, les recettes et les dépenses évoluent de manière relativement parallèle, traduisant une certaine discipline budgétaire, malgré quelques fluctuations des dépenses entre 2010 et 2015. À partir de 2015, une rupture s'observe : les dépenses deviennent plus volatiles et augmentent plus rapidement que les recettes, entraînant un élargissement durable et plus prononcé du déficit fiscal. Cette dynamique atteint un point critique au troisième trimestre 2020, où une chute historique du solde est observée. Ce creux pourrait s'expliquer par la baisse des recettes fiscales due à la crise du COVID-19, conjuguée à une hausse exceptionnelle des dépenses liées aux mesures sanitaires, et au coût des élections et l'entrée en fonction d'un nouveau gouvernement. Après 2020, une légère stabilisation est visible, mais le déficit demeure à un niveau structurellement élevé, reflétant une pression budgétaire persistante. La figure met également en évidence une forte corrélation entre la dynamique des dépenses et celle du déficit : Cette corrélation indique que les fluctuations du déficit fiscal sont principalement tirées par l'évolution des dépenses publiques.

À chaque accélération significative des dépenses, le déficit se creuse, ce qui suggère que les recettes ne progressent pas suffisamment pour compenser ces hausses. Cela révèle un déséquilibre structurel des finances publiques et souligne que la stabilisation du déficit passe avant tout par une meilleure maîtrise des dépenses, tandis que les améliorations ponctuelles observées, notamment autour de la mise en œuvre du budget-programme en 2022, restent insuffisantes pour inverser la tendance générale de détérioration du solde budgétaire.

3. Méthodologie et Données

L'examen de la littérature empirique révèle l'importance de la méthode économétrique dans l'étude de la stabilité du déficit fiscal, largement utilisée par de nombreux auteurs. Afin d'analyser la stabilité du déficit fiscal au Burundi, cette étude s'appuiera sur l'approche développée par Trehan & Walsh (1991), qui repose sur l'application des tests de stationnarité au déficit fiscal ainsi que sur les tests de cointégration entre les dépenses et les recettes publiques. Par ailleurs, nous mobiliserons également l'approche de Quintos (1995), qui distingue entre stabilité forte et stabilité faible, afin d'affiner notre analyse et d'apporter une meilleure compréhension du déficit fiscal au Burundi.

Dans un premier temps, les tests de stationnarité de Dickey-Fuller Augmenté et de Phillips-Perron et de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin seront appliqués pour mesurer la stationnarité du déficit fiscal à long terme. Ensuite, la cointégration des séries temporelles trimestrielles des variables sélectionnées sera examinée pour la période allant du premier trimestre 2010 au quatrième trimestre 2022. L'analyse vise à vérifier l'association entre la série des recettes et celle des dépenses publiques.

Alors que les tests de stationnarité (ADF, PP, KPSS) sont utilisés pour vérifier la stabilité stricte du déficit, l'approche par la cointégration est privilégiée lorsque cette condition stricte n'est pas remplie. Ces techniques sont indispensables car la simple non-stationnarité des recettes et des dépenses en niveau et en différence est un fait stylisé largement documenté pour les économies africaines Maïga & Traoré

(2021). Il est à noter que l'absence de cette relation de long terme signale une non-viabilité et contredit les hypothèses de comportement budgétaire rationnel Jondeau (1992).

Conformément à la méthodologie choisie, trois variables seront utilisées dans cette étude : le déficit budgétaire, les recettes publiques et les dépenses publiques. Les données relatives à ces variables ont été collectées auprès de la Banque de la République du Burundi (BRB). Le Tableau 1 présente les statistiques descriptives des 3 variables utilisées dans l'analyse empirique.

Tableau 1 : Statistiques descriptives des variables utilisées dans l'analyse empirique

	Déficit primaire	Recettes publiques	Dépenses publiques
Moyenne	-618.35	2423.02	2973.80
Médiane	-621.19	2361.15	2863.64
Maximum	1133.91	3750.89	5796.69
Minimum	-2990.46	1529.79	2125.65
Ecartype	605.95	476.99	644.67
Skewness	-0.57	0.22	1.99
Kurtosis	7.23	8.82	8.82
Jarque-Berra	41.54	0.79	107.58
Probability	0.00	0.67	0.00
Somme	-32154.43	125997.0	154637.8
Sum Sq.Dev	18726216	11603829	154637.8

Source : Auteur à l'aide du logiciel eviews

4. Estimation et interprétation des résultats

Dans cette section nous présentons les résultats des tests de stationnarité des trois variables sous analyse (les dépenses et les recettes publiques, le déficit fiscal) (Tableau 2), les résultats d'estimation du modèle ARDL du déficit fiscal (Tableau 3), et les résultats du test de cointégration des trois variables (Tableaux 4 et 5).

4.*1 Résultats des tests de stationnarité*

Le tableau 2 présente les résultats des tests de stationnarité des 3 variables utilisées (déficit fiscal, recettes et dépenses publiques)

Tableau 2: Résultats des tests de stationnarité du déficit, des recettes et dépenses publiques

Variable	En niveau			Différence première			Décision
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS	
Déficit budgétaire	0,000	0,000	0,431	-	-	0,352	I(0)
Recettes	0,018	0,001	0,344	0,000	0,000	0,252	I(0)
Dépenses	0,606	0,527	0,715	0,000	0,000	0,377	I(1)

Source : Auteur à l'aide du logiciel eviews

Pour le déficit fiscal, les probabilités des tests ADF et PP sont nettement inférieures au seuil de 5%, ce qui permet de rejeter l'hypothèse nulle de non stationnarité. Par ailleurs, le test KPSS, affiche une probabilité de 0,352. Cette valeur étant supérieure à 5%, on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle. La convergence des trois tests constitue une preuve robuste que le déficit fiscal est stationnaire en niveau, indiquant qu'il ne s'écarte pas durablement de sa moyenne au fil du temps.

Pour les recettes, les probabilités des tests ADF et PP sont inférieures au seuil de 5%, ce qui permet de rejeter l'hypothèse nulle de non stationnarité en niveau. Le test KPSS, dont l'hypothèse nulle est la stationnarité affiche une valeur de 0,344, supérieure au seuil de 5%, ce qui conduit également à ne pas rejeter la stationnarité. La convergence

des trois tests indique donc que la série des recettes est stationnaire en niveau, soit I (0).

En ce qui concerne les dépenses publiques, les probabilités des tests ADF (0,606) et PP (0,527) ne sont pas significatives, tandis que le test KPSS affiche une statistique de 0,715, rejette la stationnarité : la série n'est donc pas stationnaire au niveau. Cependant, après différenciation première, les résultats nous amènent à conclure que les dépenses publiques sont intégrées d'ordre un, soit I (1). Pour les dépenses publiques, les résultats indiquent que l'hypothèse nulle de non-stationnarité ne peut pas être rejetée pour la série à niveau ; donc les dépenses publiques ne sont pas stationnaires en niveau. Cependant, après différenciation première, les résultats nous amènent à conclure que les dépenses publiques sont intégrées d'ordre un, soit I (1).

4.2. Résultats des estimations du modèle ARDL

Dans l'ensemble, les résultats précédents montrent que les dépenses et les recettes publiques sont intégrées d'ordres différents, mais aucune d'entre elles n'est intégrée d'ordre deux I (2). Cette condition permet d'appliquer la modélisation ARDL, qui n'est valide que lorsque les séries sont intégrées d'ordre zéro I (0) ou d'ordre un I (1). Concernant la cointégration, les tests d'Engle et Granger ainsi que celui de Johansen ne sont pas adaptés dans ce cas, car ils nécessitent que les variables aient le même ordre d'intégration. En revanche, le test de cointégration aux bornes de Pesaran & al. (2001) est approprié et constitue une approche efficace pour analyser la relation de long terme entre les variables.

Avant d'appliquer ce test, il est essentiel de sélectionner et d'estimer le modèle optimal. Après avoir déterminé le retard optimal selon le critère AIC, le modèle ARDL (1, 1) s'avère être le plus optimal parmi les 2 modèles testés, car il présente la valeur AIC la plus basse. Par conséquent, c'est ce modèle qui offre des résultats statistiquement significatifs. Les résultats du modèle ARDL (1, 1) sont présentés dans le tableau n°3 :

Tableau 3:Résultat d'estimation du modèle ARDL

Variable	Coefficient	Ecart type	Test de student	Probabilité
DEPENSES(-1)	0,102	0,144	0,711	0,480
RECETTES	0,812	0,194	4,179	0,000
RECETTES(-1)	0,285	0,205	1,393	0,169

Note : La variable dépendante est la dépense publique

Source : Auteur à l'aide du logiciel eviews

Après avoir validé la robustesse du modèle à travers les différents tests de diagnostic du modèle (les détails sont en annexes), l'étape suivante consiste à analyser la relation de cointégration entre les recettes et les dépenses publiques.

4.3 Résultats du test de cointégration entre les recettes et les dépenses publiques

Les tests de stationnarité (ADF et PP) ont rejeté l'hypothèse nulle de non-stationnarité du déficit budgétaire. La convergence des trois tests, qui confirme que la série est stationnaire en niveau, est un résultat robuste. Cela signifie que le déficit budgétaire ne s'écarte pas de manière permanente de sa valeur moyenne au fil du temps, ce qui présume une certaine stabilité du déficit fiscal. A partir de ces résultats, on pourrait conclure que le déficit fiscal au Burundi est stable pour la période étudiée. Cependant, l'approche de Trehan & Walsh (1991) suggère que l'étude de la stationnarité du déficit est une condition nécessaire mais pas suffisante pour conclure sur la stabilité du déficit fiscal. Ainsi, afin de raffiner l'analyse de la stabilité du déficit budgétaire, le test de cointégration entre les recettes et les dépenses publiques s'avère indispensable. Selon Hakkio & Rush (1991), l'existence d'une relation de cointégration entre les recettes et les dépenses totales est une condition nécessaire et suffisante à la stabilité du déficit budgétaire.

L'analyse est basée sur l'équation suivante :

$Gt = c + \alpha Tt + \mu t$

Où Tt représente les recettes et Gt les dépenses publiques.

Si $\alpha=1$, les recettes financent intégralement les dépenses, tandis que si $\alpha \neq 1$, les recettes ne couvrent qu'une partie des dépenses. Dans ce dernier cas, l'emprunt est nécessaire pour couvrir l'ensemble des dépenses. La première étape du test de cointégration consiste à examiner la stationnarité de chaque variable et ensuite on détermine l'ordre d'intégration des deux variables.

Tableau 4: Résultats du test de cointégration de Pesaran et al. (2001)

Test statistique	Valeur critique	Seuil de significativité	I(0)	I(1)
Test de Fisher	19,35731	10%	2,44	3,28
		5%	3,15	4,92
		2,5%	3,88	4,92
		1%	4,81	6,02

D'après le tableau 4, les résultats du test de cointégration aux bornes indiquent que l'hypothèse nulle d'absence de relation de long terme entre les variables est rejetée au niveau de 1 %, suggérant ainsi l'existence d'une relation de cointégration entre les dépenses et les recettes publiques. Autrement dit, les dépenses publiques et les recettes publiques évoluent ensemble sur le long terme. La présence de cette relation de cointégration permet d'estimer les effets à long terme entre les variables et confirme la soutenabilité partielle de la dette publique.

Les résultats présentés dans le Tableau 5 indiquent que le coefficient d'ajustement, ou force de rappel, est statistiquement significatif. En effet, il est négatif, compris entre zéro et un en valeur absolue. Cela confirme l'existence d'un mécanisme de correction d'erreur, validant

ainsi le modèle correspondant. Donc, les résultats sont interprétables. La vitesse d'ajustement est de 1/0,897=1,11. Cela signifie que lorsqu'il y a un déséquilibre budgétaire, environ 90 % est corrigé en un trimestre, toutes choses restant égales par ailleurs. Plus précisément, une augmentation d'une unité (1 million) des recettes publiques à court terme accroit le niveau des dépenses publiques de 0,8 unités (soit environ 800 milles), toutes choses égales par ailleurs. Ce grand coefficient traduit une forte réactivité des dépenses publiques à la variation des recettes, ce qui reflète une certaine dépendance budgétaire vis-à-vis des flux de ressources disponibles, ce qui est typique des économies à faible marge de manœuvre fiscale. Autrement dit, lorsque les dépenses s'écartent de leur niveau d'équilibre par rapport aux recettes, l'ajustement est quasi immédiat. Mais ce lien peut être affaibli si l'État contourne cette contrainte par le financement monétaire ou des emprunts domestiques.

Tableau 5: La dynamique de court terme et le coefficient d'ajustement

Variable	Coefficient	Ecart type	Test statistique	Probabilité
D(recette publique)	0.812	0.191	4.243	0.000
Eq.(-1)	-0,897	0.142	-6,286	0.000

Source : Auteur à l'aide du logiciel eviews

Les résultats de l'estimation des coefficients de long terme donnent l'équation de long terme suivante :

EC = DEPENSES PUBLIQUES – 1.223* RECETTES PUBLIQUES

Ce résultat montre qu'à long terme, les recettes publiques exercent un impact positif et significatif sur les dépenses publiques. En effet, les dépenses publiques augmentent de manière plus que proportionnelle par rapport aux recettes publiques. Plus précisément, une augmentation d'une unité (1 million de Francs Burundais) des recettes publiques entraîne une hausse des dépenses publiques d'environ 1,22 unités, soit environ 1,22 million de Franc Burundais, toutes choses égales par ailleurs.

Les résultats indiquent que les recettes permettent de financer une partie des dépenses à long terme. Cependant, le coefficient de long terme est supérieur à 1, ce qui implique que les dépenses publiques augmentent plus rapidement par rapport aux recettes publiques. Cela indique que la stabilité du déficit fiscal, si elle existe, elle reste faible. Le déséquilibre structurel entre les dépenses et les recettes publiques peut engendrer un creusement du déficit budgétaire pour financer ces dépenses supplémentaires. Ce résultat corrobore les constats faits dans la section descriptive, où on a observé une augmentation plus rapide des dépenses par rapport aux recettes, notamment après 2015. Il rejoint également les conclusions de plusieurs études menées sur les pays de l'Afrique subsaharienne où des dynamiques budgétaires similaires ont conduit à une instabilité de la balance fiscale.

5. CONCLUSION

Cette étude avait pour objectif d'évaluer empiriquement la stabilité du déficit budgétaire au Burundi sur la période allant du premier trimestre 2010 au quatrième trimestre 2022. À partir d'un modèle ARDL, les résultats montrent que le déficit budgétaire présente une dynamique globalement stable. Les tests économétriques mettent en évidence une relation de long terme entre les recettes et les dépenses publiques, indiquant que la contrainte budgétaire inter temporelle est satisfaite. Toutefois, le coefficient de long terme estimé, supérieur à l'unité, révèle que les dépenses publiques augmentent à un rythme plus rapide que les recettes, traduisant ainsi une stabilité faible du déficit budgétaire.

Ces résultats suggèrent que, malgré l'existence d'un mécanisme de correction permettant un retour relativement rapide vers l'équilibre après un choc, les finances publiques burundaises demeurent confrontées à des déséquilibres structurels susceptibles de compromettre leur soutenabilité à moyen et à long terme. La dépendance croissante au financement intérieur et aux avances de la Banque centrale pour couvrir le déficit budgétaire accentue ces vulnérabilités et réduit les marges de manœuvre de la politique économique. Ces constats soulignent la nécessité de renforcer

durablement la gestion des finances publiques. À cet égard, les autorités devraient intensifier la mobilisation des recettes fiscales en élargissant l'assiette fiscale et en poursuivant la digitalisation de l'administration fiscale, améliorer l'efficacité et la qualité des dépenses publiques en privilégiant les investissements productifs, et adopter une stratégie de financement du déficit limitant le recours aux financements susceptibles de générer des déséquilibres macroéconomiques. Le développement du marché domestique des titres publics constitue également un levier important pour diversifier les sources de financement et réduire les pressions sur la politique monétaire.

Cette étude présente néanmoins certaines limites. L'analyse se concentre exclusivement sur la relation entre les recettes et les dépenses publiques sans intégrer explicitement d'autres facteurs susceptibles d'influencer la dynamique budgétaire, tels que la croissance économique, l'inflation, le taux de change ou les chocs institutionnels. Des recherches futures pourraient adopter une approche plus globale afin d'évaluer l'incidence de ces facteurs sur la soutenabilité budgétaire et de mieux éclairer la formulation des politiques économiques au Burundi.

Bibliographie

Agénor, P. (2015, May). Règles budgétaires et soutenabilité des finances publiques. *Journal of International Money and Finance*, pp. 1-22.

Antonio, A. (2005). Fiscal Sustainability: The Unpleasant European Case. *FinanzArchiv / Public Finance Analysis*, pp. 19-44.

Baba, I., & Ofori-Boateng, K. (2015, July). Fiscal sustainability in the Ghanaian economy. *African Journal of Economic and Sustainable Development*, pp. 125-142.

Cuddington, J. T. (1997). Analyzing the sustainability of fiscal deficits in developing countries. p. 1784.

Elyasi, Y., & Rahimi, M. (2012). The causality between government revenue and government expenditure in Iran. *Journal of Economics and Sustainable Development*, pp. 12-19.

Hakkio, C., & Rush, M. (1991). Is the budget deficit "too large"? *Economic Inquiry*, pp. 429 - 445.

Hamilton, & Flavin. (1985). On the limitations of government borrowing: A framework for empirical testing. pp. 808-819.

Jondeau, E. (1992). La soutenabilité de la politique budgétaire. *Économie & prévision, n°104, 1992-3*, pp. 1-17.

Maïga, A., & Traoré, D. (2021). Analyse de la soutenabilité budgétaire au Mali. *Revue Économique et Monétaire de la BCEAO*, pp. 1-25.

Mengue, J. (2016). La soutenabilité de la dette publique au Cameroun. *African Development Review*, pp. 137-152.

Nebson, M., & Pierre, L. (2015). Stochastic simulation analysis of sustainable public debt in Zimbabwe. *Journal of Economics and International Finance*, pp. 98-111.

Oyeleke, O., & Ajilore, O. (2014). Analysis of fiscal deficit sustainability in the Nigerian economy: An error-correction

approach. *International Journal of Economics and Finance*, pp. 193-203.

Pesaran, M., & al. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, pp. 289-326.

Quintos, C. (1995). Sustainability of the deficit process with structural shifts. *Journal of Business and Economic Statistics*, pp. 409 - 417.

Samizafy, M. (2013). Gestion de la dette publique et analyse des notions d'optimalité, de soutenabilité et des risques financiers. pp. 45-68.

Trehan, B., & Walsh, C. (1988). Common trends, the government's budget constraint, and revenue smoothing. *Journal of Economic Dynamics and Control*, pp. 425-444.

Trehan, B., & Walsh, C. (1991). Testing intertemporal budget constraints: Theory and applications to U.S. federal budget and current account deficits. *Journal of Money, Credit and Banking*, pp. 206-223.

ANNEXE 1 : Tests de stationnarité

Tableau A1.1 Test Augmented Dickey-Fuller (ADF)

*Hypothèse nulle : la variable admet une racine unitaire (non stationnaire). *, **, *** : significatif au seuil de 10%, 5%, 1% respectivement ; n0 : non significatif.*

		DEFPRIM	DEPENSPUB	DETTEXT	DETTINT	DETTOT	PIBNOMC	PIBR	RECETTEPUB
À niveau									
Avec constante	*t-Statistic*	-5.8293	-1.3335	-2.0262	-0.2507	-0.0804	0.3893	-0.2599	-3.3341
	Prob.	**0.0000**	**0.0665**	**0.2750**	**0.9246**	**0.9458**	**0.9805**	**0.9227**	**0.0185**
	Signif.	***	n0	n0	n0	n0	n0	n0	**
Avec constante et tendance	*t-Statistic*	-6.4118	-7.2211	-2.9936	-2.5822	-2.4539	-3.7357	-3.3529	-4.5445
	Prob.	**0.0000**	**0.0000**	**0.1442**	**0.2898**	**0.3488**	**0.0297**	**0.0704**	**0.0454**
	Signif.	***	***	n0	n0	n0	**	*	**
Sans constante ni tendance	*t-Statistic*	0.1949	0.6497	-0.3382	2.0069	2.1345	3.5985	4.2499	-0.1315
	Prob.	**0.7382**	**0.8531**	**0.5582**	**0.9884**	**0.9914**	**0.9998**	**1.0000**	**0.6334**
	Signif.	n0	n0	n0	n0	n0	n0	n0	n0
		d(DEFPRIM)	**d(DEPENSPUB)**	**d(DETTEXT)**	**d(DETTINT)**	**d(DETTOT)**	**d(PIBNOMC)**	**d(PIBR)**	**d(RECETTEPUB)**

En difference première									
Avec constante	*t-Statistic*	-5.6083	-8.1636	-5.0679	-11.5658	-10.1415	-4.2871	-5.3953	-9.7343
	Prob.	**0.0000**	**0.0000**	**0.0001**	**0.0000**	**0.0000**	**0.0016**	**0.0000**	**0.0000**
	Signif.	***	***	***	***	***	***	***	***
Avec constante et tendance	*t-Statistic*	-5.8356	-8.0564	-5.1434	-11.6727	-10.3034	-4.3526	-5.2569	-9.5921
	Prob.	**0.0001**	**0.0000**	**0.0006**	**0.0000**	**0.0000**	**0.0068**	**0.0001**	**0.0000**
	Signif.	***	***	***	***	***	***	***	***
Sans constante ni tendance	*t-Statistic*	-5.5455	-8.1582	-5.1305	-1.7346	-4.4752	-2.1384	-1.2778	-9.8248
	Prob.	**0.0000**	**0.0000**	**0.0000**	**0.0785**	**0.0000**	**0.0326**	**0.1825**	**0.0000**
	Signif.	***	***	***	*	***	**	n0	***

Tableau A1.3 Test Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)

*Hypothèse nulle : la variable est stationnaire. *, **, *** : rejet de la stationnarité au seuil de 10%, 5%, 1% respectivement ; n0 : non significatif (variable stationnaire).*

		DEFPRIM	DEPENSPUB	DETTEXT	DETTINT	DETTOT	PIBNOMC	PIBR	RECETTEPUB
À niveau									
Avec constante	*t-Statistic*	0.4310	0.7153	0.5102	0.9338	0.9145	0.9692	0.9815	0.3443
	Signif.	**	**	**	***	***	***	***	n0
Avec constante et tendance	*t-Statistic*	0.1813	0.1501	0.1709	0.1904	0.2034	0.0935	0.2718	0.2045
	Signif.	**	**	**	**	**	n0	***	**
		d(DEFPRIM)	**d(DEPENSPUB)**	**d(DETTEXT)**	**d(DETTINT)**	**d(DETTOT)**	**d(PIBNOMC)**	**d(PIBR)**	**d(RECETTEPUB)**
En différence première									
Avec constante	*t-Statistic*	0.3528	0.3774	0.1530	0.1614	0.2155	0.1188	0.2297	0.2520
	Signif.	*	n0	n0	n0	n0	n0	n0	n0
Avec constante et tendance	*t-Statistic*	0.1746	0.2746	0.0902	0.1004	0.1321	0.0885	0.1340	0.1528
	Signif.	**	***	n0	n0	*	n0	n0	**

Tableau A1.4 Synthèse : ordre d'intégration des variables

Synthèse établie sur la base des résultats "Avec constante" à niveau (ADF, PP, KPSS).

Variable	ADF (à niveau)	PP (à niveau)	KPSS (à niveau)	Ordre d'intégration
DEFPRIM	Stationnaire	Stationnaire	Non stationnaire	**I(0)**
DEPENSPUB	Non stationnaire	Stationnaire	Non stationnaire	**I(0)**
DETTEXT	Non stationnaire	Non stationnaire	Non stationnaire	**I(1)**
DETTINT	Non stationnaire	Non stationnaire	Non stationnaire	**I(1)**
DETTOT	Non stationnaire	Non stationnaire	Non stationnaire	**I(1)**
PIBNOMC	Non stationnaire	Non stationnaire	Non stationnaire	**I(1)**
PIBR	Non stationnaire	Non stationnaire	Non stationnaire	**I(1)**
RECETTEPUB	Stationnaire	Stationnaire	Stationnaire	**I(0)**

ANNEXE 4 : Test d'autocorrélation

Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags			
F-statistic	1.840919	Prob. F(2,46)	0.1702
Obs*R-squared	3.779524	Prob. Chi-Square(2)	0.1511

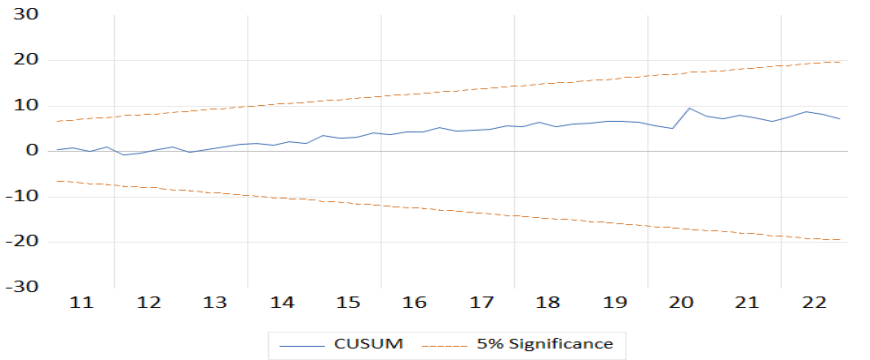
Absence d'autocorrélation

ANNEXE 5: Test d'hétéroscédasticité

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
Null hypothesis: Homoskedasticity			
F-statistic	1.672837	Prob. F(3,47)	0.1856
Obs*R-squared	4.920250	Prob. Chi-Square(3)	0.1777
Scaled explained SS	14.60488	Prob. Chi-Square(3)	0.0022

Absence d'Hétéroscédasticité

ANNEXE 6: Test de stabilité du modèle

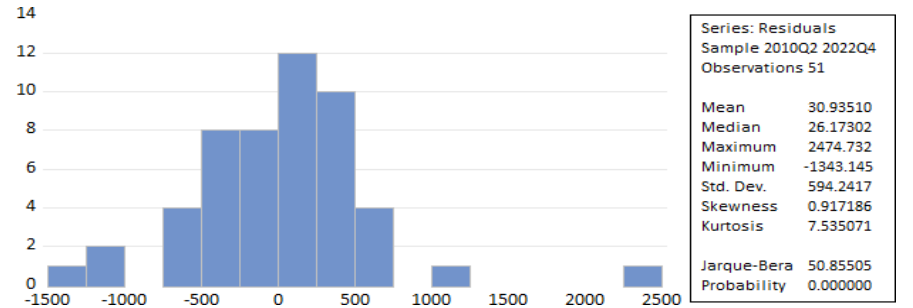


Le test CUSUM (Cumulative Sum of Recursive Residuals) est utilisé pour vérifier la stabilité des coefficients du modèle.

Comme la courbe CUSUM reste à l'intérieur des bornes, cela suggère que le modèle est stable dans le temps.

Le coefficient estimé est l'intérieur de l'intervalle de confiance (±2*écart-type), ce qui amène à conclure en faveur de la stabilité du paramètre à partir de la 11ème observation.

ANNEXE 7: Test de normalité



LES DÉTERMINANTS DE L'INFLATION AU BURUNDI : ANALYSE EMPIRIQUE À L'AIDE D'UN MODÈLE À CORRECTION D'ERREUR

*Ghislain IRUMVA**

Résumé

Cet article analyse les principaux déterminants de l'inflation au Burundi sur la période de janvier 2007 à juillet 2022, à l'aide d'un modèle à correction d'erreur. L'étude se distingue de la littérature existante en intégrant, au-delà des variables monétaires et externes, des facteurs fiscaux et structurels propres à l'économie burundaise. Elle prend en compte notamment les effets des emprunts publics, des désalignements du taux de change, de l'inflation importée et des chocs d'offre agricole sur l'inflation globale, alimentaire et non alimentaire.

Les résultats empiriques indiquent que, sur le long terme, l'inflation est principalement influencée par des facteurs externes tels que la prime de change et les prix internationaux (alimentaires et non alimentaires), ainsi que par les déséquilibres fiscaux via leur impact sur les encaisses monétaires réelles. À court terme, l'inflation est affectée par l'évolution du taux de change, l'expansion monétaire, les ajustements des prix du pétrole et les pressions fiscales domestiques. L'analyse révèle également une persistance de l'inflation, en particulier dans ses composantes alimentaire et non alimentaire, traduisant les vulnérabilités structurelles de l'économie et l'importance des anticipations.

Cette étude propose une approche qui intègre la dimension budgétaire dans la modélisation de l'inflation, une perspective encore peu explorée dans le cas du Burundi. Elle met ainsi en lumière l'intérêt d'une analyse multidimensionnelle qui articule les politiques monétaire, budgétaire et structurelle. Les résultats obtenus suggèrent qu'une maîtrise durable de l'inflation au Burundi pourrait passer par une discipline budgétaire renforcée ainsi que des réformes structurelles dans les secteurs agricole et extérieur afin de limiter la vulnérabilité à l'inflation importée.

* Chef du Service Recherche et Documentation à la BRB. E-mail : girumva@brb.bi

Mots-clés : Inflation, facteurs monétaires, déséquilibre budgétaire, chocs externes, Burundi, modèle à correction d'erreur
Classification JEL : E31, E62, C22, O55

Abstract

This paper analyzes the main determinants of inflation in Burundi from January 2007 to July 2022 using a single-equation error correction model. Unlike most existing studies, it incorporates not only monetary and external variables, but also fiscal and structural factors specific to the Burundian economy. The model accounts for the effects of public sector borrowing, exchange rate misalignments, imported inflation, and agricultural supply shocks on headline, food, and non-food inflation.
Empirical results suggest that long-run inflation is primarily driven by external factors such as the exchange rate premium and international food and non-food prices, as well as by fiscal imbalances through their effect on real money balances. In the short run, exchange rate fluctuations, monetary expansion, oil prices changes, and domestic fiscal pressures influence inflation. The analysis also reveals inflation persistence—particularly in food and non-food components—reflecting structural vulnerabilities and inflation expectations.
This study proposes an approach that integrates the fiscal dimension into inflation modeling, a perspective that remains underexplored in the case of Burundi. It highlights the relevance of a multidimensional analysis that links monetary, fiscal, and structural policy domains. The findings suggest that achieving durable inflation control in Burundi may require enhanced fiscal discipline and structural reforms in the agricultural and external sectors to reduce exposure to imported inflation.

Keywords: Inflation, monetary factors, fiscal imbalance, external shocks, Burundi, error correction model
JEL classification: E31, E62, C22, O55

Introduction

Au cours des dernières années, l'Afrique de l'Est a été confrontée à une poussée inflationniste exceptionnelle, résultant de chocs multiples : flambée des prix des matières premières et de l'énergie, conditions climatiques extrêmes (sécheresse, inondations) et perturbations économiques mondiales amplifiées par la guerre en Ukraine. Tous les pays membres de la Communauté d'Afrique de l'Est (CAE) ont vu leur inflation dépasser en 2022 le seuil de 8 % des critères de convergence macroéconomique, à l'exception de la Tanzanie. Cette dynamique inflationniste s'est accélérée au troisième trimestre 2022, selon les données des banques centrales nationales.

Le Burundi a été particulièrement vulnérable, combinant flambée des prix et croissance économique faible. Cette situation a entraîné des déséquilibres macroéconomiques durables, alimentés par la pénurie de devises essentielles pour importer et à l'expansion monétaire pour financer les déficits publics. En réponse, la Banque de la République du Burundi (BRB) a adopté dès 2016 une politique monétaire non conventionnelle, qui, bien qu'ayant permis de soutenir le budget de l'État, elle a contribué à accentuer les pressions inflationnistes. Après un pic d'inflation en 2017, suivi d'une phase déflationniste, l'inflation est restée inférieure à 8 % jusqu'en 2020.

Si plusieurs études antérieures (Bararuzunza, 2008 ; V. Ndikumwenayo, 2017, …) ont tenté d'identifier les facteurs déterminants de l'inflation au Burundi, elles ont ignoré certains facteurs importants de l'inflation. D'une part, elles se sont majoritairement concentrées sur les facteurs monétaires et extérieurs, en négligeant l'influence du secteur budgétaire. D'autre part, elles n'ont pas suffisamment intégré les spécificités structurelles de l'économie burundaise, notamment la forte dépendance au secteur agricole, la vulnérabilité aux chocs climatiques et de l'inflation importée.

Dans ce contexte, la contribution majeure de cette étude est d'intégrer de manière explicite le rôle du secteur fiscal dans la dynamique inflationniste, conformément à la théorie fiscale de l'inflation (Catão et Terrones, 2005 ; Gordon et Leeper, 2006). Contrairement aux approches traditionnelles, ce travail modélise l'influence des déficits budgétaires et des emprunts publics sur la masse monétaire et, par conséquent, sur le niveau général des prix. Ce choix méthodologique est particulièrement pertinent dans le contexte burundais, marqué par un financement récurrent du déficit public par la banque centrale.

La méthodologie adoptée repose aussi sur une approche structuraliste adaptée aux économies ouvertes et vulnérables aux chocs externes. Le modèle empirique intègre des variables structurelles (production agricole, prix mondiaux alimentaires et énergétiques), monétaires (croissance de la masse monétaire) et budgétaires (emprunts du secteur public), en décomposant l'inflation entre ses composantes alimentaires et non alimentaires. L'analyse utilise les techniques de cointégration et de correction d'erreur pour distinguer les effets à court et à long terme. Les résultats empiriques mettent en évidence plusieurs éléments nouveaux : à court terme, les emprunts du secteur public exercent un effet significatif et positif sur l'inflation ; à long terme, l'augmentation des déficits publics accroît de manière durable la masse monétaire réelle. Contrairement aux résultats précédents (V. Ndikumwenayo, 2017), cette étude établit que les déséquilibres monétaires affectent également l'inflation à long terme.

En outre, l'analyse confirme que les chocs agricoles et les variations des prix des produits importés influencent durablement la dynamique des prix. En définitive, ce travail enrichit la littérature existante en mettant en lumière le rôle central du secteur fiscal dans la dynamique inflationniste au Burundi et offre des implications importantes pour la conduite de la politique monétaire et budgétaire dans un contexte de contraintes structurelles et d'exposition élevée aux chocs externes.

Premièrement, l'étude examine comment divers facteurs affectent l'inflation à court et à long terme. Les résultats empiriques montrent un impact positif des emprunts du secteur public sur l'inflation à court terme. Le terme de correction d'erreur pour le secteur fiscal s'avère significatif dans le modèle vectoriel de correction d'erreur, reflétant le fait que les déficits fiscaux affectent l'inflation au long terme. En second lieu, l'étude montre que les facteurs monétaires ont des effets significatifs sur l'inflation, tant à long terme qu'à court terme.

En outre, les résultats de ce document confirment aussi que les déséquilibres dans le secteur alimentaire ont des effets à long terme sur l'inflation alimentaire et globale. En outre, à court terme, l'inflation est déterminée par des facteurs structurels, notamment les prix des biens importés (c'est-à-dire le pétrole et les produits non alimentaires). Enfin, les résultats suggèrent également que l'inflation fait preuve d'une certaine persistance, en particulier dans le cas de l'inflation des denrées alimentaires et des produits non alimentaires.

Le reste de ce document est structuré comme suit. La section 2 donne un aperçu du contexte économique et des études existantes sur les déterminants de l'inflation. La section 3 présente une brève revue de la littérature relative à l'inflation. La section 4 présente des faits stylisés ainsi que les principales caractéristiques et relations entre les variables clés utilisées dans l'analyse de régression. La section 5 décrit la spécification du modèle empirique d'inflation et la méthodologie utilisée. Les résultats de la régression sont analysés à la section 6, et la section 7 conclut par un résumé des résultats et quelques implications en termes de politique économique

2. Brève description de l'inflation au Burundi

Cette section donne d'abord une brève description de l'économie burundaise et de son expérience en rapport avec l'inflation. Il expose ensuite certaines des hypothèses avancées pour expliquer le phénomène d'inflation au Burundi.

2.1. Chocs inflationnistes au Burundi

Les crises politiques répétitives qui ont marqué l'histoire du Burundi depuis 1993 ont eu de graves conséquences économiques et ont pesé sur les performances économiques du pays. Depuis les années 2000, les performances économiques ont été modestes avec un faible taux de croissance moyen du PIB (croissance du PIB de 2,5%) et des pressions inflationnistes importantes. L'inflation au Burundi a été volatile au cours des deux dernières décennies, liée aux conditions climatiques qui ont causé une mauvaise production qui est un moteur central de la dynamique des prix.

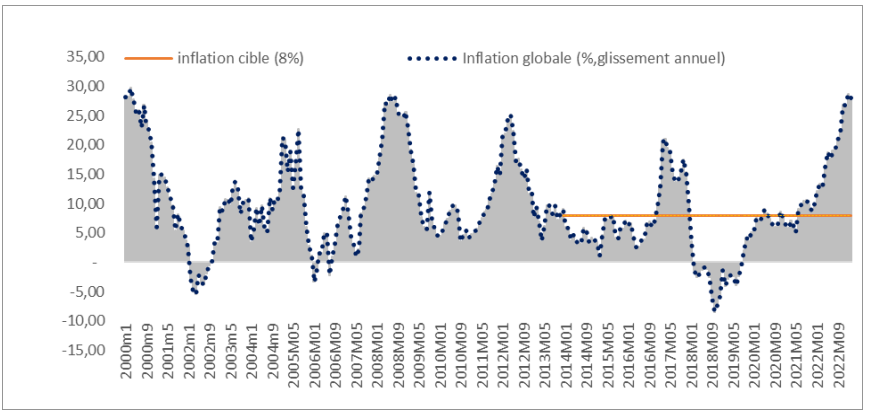
Le premier pic d'inflation s'est produit à la fin des années 2000 dû essentiellement au financement monétaire du déficit budgétaire, aux perturbations au niveau de la production agricole et aux difficultés d'approvisionnement du marché en denrées alimentaires en raison de problèmes de sécurité dans certaines zones. Le taux d'inflation mesuré par les prix à la consommation est passé de 24,7% en 2000 à 9,7% en 2001, puis a augmenté à 10,7% en 2003. (Graphique 1)

Le faible niveau d'inflation résultant des mesures restrictives prises par la Banque du Burundi dans le cadre du programme du FMI en matière de plafonnement du crédit et de relèvement du taux directeur de la banque centrale ont permis de maîtriser l'inflation autour de 8% en 2004. Le second pic s'est produit en 2005 avec une inflation annuelle de 13,2% dont une inflation alimentaire élevée (17,1%). Les pressions inflationnistes de cette année pourraient s'expliquer, en plus de chocs

sur les prix alimentaires, par une forte demande liée aux dépenses électorales.

Le troisième pic d'inflation s'est produit en 2008 et était principalement lié aux effets de la crise financière mondiale et à la hausse des prix mondiaux des denrées alimentaires et du carburant. L'augmentation concernait l'inflation alimentaire qui a atteint 32,7 % (BRB, rapport annuel, 2008), exacerbée par une sécheresse qui a frappé plusieurs régions du pays. En 2009, le taux d'inflation, bien que toujours élevé, a chuté à 10,5 % grâce à l'amélioration de la production vivrière résultant d'une bonne pluviométrie et de la stabilité du taux de change.

Graphique 1 : Evolution du taux d'inflation (% glissement annuel)



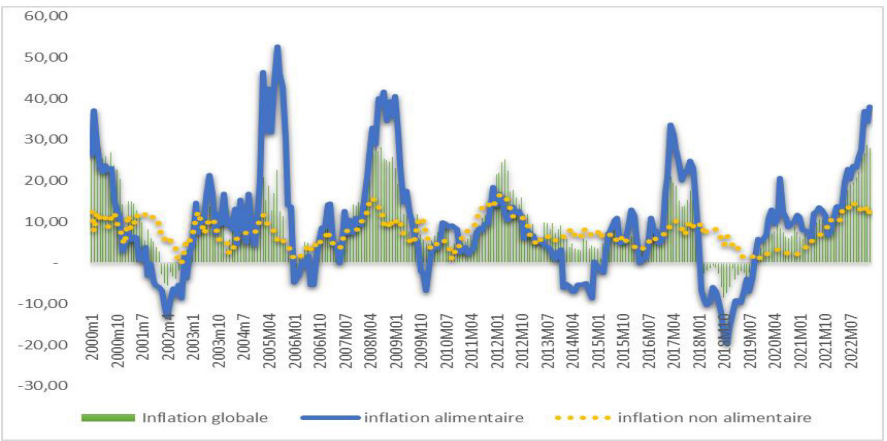
Source : Direction des Etudes Economiques, de la Statistique et de la Coopération, BRB

Cet épisode a été suivi par une période de relative stabilité de deux ans avant l'apparition du quatrième épisode inflationniste en 2012. La montée des prix en 2012 concernait les composantes alimentaire (14,1%) et non alimentaire (23,3%) (graphique 2). L'augmentation moins importante de la composante alimentaire par rapport au prix non alimentaires est attribuable à la décision du gouvernement de subventionner certains produits alimentaires au cours des deux derniers trimestres de 2012, dans le but de contenir les pressions inflationnistes de cette période.

De 2013 à 2016, l'inflation a été stable et faible, éventuellement en raison de la faible demande découlant de l'incertitude politique et de l'émigration massive vers d'autres pays. En 2017, l'inflation a augmenté se fixant à 16,1% conséquence de deux ans d'injections massives de liquidités dans le système bancaire mais également d'une augmentation de l'inflation alimentaire de 24,1 % induite par une baisse de 17,3 % de la production vivrière en liaison avec la longue saison sèche qui a prévalu dans certaines régions du pays (BRB, rapport annuel, 2017).

Par contre, en 2018 et 2019, l'économie burundaise a connu un épisode déflationniste malgré la poursuite de l'assouplissement quantitatif monétaire. Cette baisse de l'inflation est due à la baisse de l'inflation alimentaire en raison de l'augmentation de la production vivrière. En 2020, l'inflation s'est envolée de nouveau, en raison principalement de l'augmentation des denrées alimentaires (+12,5%) et dans une moindre mesure des produits non alimentaires (+2,6%). La poussée inflationniste de 2020 due aux perturbations des chaînes d'approvisionnement mondiales s'est poursuivie en 2021 avec un taux d'inflation de 8,3% suite à l'augmentation de l'inflation non alimentaire (9,2%).

Graphique 2 : Evolution de l'inflation et ses composantes (glissement annuel, en %)

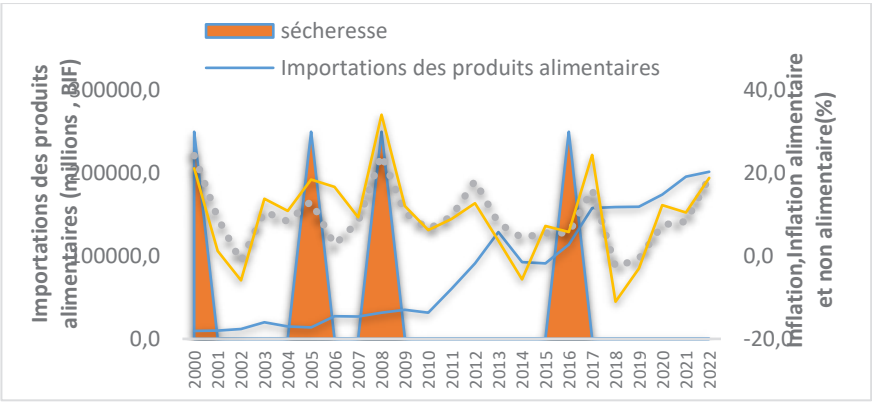


Sources : INSBU, BRB

De manière générale, l'inflation globale tend à suivre la tendance de sa composante alimentaire (graphique 2). Premièrement, la bonne récolte du maïs (principale céréale du pays) et des tubercules, due à une favorable saison culturale, a contribué à la déflation en 2018 (BRB, rapport annuel, 2018). Une autre preuve supplémentaire de l'importance des chocs (positives) agricoles est observée en 2010 et en 2014 lorsque l'inflation a baissé en grande partie en raison de bonnes conditions climatiques.

Deuxièmement, les sécheresses de 2000/2001, 2004/2005, 2008/2009 et 2016/2017 a déclenché une augmentation des prix des denrées alimentaires, ce qui a entraîné une forte inflation globale. Troisièmement, l'alimentation représentant 52,6% du panier de consommation de la majeure partie de la population, les variations des prix des denrées alimentaires déterminent la dynamique globale de l'Inflation. Enfin, les chocs (négatifs) sur la production alimentaire nationale entrainent une augmentation des importations alimentaires. Ces effets sont visibles dans le graphique 3, qui illustre les mouvements des importations alimentaires et de l'inflation alimentaire autour des périodes de sécheresse.

Graphique 3 : Sécheresse, Importations des produits alimentaires (en millions de BIF) et taux d'inflation (%)



Sources : INSBU, BRB

Ainsi, la dépendance de la production agricole vis-à-vis des précipitations et le poids considérable des produits alimentaires dans le panier de l'IPC rendent l'inflation sensible aux variations des conditions météorologiques. Un grand nombre d'études sur la dépendance aux conditions météorologiques et ses effets sur l'inflation existe pour plusieurs pays d'Afrique subsaharienne (Diouf, 2007). Cela souligne l'importance des chocs d'offre sur l'inflation globale.

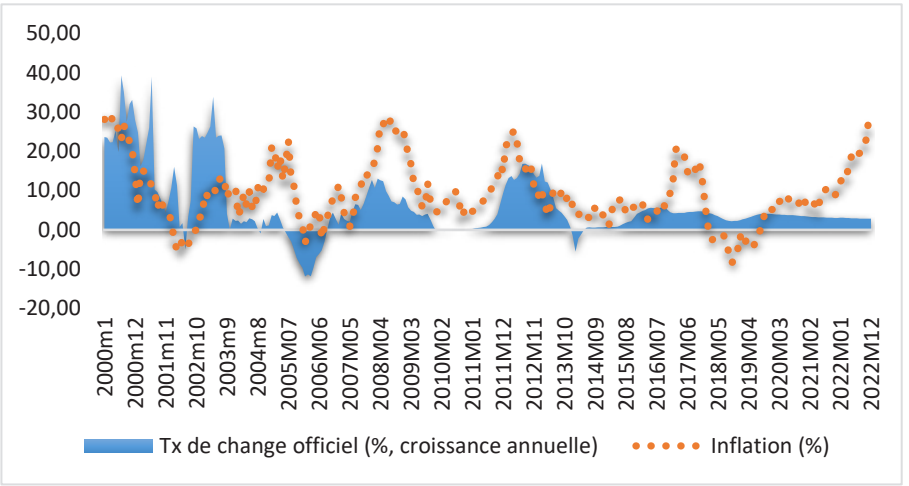
2.2. Inflation et pass-through du taux de change

L'importance des chocs externes transmis par le taux de change et les prix de l'énergie (pétrole) sur l'inflation a été notable en 2008 et en 2012. 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 % au mois de mars. La montée des prix mondiaux des produits pétroliers, combinée avec la baisse des cours mondiaux du café[1], ont accentué les chocs du taux de change.

La poussée inflationniste de 2021 (taux d'inflation de 8,3%), combinée avec la diminution des exportations (notamment les mines et le café) et l'augmentation des importations, a creusé à la fois le déficit commercial et le déficit du compte courant. Ce dernier a accentué la pénurie de devises, entraînant une dépréciation de 3 % du franc burundais par rapport au dollar américain en 2022. (*African Economic Outlook (AEO), 2022*). Le coefficient du pass-through du taux de change aux prix à la consommation au Burundi est d'environ 0,62(62% des variations des prix domestiques sont dues aux fluctuations du taux de change officiel à court terme) (A. Nkurunziza et al, 2022).

[1] La volatilité du cours du café sur le marché international affecte les réserves de change dans la mesure où le café représente 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).

Graphique 4 : Inflation et variations du taux de change officiel (%, croissance annuelle)



Source : Calculé à partir des données de la BRB

Il convient de noter à partir du graphique 4 que les périodes de forte dépréciation du BIF par rapport au dollar américain (2002/2003, 2007/2008, 2011/2012) sont associées à une hausse de l'inflation alors que la baisse des prix intérieurs, notamment entre 2005 et 2006 et entre 2017 et 2018, est associée à l'appréciation du FBU.

2.3. Déficits budgétaire, Masse monétaire et Inflation

Outre les fluctuations de la production domestique, la politique budgétaire est un autre facteur pouvant affecter le niveau des prix intérieurs au Burundi dans la mesure où l'Etat cherche à élargir son assiette fiscale (augmentation des impôts et taxes). Un déficit budgétaire peut être une source d'inflation, mais cela dépend de la durée du déficit et de son mode de financement.

D'une part, un déficit budgétaire temporaire ne peut entraîner qu'une augmentation temporaire du niveau des prix, quel que soit le mode de financement du déficit (Khieu, 2021). D'autre part, si les déficits budgétaires sont permanents et financés par la création monétaire,

l'inflation se produit. Par exemple, la banque centrale et les banques commerciales achètent des obligations d'État, ce qui entraîne une hausse de la masse monétaire. Les principaux instruments de politique budgétaire au Burundi sont l'endettement public, les recettes fiscales et les dépenses publiques. Le Burundi est constamment confronté à des déficits budgétaires depuis le début des années 2000. L'augmentation du ratio des déficits budgétaires au PIB a été de pair avec la hausse de l'inflation au cours de la période 2008-2009. Le financement monétaire du déficit budgétaire au Burundi pourrait être inflationniste.

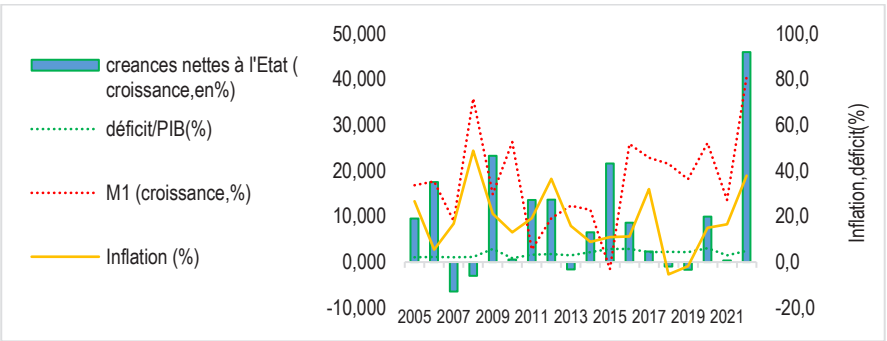
Au Burundi, la croissance monétaire est tirée entre autres par l'évolution du crédit intérieur, qui à son tour, est influencée par celle des créances sur l'Etat. Ceci pousse l'Etat à s'endetter auprès de la Banque Centrale ou à compter sur les recettes fiscales. En 2012, par exemple, suite à la baisse des dons de 24,1%, le déficit budgétaire a augmenté de 32,9% par rapport à l'année antérieure tandis que le niveau d'inflation, les créances nettes à l'Etat et la masse monétaire avait augmenté de 18,2%, 27,3% et 9,6% respectivement.

Bien que le ratio des déficits budgétaires au produit intérieur brut (PIB) soit passé de 6% en 2009 à 1% en 2010, il a eu tendance à augmenter sur la période 2011-2020 (graphique 5). Cela signifie que les dépenses publiques ont augmenté au cours de cette période, ce qui a fait non seulement aggraver le déficit budgétaire, en raison de la faiblesse des recettes, mais également le taux d'inflation à mesure que la masse monétaire s'est accrue.

Le déficit budgétaire s'est réduit ensuite à 2,9 % du PIB en 2021, contre 6 % en 2020, en raison d'une augmentation des recettes publiques supérieure à celle des dépenses publiques. Le déficit a été financé par des dons et des prêts provenant de l'étranger, ainsi que par des emprunts domestiques (*African Development Bank, 2021*). Cette brève discussion met en évidence les différentes sources d'inflation au

Burundi (facteurs de demande, structurels et facteurs d'offre) qui seront formalisées au niveau empirique dans la section 3.

Graphique 5 : croissance de la masse monétaire, créances nettes à l'Etat, ratio du déficit sur le PIB et Inflation



Source : BRB

3. Revue littéraire sur l'inflation

La littérature empirique sur les déterminants de l'inflation en Afrique est riche et met en évidence les différentes sources d'inflation. Barungi (1997) montre que l'inflation en Ouganda dans les années 80 est essentiellement expliquée par une croissance excessive de la masse monétaire due au financement des déficits budgétaires par la banque centrale. Durevall et Ndung'u (2001) confirment également ce lien au Kenya, en montrant que la masse monétaire et les taux d'intérêt étaient les principaux déterminants de l'inflation à court terme. De manière complémentaire, Akinboade et al. (2004) soulignent, dans le cas de l'Afrique du Sud, que la masse monétaire, conjuguée aux coûts de la main-d'œuvre, exerçait une forte influence sur l'inflation à court terme.

Un autre facteur largement reconnu est le taux de change, qui apparaît comme un déterminant central dans de nombreuses économies africaines. Toujours au Kenya, Durevall et Ndung'u (2001) mettent en évidence l'impact du taux de change et des termes de l'échange sur l'inflation à long terme. Au Nigeria, selon Olubusoye et Oyaromade

(2008), l'inflation entre 1970 et 2006 a été principalement alimentée par le taux de change et les fluctuations des prix du pétrole. Au Soudan, Suliman (2012) associe les hausses de prix à l'évolution des prix internationaux, aux variations du taux de change ainsi qu'aux chocs climatiques comme les sécheresses. Dans le cas du Ghana, Osei (2015) souligne le rôle persistant des prix du pétrole et du taux de change dans la dynamique inflationniste. De son côté**,** Chipili (2021) montre qu'en Zambie, l'inflation est davantage influencée par les fluctuations du taux de change que par celles de la masse monétaire. Cette prédominance du taux de change dans l'explication de l'inflation reflète la forte dépendance des économies africaines aux importations de produits semi-finis et finis, ces pays étant majoritairement exportateurs de matières premières avec un tissu industriel encore limité. Cela les rend particulièrement vulnérables aux chocs externes et à l'inflation importée.

La littérature souligne également l'importance des chocs d'offre, notamment dans le secteur agricole, en raison du poids significatif des produits alimentaires dans les indices des prix à la consommation. En Éthiopie, Durevall et al. (2013) montrent, à travers un modèle à correction d'erreur, que les prix internationaux des denrées alimentaires, les chocs d'offre agricole et la masse monétaire expliquent l'évolution de l'inflation à court et à long terme. Dans la même veine, Adam et al. (2016), dans leur étude sur la Tanzanie, adoptent une approche désagrégée en estimant plusieurs modèles à équation unique pour différentes composantes de l'inflation (globale, alimentaire, énergétique, sous-jacente). Ils concluent que les facteurs liés à l'offre, comme l'écart de production agricole, et les prix de l'énergie sont les moteurs principaux de l'inflation alimentaire domestique, tandis que l'inflation sous-jacente reste dominée par des facteurs de demande, notamment la croissance excessive de la masse monétaire.

La dynamique de l'inflation burundaise a reçu relativement peu d'attention au niveau empirique. Néanmoins, quelques études ont vu le

jour dans la foulée de la crise financière de 2008, s'appuyant principalement sur une analyse descriptive des déterminants de l'inflation. La revue de la littérature sur les déterminants de l'inflation en Afrique subsaharienne, et dans une moindre mesure au Burundi, met en évidence l'importance combinée des facteurs monétaires, budgétaires, structurels et extérieurs dans l'explication des dynamiques inflationnistes. Ces différentes dimensions permettent de comprendre la complexité du phénomène inflationniste dans les économies à faible revenu, souvent exposées à des vulnérabilités multiples.

En s'appuyant sur cette littérature, l'analyse qui suit propose une lecture structurée des principaux moteurs de l'inflation au Burundi, en distinguant trois grands canaux : les facteurs du côté de la demande (notamment monétaires et fiscaux), les facteurs structurels internes liés aux caractéristiques économiques du pays, et les facteurs externes, en lien avec les chocs importés et la volatilité du taux de change.

3.1. Facteurs du côté de la demande

L'inflation peut provenir du côté de la demande ou du côté de l'offre de l'économie. Les faits observés au Burundi confirment cette prédiction. Les monétaristes à l'instar de Friedman (1970) stipulent que l'inflation est un phénomène purement monétaire causé par une augmentation de la masse monétaire plus que proportionnelle à l'augmentation de la production des biens et services, ce qui entraîne une augmentation du niveau général des prix. Du côté de la demande, la littérature empirique s'est concentrée sur le rôle des facteurs monétaires dans la modélisation de l'inflation, cependant peu d'attention a été consacrée au rôle du crédit public et des déficits budgétaires sur l'inflation au Burundi.

3.1.1. Facteurs monétaires

La théorie monétaire de l'inflation découle de la théorie quantitative de la monnaie des monétaristes qui considèrent que l'inflation est avant tout un phénomène monétaire stimulée par une politique monétaire

expansionniste. À long terme, l'inflation est entraînée par un excédent des encaisses monétaires, ce qui entraîne une augmentation du niveau général des prix.

Premièrement, le lien varie en fonction de la méthodologie empirique utilisé dans l'analyse. Bararuzunza (2008) évalue les fondamentaux réels et monétaires de l'inflation avec la méthode des moindres carrés ordinaires et conclut que l'inflation au Burundi est influencée par le déficit budgétaire et le taux de croissance de la masse monétaire. V. Ndikumwenayo (2017), à l'aide d'un modèle à correction d'erreur, montre que l'inflation est influencée par la croissance de la masse monétaire à court terme alors que la relation est positive mais non significative à long terme.

3.1.2. Déficits budgétaires et inflation

La théorie budgétaire de l'inflation a été particulièrement importante dans les pays en développement, qui reconnaissent depuis longtemps qu'une collecte moins efficace des recettes fiscales et un accès plus limité aux emprunts extérieurs, tendent à accroître la dépendance de ces pays à l'égard de la taxe sur l'inflation (Alesina et al, 1991 ; Calvo et al ,1999).

Conceptuellement, la relation entre les déficits budgétaires et l'inflation découle de la nécessité pour le gouvernement à financer son déficit. Les gouvernements à dominance fiscale qui enregistrent des déficits persistants doivent tôt ou tard financer ces déficits par la création de monnaie, ce qui produit de l'inflation (Sergent et Wallace, 1981).

En cas d'une faible collecte d'impôts, le pouvoir public dispose de plusieurs options pour couvrir son déficit budgétaire à savoir : la création de la monnaie (emprunts publics auprès de la banque centrale) et l'utiliser pour payer les biens et services qu'il achète (c'est-à-dire le

seigneuriage)[2] ou aller s'endetter (en émettant des titres de créance auprès d'institutions bancaires et non bancaires nationales et/ou en empruntant de l'argent sur les marchés financiers internationaux).

L'existence d'un effet causal unidirectionnel des déficits budgétaires sur l'inflation a été établie par certaines études spécifiques aux pays de l'ASS, par exemple les études sur le Nigéria (Oladipo et Akinbondola, 2011); Zimbabwe (Makochekanwa, 2008); Ouganda (Kurayish et al, 2016), et en Egypte (Omneia A. Helmy, 2008). Salomon et De Wet (2004) ont trouvé une coexistence de l'inflation et du déficit budgétaire élevé pour l'économie de la Tanzanie.

La recherche a établi un lien de causalité allant du déficit budgétaire au taux d'inflation en utilisant l'analyse de cointégration sur la période 1967-2001. L'étude a conclu que « en raison de la monétisation du déficit budgétaire, des effets inflationnistes significatifs sont constatés pour les augmentations du déficit budgétaire ». En résumé, un déficit budgétaire peut être la source d'une inflation soutenue s'il est persistant et si le gouvernement le finance en créant de la monnaie (Mishkin, 2006).

3.2. Facteurs structurels de l'inflation

Les déterminants de l'inflation ne doivent pas toujours provenir du côté de la demande ou de l'offre. Les modèles structurels de l'inflation incorporent certaines caractéristiques des économies sous développées où les théories conventionnelles de l'inflation ne correspondent pas à ces derniers (Olivera, 1964).

La première caractéristique est la dominance du secteur agricole qui est exposé aux chocs d'offres et à la volatilité des prix des biens

[2] Le seigneuriage désigne généralement les revenus provenant de la création de monnaie. Pour les banques centrales, le revenu du seigneuriage peut être défini comme le flux d'intérêts provenant des actifs détenus en contrepartie des billets en circulation (ou, plus généralement, de la base monétaire).

alimentaires (les chocs négatifs en particulier les sécheresses sont parmi les causes principales de la montée des prix). Ensuite ces pays sont fortement dépendant des biens d'exportation qui sont soumis à la volatilité du taux de change. La troisième caractéristique est la dépendance des importations des biens primaires (biens manufacturés et bien de première nécessité), ce qui contribue à l'inflation importée.

La littérature empirique montre l'évidence du rôle des facteurs structurels de l'inflation au Burundi, notamment l'importance des chocs sur la production agricole. F. Bararunzuza (2008) souligne que les causes structurelles de l'inflation au Burundi sont à l'origine le résultat d'un déséquilibre du marché des biens et services plus précisément un déficit d'offre causé par l'insuffisance de la production nationale.

3.3.. Facteurs extérieurs de l'inflation

Les facteurs externes jouent un rôle important dans la transmission de l'inflation domestique, notamment par le biais des produits alimentaires et énergétiques importés et des fluctuations du taux de change. En principe, les fluctuations du taux de change (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 suite à l'augmentation 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. En effet, d'une part, le renchérissement des produits importés entraîne un

accroissement de la demande de produits locaux substituts, qui exerce à son tour des pressions à la hausse sur le prix de ces derniers.

D'autre part, la dépréciation de la monnaie locale rend plus compétitifs les produits d'exportation burundais, dont le prix en devises étrangères diminue automatiquement. La demande s'accroissant, le prix des produits locaux exportables risque à son tour d'augmenter, ce qui s'ajouterait aux pressions à la hausse déjà exercées sur les prix intérieurs par l'augmentation du prix des biens importés. Le Burundi étant un importateur net, le renchérissement des produits importés se reflètent directement aux prix à la consommation (exception faite des produits dit « stratégiques » ayant des prix administrés).

En addition, les industries burundaises dans leur processus de production, comptent beaucoup aux intrants importés dont leur prix (hausse) gonfle les couts de production et en définitive fait augmenter les prix intérieurs. L'étude de N. Bigendako et al. (2017) a montré que le taux de change, ainsi que les variations de la masse monétaire, affectent le niveau des prix intérieurs à court terme. Toutefois, selon l'étude, l'ampleur du pass-through du taux change à l'inflation est faible. A. Nkurunziza et al (2021), montre un pass-through faible et incomplet du taux de change sur l'inflation au Burundi à court terme tandis que au long terme, l'impact du taux de change sur l'inflation est non significatif ce qui suggérerait d'autres déterminants de la dynamique de l'inflation au Burundi.

4. Source des données

Ce papier utilise une série mensuelle pour une période allant de janvier 2007 à juillet 2022. La série des données provient de la BRB sauf pour les prix des biens alimentaires importés et les prix mondiaux du pétrole brut qui proviennent de la base de données des prix des biens primaires de la Banque mondiale (The Pink Sheet) et les données pour le proxy

des biens non alimentaires ont été obtenues à partir de la base de données de l'Asian Development Bank.

L'indice des prix à la consommation, une mesure du taux d'inflation (p_t), comprend à la fois les composantes de l'indice des prix alimentaires (pal_t) et non alimentaires ($pnal_t$) présentés dans l'Annexe. La série mensuelle du produit intérieur brut (PIB) a été obtenue à partir des données annuelles du PIB qui sont compilées par l'INSBU. La liste des variables utilisées dans les régressions ainsi que leurs sources sont présentées dans l'Annexe.

5. Modélisation de l'inflation au Burundi

Les études récentes ont utilisé un modèle à équation unique de correction d'erreur (MCE) pour modéliser l'inflation. Il s'agit de Nell (2004), Diouf (2007), Durevall et al (2013), Adam et al (2016) ainsi que L. Ndikumana et J.D.Nkurunziza (2021). L'approche adopté dans cette étude tient compte des spécificités structurelles de l'économie burundaise, notamment : (1) l'exposition aux chocs agricoles qui affectent les prix alimentaires et le niveau général des prix, (2) la forte dépendance des importations et l'exposition des chocs externes particulièrement aux chocs des prix alimentaires et du pétrole et enfin (3) l'importance du caractère inflationniste du déficit fiscal.

Pour modéliser l'inflation, l'équilibre de long terme dans le secteur monétaire, fiscal et extérieur est estimé en utilisant le modèle à correction d'erreur. Premièrement, en plus de l'inflation globale, cette étude estime les déterminants de l'inflation alimentaire et non alimentaire. Deuxièmement, l'analyse inclut les variables muettes pour capter les hausses et les baisses au niveau de l'inflation alimentaire qui sont associées aux chocs sur la production agricole.

L'équilibre de long terme qui dérive de chaque bloc est incorporé ensuite dans le modèle général d'inflation avec toutes les variables en

première différence utilisées dans les équations de long terme et les autres variables qui peuvent expliquer l'inflation en plus des variables structurelles. L'approche du général au spécifique est utilisé pour obtenir un modèle parcimonieux de l'inflation. Toutes les variables seront exprimées en logarithme sauf l'écart de production. Les relations de long terme sont estimées comme suit :

$$(m_t - p_t) = \alpha y_t + \beta\, r_t \quad (1)$$

$$pal_t = e + palm_t + c \quad (2)$$

$$pnal_t = e + p_t + \mathbf{c} \quad (3)$$

L'équation (1) représente l'équilibre dans le secteur monétaire. La demande de monnaie est supposée croitre à travers la composante r_t qui représente le taux d'intérêt des actifs (bons étrangers , biens domestiques , détenus en devises étrangères) ; $palm$ et p représentent les prix des biens alimentaires et non alimentaires (importés) respectivement et $\boldsymbol{e}$ est le taux de change. Dans une économie ouverte, l'équilibre du secteur monétaire dans l'équation (1) peut être étendu pour inclure le taux de change car la dépréciation de la monnaie locale vis-à-vis des monnaies étrangères peut entrainer un changement au niveau de la détention des actifs détenus en devises étrangères. En prenant compte de cela, l'équation peut être étendue comme suit :

$$(m_t - p_t) = \alpha y_t + \beta\, r_t + \gamma e \quad (4)$$

où $(m_t - p_t), m_t, p_t, y_t, r_t$ *et* e sont les encaisses réelles, la masse monétaire, le logarithme du niveau des prix intérieurs, le logarithme du revenu réel, les taux d'intérêt et le taux de change

Les équations (2) et (3) représentent la relation d'équilibre de long terme de la Parité du Pouvoir d'Achat (PPA) pour le marché extérieur pour les produits alimentaires et non alimentaires, respectivement. D'après l'équation (2), les prix domestiques pour les biens alimentaires sont supposés s'ajuster par rapport aux prix alimentaires étrangers et

au taux de change dans le long terme. Les prix non alimentaires domestiques sont également influencés par le taux de change et les prix non alimentaires étrangers dans le long terme. Pour que la relation de la Parité du Pouvoir d'Achat (PPA) soit vérifiée, les relations de long terme pour les équations (2) $pal_t - e - palm_t$ - c $= 0$ et (3) $pnal_t - e - p_t$ - c $= 0$ doivent être stationnaires. Ce qui n'est pas le cas pour le secteur des biens non alimentaires. Pour ce faire, afin d'avoir une relation de long terme stationnaire, une tendance est ajoutée à l'équation (3) (Durevall et Ndung'u, 2001 ; Diouf, 2007 ; Durevall et al, 2009) et re-spécifiée comme suit :

$pnal_t = e + p_t$+ c - τ où τ est la tendance dans les prix relatifs des biens non alimentaires[3]

La théorie budgétaire de l'inflation suggère que le déficit budgétaire peut affecter le niveau des prix à travers son impact sur la demande de monnaie et donc l'équilibre sur le marché monétaire. En particulier, le recours de l'Etat à l'emprunt pour financer son déficit peut se traduire par une expansion monétaire, ce qui conduit à l'inflation. La théorie fiscale de l'inflation peut être motivée par un modèle d'optimisation inter temporelle dans lequel l'inflation d'équilibre est liée au rapport entre le déficit budgétaire et le stock de monnaie (Catão et Terrones 2005; Gordon et Leeper 2006). Dans un tel modèle, les consommateurs maximisent leur utilité, en présence d'une série de contraintes budgétaires données par (Catão et Terrones ,2005) :

$$C_t + \frac{B_{t+1}^p}{R_t^*} + \frac{M_{t+1}}{P_t} = Y_t + T_t + b_t^p + \frac{M_t}{P_t} \qquad (5)$$

[3] Le taux de change effectif réel a été utilisé au lieu du taux de change officiel car il mesure l'évolution du taux de change d'un pays vis-à-vis de ses partenaires commerciaux. Cet indicateur permet une vaste interprétation de la compétitivité des prix d'un pays. Pour avoir la tendance, on a utilisé le filtre HP (Hodrick-Prescott) pour éliminer la composante non stationnaire du taux de change réel (voir annexe).

Où C est la consommation ; B et b représentent respectivement la valeur nominale et la valeur réelle des obligations sans risque à une période t détenues par les ménages ; R* est le rendement des obligations ; M est l'encaisse monétaire détenue par les ménages ; y est le revenu ; T est un impôt forfaitaire ; et P est le niveau des prix.

Les ménages répartissent leur temps entre les périodes de temps libre (l) et les achats (s) (avec $l+s=1$), le montant consacré aux achats étant directement lié à la consommation et inversement lié au montant des encaisses réelles $\frac{M_{t+1}}{P_t}$ détenues par le ménage à l'instant t et t+1.

A chaque période *t*, le gouvernement finance ses dépenses (G) par l'impôt (T), l'emprunt et le seigneuriage (création de monnaie), de sorte que sa contrainte budgétaire est la suivante :

$$\frac{b_{t+1}^{g}}{R_t^*} = T_t + b_t^g - g_t + \frac{M_{t+1}-M_t}{P_t} \quad (6)$$

où b_t^g est la valeur réelle des actifs détenus par le gouvernement libellés à la période t ; et M_t est la monnaie émise par le gouvernement au début de la période *t*.

A l'équilibre, on obtient une relation entre l'inflation et le ratio du déficit budgétaire et des soldes monétaires réels suivante : $\pi = \psi \frac{(G-T)}{M}$ (7)

La théorie fiscale de l'inflation suggère que le déficit budgétaire peut affecter le niveau des prix par le biais de son impact sur la demande de monnaie et donc sur l'équilibre du marché monétaire. En particulier, les emprunts publics destinés à financer le déficit entraînent une croissance de la masse monétaire, qui fait augmenter l'inflation. Cette étude explore empiriquement la théorie fiscale de l'inflation en utilisant

une version élargie de l'équation (7) qui incorpore les emprunts du secteur public comme suit :

$$\frac{M}{P} = F(G - T, \triangle credet) = a_1 (G\text{-}T)_t + a_2 credet_t \quad (8)$$

Les coefficients α_1 et α_2 représentent les effets de long terme du déficit budgétaire primaire et des emprunts du secteur public sur la demande réelle de monnaie. L'analyse teste l'existence de relations à long terme entre le stock réel de monnaie, le déficit et les emprunts du secteur public en utilisant la méthode de la cointégration.

Le modèle de base est spécifié comme suit :

$$\Delta p_t = \alpha_0 + \alpha_1 ec_m_{t-1} + \alpha_2 ec_al_{t-1} + \alpha_3 ec_nal_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \alpha_{4i} \Delta p_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \alpha_{5i} \Delta m_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \alpha_{6i} \Delta prime_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \alpha_{7i} \Delta pe_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \alpha_{8i} D_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

Le modèle est estimé pour trois mesures de l'inflation (Δp) : prix alimentaires (*pal*), prix non alimentaires (*pnal*) et les prix en général (p). La variable m représente les encaisses réelles, pe représente les prix étrangers (*palm* est les prix des biens alimentaires importés, ipi_chn est le proxy pour l'inflation importée des biens non alimentaires et pip sont les prix du pétrole à l'internationale),$prime$ est la prime du marché parallèle et D représente les variables muettes associées à la hausse *(hpa)* ainsi que la baisse *(bpa)* des prix alimentaires mais aussi la principale saison de récolte *(sre)*. Ec_al_{t-1}, Ec_nal_{t-1} et Ec_m_{t-1}, sont les vitesses d'ajustement (résidus des équations de cointégration) vers l'équilibre de long terme pour l'équation (2), (3) et (4).

L'équation de long terme pour le secteur monétaire est une version modifiée de l'équation (4) qui remplace le taux de change par la prime du marché parallèle :

$$(m_t - p_t) = \alpha y_t + \beta\, r_t + \gamma prime \quad (4a)$$

Le modèle alternatif incorporant le secteur fiscal est spécifié comme suit :

$$\Delta p_t = \alpha_0 + \alpha_1 ec_fisc_{t-1} + \alpha_2 ec_al_{t-1} + \alpha_3\, ec_nal_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \alpha_{4i}\, \Delta p_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \alpha_{5i}\, \Delta credet_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \alpha_{6i}\, \Delta prime_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \alpha_{7i}\, \Delta pe_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \alpha_{8i}\, D_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

Où ec_fisc est dérivé de l'équation (8) de cointégration pour le secteur fiscal ; la variable $credet$ représente le crédit du secteur public.

6. Résultats et discussions

Les résultats empiriques confirment que l'inflation au Burundi est déterminée par plusieurs facteurs à long terme et à court terme (annexe). Les déterminants de long terme sont associés au secteur monétaire et au secteur extérieur (prix alimentaires et non alimentaires), alors que les effets de court terme sont associés au secteur monétaire, aux prix non alimentaires extérieurs et domestiques, aux prix du pétrole, aux prix alimentaires domestiques et à la prime de change. Les coefficients estimés peuvent paraître faibles, mais ils représentent des effets mensuels. Il faut donc le garder à l'esprit pour comprendre la signification économique des relations entre l'inflation et ses déterminants. Les résultats issus du modèle de base sont présentés dans le tableau B, tandis que celui incorporant le secteur fiscal est présenté au niveau du tableau C (voir annexe).

Les résultats empiriques issus du modèle de base indiquent que la politique monétaire et les développements dans le secteur monétaire sont des déterminants importants de l'inflation au Burundi à long terme. Comme le montre l'équation de cointégration (le terme EC pour le secteur monétaire), $(m_1 - p) - 0.74\, y + 0.089\, prime + 0.46\, r - 3.5$, l'augmentation des encaisses réelles a un impact positif à

long terme sur le niveau des prix. À long terme, une augmentation de 1 % du PIB accroît la demande de monnaie de 0.74%, une augmentation de 1 % de la prime de change réduit la demande de monnaie de 0.089 % et une hausse des taux d'intérêts (cette dernière étant une approximation du coût d'opportunité de la détention de liquidités) diminue la demande de monnaie de 0.46%.

À long terme, les prix internationaux des denrées alimentaires ont un effet important sur les prix intérieurs des denrées alimentaires (voir annexe) .Comme l'indique l'équation de cointégration pour le prix des denrées alimentaires $(e + palm) - 0.93pal + 7.63$, à long terme, une hausse de 1 % du prix des produits alimentaires sur le marché international augmente les prix intérieurs des biens alimentaires de 0.93 . Cela met en évidence l'intégration du Burundi dans les marchés alimentaires internationaux et, en particulier, la dépendance du pays à l'égard des importations de denrées alimentaires.

L'indice à la production industrielle pour les produits manufacturés chinois, utilisé comme approximation du prix des importations non alimentaires du Burundi, s'avère être un déterminant à long terme du prix des produits non alimentaires du Burundi. Comme l'indique l'équation de cointégration pour le prix des produits non alimentaires $(e + ipi_chn) - 0.76pnal + 5.53$, en maintenant le taux de change constant, une augmentation de 1 % du prix des produits manufacturés chinois augmente les prix domestiques des produits non alimentaires de 0.76 %. Cet effet est aussi important que l'effet des prix mondiaux des denrées alimentaires sur les prix des biens alimentaires locaux cité plus haut.

Les résultats de la régression indiquent que l'inflation présente une persistance non négligeable, les variations passées des prix domestiques affectent les prix actuels avec des délais différents. Dans le cas du prix des denrées alimentaires, 10 % du prix actuel s'explique par la variation des prix huit mois auparavant. Il faut six mois pour qu'un changement

de prix des produits non alimentaires se matérialise dans le prix intérieur des produits non alimentaires. Ce retard n'est pas surprenant - de tels changements peuvent être le fait des chocs qui se produisent sur les marchés internationaux, et leur transmission à l'économie nationale peut être retardée en raison d'interventions de politiques ou d'autres facteurs.[4]

À court terme, la croissance monétaire et la prime de change affectent les prix dans les secteurs alimentaire et non alimentaire, mais aussi elle a un impact sur le niveau général des prix. L'effet d'un choc sur la croissance monétaire se produit au cours du neuvième mois après le choc pour les prix alimentaires et au cours du dixième mois après le choc pour les prix non alimentaires. En ce qui concerne l'ampleur de la réaction à court terme des prix à l'augmentation de la croissance monétaire, les résultats économétriques suggèrent qu'une augmentation de 10 % de la croissance monétaire augmente les prix alimentaires de 0.78 % et les prix non alimentaires de 0.25 %. Cette réaction peut sembler faible mais, compte tenu des fortes augmentations de la masse monétaire, en particulier au cours des dernières années[5], l'impact sur les prix est en effet non négligeable. Ces résultats sont en accord avec ceux trouvés par Bararuzunza (2008) et V. Ndikumwenayo (2017) qui ont montré que l'inflation est déterminée par la croissance de la masse monétaire à court terme.

---

[4] Entre Mai 2012 et mars 2013, le Gouvernement a procédé à la détaxation de 13 produits alimentaires, ce qui a contribué, à moindre mesure, à une diminution de l'inflation durant cette période (ordonnance ministérielle n°540/678 du 15/05/2012). Dans le but d'ajuster l'impact de la forte inflation sur l'économie et de maintenir la stabilité macroéconomique, la Banque de la République du Burundi (BRB) a également pris des mesures appropriées pour atténuer l'inflation. En 2012, la BRB a renforcé sa politique monétaire en augmentant légèrement son taux directeur, faisant ainsi diminuer l'inflation apparente de 25 pour cent en mars-avril à 11,8 pour cent à la fin de l'année. (Word Bank Document, « Evaluation de la pauvreté au Burundi », Novembre 2016)

[5] Depuis 2015 jusqu'en juillet 2022, La BRB a adopté une politique accommodante qui consistait à intervenir sur le marché bancaire à travers des injections massives de liquidités dans l'économie (Rapport de politique monétaire, 2015-2022).

Le taux de change officiel est contrôlé par le gouvernement et sa valeur par rapport aux devises étrangères telles que le dollar américain reste fixe pendant des périodes relativement longues ; en d'autres termes, le taux de change officiel n'est pas déterminé par le marché. Le marché de change parallèle n'est pas officiel. Par conséquent, le taux de change parallèle ne reflète pas entièrement un marché de change fonctionnant librement. L'avantage de l'utilisation de la prime est qu'étant une combinaison linéaire des deux taux, elle représente les évolutions des deux marchés de change. A court terme, Les variations de la prime de change ont des effets statistiquement significatifs sur les prix des produits alimentaires, des produits non alimentaires et sur l'IPC global. Les résultats empiriques indiquent que lorsque la prime augmente de 10 % (par exemple, en raison d'une surévaluation du taux de change officiel), l'inflation globale (IPC global) augmente de 0.04 %, l'inflation alimentaire de 0.12 % et l'inflation non alimentaire de 0.4 %.

En plus d'utiliser la prime du marché parallèle comme déterminant de la demande de monnaie, la prime affecte également les différents prix indirectement par le biais du taux de change utiliser pour convertir les prix étrangers en prix domestiques. Les prix du pétrole, des engrais et d'autres produits figurant sur la liste des priorités pour l'allocation de devises dépendent du taux de change officiel, tandis que les prix d'autres produits ne figurant pas sur la liste des priorités sont probablement influencés par le taux du marché parallèle. L'ampleur estimée de l'impact de la prime sur l'inflation fournie ci-dessus n'inclut pas ces effets indirects, ce qui suggère que le taux de change a un effet plus important sur l'inflation lorsque les impacts directs et indirects sont pris en compte.

L'effet du prix du pétrole s'est avéré significatif uniquement dans l'équation pour le secteur alimentaire dans le modèle de base, mais il est significatif dans les modèles incorporant le secteur fiscal, comme nous le verrons plus loin. L'effet non significatif du prix du pétrole sur l'inflation reflète le fait qu'il est étroitement contrôlé par le

gouvernement étant donné son impact important sur d'autres prix. Même si le gouvernement administre les prix du pétrole à l'intérieur du pays, les prix mondiaux des denrées alimentaires (en particulier pour les produits importés) sont toujours liés aux prix internationaux du pétrole. Ainsi, si les prix du pétrole augmentent à l'échelle mondiale, le coût des denrées alimentaires peut également augmenter, ce qui a un impact sur les importations de denrées alimentaires au Burundi. Ces résultats correspondent à ceux de L. Ndikumana et J.D. Nkurunziza (2021) qui ont trouvé des effets non significatifs des prix du pétrole à l'international dans toutes les équations de l'inflation en Ethiopie sauf pour le bloc fiscal.

Les résultats aussi montrent que les déséquilibres dans le secteur monétaire (représentés par le coefficient du résidu de l'équation de cointégration - EC) exercent une pression inflationniste sur les prix des denrées alimentaires et le niveau général des prix (IPC global), mais les ajustements à l'équilibre semblent être relativement lents. Lorsqu'il y a un déséquilibre sur le marché monétaire, environ 2% de celui-ci est éliminé chaque mois par les variations des prix alimentaires intérieurs. La vitesse de retour à l'équilibre dans le secteur non alimentaire est plus lente, avec seulement 0.6 % par mois. Pour l'IPC global, 0.1 % du déséquilibre est corrigé à chaque mois.

Dans le tableau B (voir annexe), le coefficient de l'équation de long terme pour les denrées alimentaires dans l'équation de l'inflation alimentaire indique qu'environ 3.3 % des déviations des prix alimentaires à l'équilibre entre le marché mondial et le marché intérieur sont résorbées chaque mois sur le marché intérieur des biens alimentaires. La vitesse d'ajustement est de 1.4 % en ce qui concerne l'IPC général. Les prix des biens alimentaires sur le marché international ont des effets à court terme sur les prix alimentaires domestiques malgré qu'ils ne sont pas significatifs.

Un renchérissement des prix alimentaires (importés) de 1% conduit à la hausse des produits alimentaires domestiques de 0.04% au court terme. Comme le montrent les coefficients du terme EC dans le tableau B (annexe), les résultats suggèrent que 0,2 % des déviations par rapport à l'équilibre sur le marché des produits non alimentaires sont corrigées chaque mois. En définitive, les résultats indiquent qu'à court terme (voir annexe), l'impact du secteur monétaire et de l'inflation importée sur le niveau général des prix est plus important que celui de l'impact de la prime de change sur l'inflation global.

Selon les données de la Banque de la République du Burundi (BRB), l'inflation a atteint 40,9 % en mars 2025, reflétant une tendance haussière préoccupante. Cette dynamique inflationniste est en grande partie attribuable à l'expansion monétaire, souvent liée au financement des déficits budgétaires, et à la transmission rapide des hausses des prix internationaux vers les prix domestiques, notamment en raison de la forte dépendance du pays aux importations de biens essentiels. La prime de change, résultant de la coexistence d'un taux officiel rigide et d'un marché parallèle actif, influence l'inflation en augmentant le coût des importations. Son effet demeure toutefois plus indirect et peut parfois être amorti à court terme par des interventions de l'État. À moyen terme toutefois, l'accumulation des déséquilibres sur le marché des changes tend à exacerber les tensions inflationnistes.

Les résultats empiriques du modèle d'inflation alternatif incorporant le secteur fiscal à la place du secteur monétaire sont présentés dans le tableau C (voir annexe). Les résultats indiquent que l'inflation est significativement influencée par les déséquilibres dans le secteur budgétaire à long terme et par les augmentations des emprunts du secteur public à court terme. Comme l'indique l'équation de cointégration estimée pour le secteur fiscal $(m_1 - p) - 1.04credet - 0.35\ def$, à long terme, une augmentation de 1 % du crédit du secteur public accroît les encaisses réelles de 1.04 %, et une augmentation de 1 % du déficit accroît les encaisses réelles de 0.35%.

Par rapport aux résultats obtenus pour le secteur monétaire dans le modèle de base (tableau B), les déséquilibres dans le secteur fiscal sont absorbés plus lentement dans le temps sauf pour l'IPC globale.

Dans le cas des prix des denrées alimentaires, 0.3 % du déséquilibre dans le secteur fiscal est éliminé chaque mois, contre 2 % pour les déséquilibres dans le secteur monétaire. Le taux d'ajustement est encore plus lent pour les prix des denrées non alimentaires (0.1 % contre 0. 6%).A court terme, les variations dans les emprunts du secteur public affectent toutes les composantes de l'inflation. Une augmentation des emprunts du secteur public entraîne une accélération du prix des denrées alimentaires, non alimentaires et de l'inflation globale avec un décalage de cinq, sept et un mois respectivement.

Une augmentation de 10 % des emprunts du secteur public entraîne une hausse de 0.6 % de l'inflation des prix des denrées alimentaires cinq mois plus tard et de 0.7 % six mois plus tard, avec un effet total de 1.3 % après six mois. Les effets correspondants sur l'inflation non alimentaire sont de 0.2% après sept mois et de 0.3% après dix mois, avec un effet total de 0.5%. La croissance des emprunts du secteur public a un effet positif et significatif sur l'inflation globale avec un et six mois de retard, avec un effet de 0.3 % au total.

Les résultats pour les autres facteurs sont en grande partie similaires à ceux trouvés dans le modèle de base incluant le secteur monétaire, mais un certain nombre de différences notables peuvent être observées dans les résultats à court terme. Sur le plan domestique, l'inflation alimentaire et non alimentaire présente une persistance comme le montrent les coefficients positifs et significatifs à court terme (Tableau C, annexe). Dans le cas du prix des denrées alimentaires, 10 % du prix actuel s'explique par la variation du prix de 2.3% et de 1.8% huit mois et douze mois auparavant. Il faut six mois pour qu'un changement de prix des produits non alimentaires se matérialise dans le prix domestique des

produits non alimentaires. Une augmentation de 1 % des prix des produits non alimentaires entraîne une hausse de 0.18 % après 6 mois.

Dans l'ensemble, les résultats des modèles d'inflation incluant le secteur budgétaire confirment l'existence d'effets à long terme statistiquement significatifs des déséquilibres dans le secteur budgétaire sur toutes les mesures de l'inflation, à l'exception des prix des produits non alimentaires. En outre, les emprunts publics ont des effets inflationnistes à court terme pour toutes les mesures de l'inflation. Cela implique que les déséquilibres fiscaux ainsi que la manière dont les déficits fiscaux sont financés doivent être pris en compte pour comprendre les déterminants de l'inflation au Burundi.[6]

Conclusion et recommandations

Cette étude a analysé les déterminants de l'inflation au Burundi sur la période 2007–2022, en adoptant une approche innovante qui intègre à la fois des facteurs monétaires, budgétaires, structurels et extérieurs dans un modèle empirique à correction d'erreur. L'originalité de ce travail réside dans l'intégration explicite du secteur fiscal dans l'analyse de l'inflation, un aspect souvent négligé dans les recherches antérieures. Les résultats montrent qu'à long terme, l'inflation au Burundi est principalement alimentée par les déséquilibres extérieurs, notamment l'inflation importée et la prime de change, ainsi que par l'expansion de la masse monétaire liée au financement des déficits budgétaires. À court terme, les fluctuations du taux de change, les emprunts du secteur public et la croissance de la masse monétaire apparaissent comme des

[6] La hausse du déficit budgétaire a entraîné un recours accru à l'endettement intérieur en 2016.Celui-ci étant passé de 21.9% du PIB en 2015 à 30% du PIB en 2016 (World Bank, 2018). A son tour, la hausse de l'endettement intérieur s'est matérialisée par une forte augmentation de l'encours des titres publics dans le total actif des banques avec une hausse de 73% en 2016 alors que le crédit à l'économie est resté très faible avec une hausse de seulement 3% en 2017 et une croissance négative deux ans auparavant (BRB, 2018). Cela a entraîné l'effet d'éviction vis-à-vis du crédit au secteur privé. La hausse du financement monétaire du déficit fiscal a contribué donc à une pression inflationniste.

canaux de transmission majeurs. Par ailleurs, l'inflation, qu'elle soit alimentaire ou non alimentaire, présente une forte inertie, ce qui contribue à la persistance des déséquilibres macroéconomiques.

Dans ce contexte, plusieurs orientations de politique économique s'imposent. D'abord, il est nécessaire d'améliorer la gestion du régime de change. La coexistence d'un taux de change officiel relativement rigide et d'un marché parallèle actif engendre des distorsions qui alimentent les pressions inflationnistes. Une évolution graduelle vers un régime de change plus souple, mieux aligné sur les conditions du marché, permettrait d'atténuer ces tensions. Parallèlement, une politique de contrôle des changes plus structurée, mais moins restrictive, devrait être mise en place. Celle-ci consisterait à encadrer les sorties de devises tout en favorisant des mécanismes de financement alternatifs, tels que les accords commerciaux bilatéraux en monnaies locales ou les contrats de change à terme, afin de réduire la vulnérabilité du pays aux fortes fluctuations des devises étrangères.

La gestion de l'endettement extérieur constitue également un levier crucial pour contenir l'inflation. Il convient de privilégier les financements concessionnels ou ceux libellés en monnaie locale, qui sont moins sensibles aux variations du taux de change. De plus, la création d'un fonds de stabilisation des devises serait opportune pour renforcer la capacité du pays à faire face aux pénuries de devises et pour stabiliser la monnaie nationale. Sur le plan budgétaire et monétaire, il est essentiel de limiter strictement le financement monétaire des déficits publics. Cela passe par l'adoption de règles budgétaires plus rigoureuses et le développement de sources alternatives de financement, telles que les émissions de titres publics compétitifs sur le marché domestique. Une discipline budgétaire accrue réduirait la pression sur la banque centrale et contribuerait à stabiliser la masse monétaire.

Enfin, des réformes structurelles profondes s'imposent, notamment dans les secteurs des exportations et de la fiscalité. Une amélioration

durable des recettes fiscales et une diversification accrue des exportations renforceraient les réserves en devises, tout en réduisant la pression sur le marché des changes. Dans le même esprit, la lutte contre l'inflation alimentaire passe par une relance de la production agricole locale. Cela suppose la mise en place de mesures incitatives en faveur des producteurs, comme des subventions ciblées ou des allègements fiscaux, ainsi qu'une meilleure gestion des infrastructures de stockage et de transport afin de limiter les pertes post-récolte.

En définitive, cette étude souligne que la maîtrise durable de l'inflation au Burundi dépend d'une coordination efficace entre les politiques monétaire, budgétaire et structurelle, dans le cadre d'une stratégie macroéconomique cohérente, résiliente et tournée vers la stabilité.

7. **Références**

Adam, C. S., Kessy, P. J., Nyella, J. J., & O'Connell, S. A. (2016). *Food prices and inflation in Tanzania* (Working Paper). International Growth Centre.

Akinboade, O. A., Siebrits, F. K., & Roussot, E. (2004). The determinants of inflation in South Africa: An econometric analysis. *Applied Economics, 36*(13), 1433–1439.

Alesina, A., & Drazen, A. (1991). Why are stabilizations delayed? *The American Economic Review, 81*(5), 1170–1188.

Bararuzunza, F. (2008). Fondements réels et monétaires de l'inflation au Burundi. *Ridec, 3*(1).

Barungi, B. M. (1997). *Exchange rate policy and inflation: The case of Uganda* (AERC Research Paper No. 58). African Economic Research Consortium.

Banque de la République du Burundi (BRB). (2008, 2013, 2017). *Rapport Annuel*. Bujumbura: BRB.

Banque de la République du Burundi (BRB). (2019). *Rapport de Stabilité Financière*. Bujumbura: BRB.

Banque de la République du Burundi (BRB). (2013–2022). *Rapport du Comité de Politique Monétaire* (N°01). Bujumbura: BRB.

Catão, L. A. V., & Terrones, M. E. (2005). Fiscal deficits and inflation. *Journal of Monetary Economics, 52*(3), 529–554.

Chipili, J. M. (2021). Drivers of inflation in Zambia. *African Development Review, 33*(1), 67–79.

Calvo, G., & Végh, C. (1999). Inflation stabilization and balance of payments crises in developing countries. In J. Taylor & M. Woodford (Eds.), *Handbook of Macroeconomics* (Vol. C, pp. 1531–1614). Amsterdam: North-Holland.

Diouf, M. (2007). Modeling inflation for Mali. *IMF Working Paper 2007/295*. International Monetary Fund.

Durevall, D., & Ndung'u, N. S. (2001). *A dynamic model of inflation for Kenya, 1974–1996* (IMF Working Paper No. 01/97). International Monetary Fund.

Durevall, D., Loening, J. L., & Birru, Y. A. (2013). Inflation dynamics and food prices in Ethiopia. *Journal of Development Economics, 104*, 89–106.

Gordon, D. B., & Leeper, E. M. (2006). The price level, the quantity theory of money, and the fiscal theory of the price level. *Scottish Journal of Political Economy, 53*(1), 4–27.

Helmy, O. (2008). The impact of budget deficit on inflation in Egypt. *The Egyptian Center for Economic Studies Working Paper No. 141*.

Honoré, A., Normand, B. É., & Ephrem, N. (2017). Impact des chocs exogènes sur l'efficacité de la politique monétaire au Burundi. *BRB, Revue Économique et Monétaire (REM), 1*(1).

Kabundi, A. (2012). *Dynamics of Inflation in Uganda* (African Development Bank Working Paper).

Khieu, H. V. (2021). Budget deficits, money growth, and inflation: Empirical evidence from Vietnam. *Fulbright Review of Economics and Policy, 1*(1), 61–78.

Kurayish Ssebulime, & Bbaale, E. (2019). Budget deficit and inflation nexus in Uganda 1980–2016: A cointegration and error correction modeling approach. *Journal of Economic Structures, 8*(1), 1–14.

Makochekanwa, A. (2008). Impact of budget deficit on inflation in Zimbabwe. *MPRA Paper*.

Mawejje, J., & Lwanga, M. M. (2016). Inflation dynamics and agricultural supply shocks in Uganda. *African Journal of Economic and Management Studies, 7*(4), 547–567.

Mishkin, F. S. (2006). *The economics of money, banking, and financial markets* (seventh Ed.). Pearson.

Ndikumana, L., & Nkurunziza, J. D. (2021). Monetary, fiscal, and structural drivers of inflation in Ethiopia. *World Bank Policy Research Working Paper No. 9881*.

Ndikumwenayo, V. (2017). Les causes de l'inflation au Burundi. *BRB, Revue Économique et Monétaire (REM), 1*(1).

Nkurunziza, A., & Ntwari, A. (2022). Analyse du pass-through du taux de change sur l'inflation au Burundi. *BRB, Revue Économique et Monétaire (REM), 4*.

Oladipo, S., & Akinbobola, J. (2011). Budget deficit and inflation in Nigeria: A causal relationship. *Journal of Emerging Trends in Economics and Management Sciences, 2*(1), 1–8.

Olivera, J. H. (1964). On structural inflation and Latin America structuralism. *Oxford Economic Papers, 16*(3), 321–332.

Osei, R. D. (2015). *Oil prices and inflation in Ghana*. Institute of Statistical, Social and Economic Research (ISSER), University of Ghana.

Sargent, T. J., & Wallace, N. (1987). Inflation and the government budget constraint. In *Economic Policy in Theory and Practice* (pp. 170–207).

Solomon, M., & de Wet, W. A. (2004). The effect of a budget deficit on inflation: The case of Tanzania. *South African Journal of Economic and Management Sciences, 7*(1).

Suliman, K. M. (2012). Determinants of inflation in Sudan. *International Journal of Business and Social Science, 3*(5), 125–132.

8. Annexes

Tableau A1 : Liste des variables

Nom de la variable	Symbole dans le modèle	Sources/ Calcul
IPC global	*p*	BRB, base 100 en 2016/2017
Taux de change officiel (USD/BIF)	*tco*	RRB
Taux de change parallèle (USD/BIF)	*tcp*	BRB
Encaisses monétaires réelle	*m1r*	BRB
IPC alimentaire	*pal*	BRB, base 100 en 2016/2017
IPC non alimentaire	*pnal*	BRB, base 100 en 2016/2017
Prime de change	*prime*	Auteurs, à l'aide des Statistiques de la BRB
Indice à la production industrielle(Chine)	*ipi_chn*	Asian Development Bank, Key Indicators Database, Base 100 en 1985
PIB réel	*pibr*	Calcul des auteurs, à l'aide des statistiques de l'ISTEEBU, base 2005
Taux d'intérêt	*tbt*	BRB
Deficit primaire	*def*	BRB
Créances nettes à l'Etat	*credet*	BRB
IPC alimentaire mondial	*palm*	World Bank Commodity Price Data (The Pink Sheet)
Prix international du pétrole	*pip*	World Bank Commodity Price Data (The Pink Sheet)
Créances à l'Etat	*credet*	BRB

Tableau A2 : Test de la stationnarité de Dickey-Fuller augmenté

Nom de la variable	Variable en niveau (Statistique t)	Variables en différence première (Statistique t)
tco (taux de change officiel)	-2.699	-4.934 ***
tcp(taux de change parallèle)	-2.024	-5.708 ***
p(indice des prix à la consommation)	-3.078	-5.846 ***
pal(prix alimentaire)	-2.940	-5.480 ***
*pnal(*prix non alimentaire)	-2.302	-6.811 ***
m1r (encaisses réelles)	-1.285	-6.725 ***
prime (prime de change)	-2.151	-6.425***
ipi_chn (Indice à la production industrielle(Chine))	-2.938	-3.318*
*def(*déficit primaire)	-2.402	-9.020 ***
credet (Créances à l'Etat)	-2.221	-6.007 ***
palm (IPC alimentaire mondial)	-2.782	-5.564 ***
pip (Prix international du pétrole)	-2.477	-5.992 ***
r (taux d'intérêt du bon du trésor)	-2.809	-6.159 ***

Valeurs critiques : -4.015(1%), -3.440(5%), -3.140(10%)

*** significativité à 5%

*significativité à 10%

Tableau B : Résultats empiriques pour le modèle de base pour la période de Janvier 2007 à Juillet 2022

VARIABLES		IPC alimentaire	IPC non alimentaire	IPC
		Effets d'ajustement		
EC-Secteur monétaire	$[(m_1 - p) - 0.74\,y + 0.089\,prime + 0.46\,r - 3.5]t - 1$	-0.020* (0.012)	0.006* (0.003)	0.001 (0.006)
EC-Secteur extérieur (Prix alimentaires)	$[(e + palm) - 0.93pal + 7.63]t - 1$	0.033** (0.015)		0.014* (0.008)
EC-Secteur extérieur (Prix non alimentaires)	$[(e + ipi_chn) - 0.76pnal + 5.53 - \tau]t - 1$		0.002* (0.000)	
Facteurs domestiques				
Inflation alimentaire(t-8) $\triangle pal_{t-8}$		0.219*** (0.069)		
Inflation alimentaire(t-9) $\triangle pal_{t-9}$				0.108** (0.043)
Inflation non alimentaire(t-6) $\triangle pnal_{t-6}$			0.211*** (0.081)	
Inflation non alimentaire(t-7) $\triangle pnal_{t-7}$			0.243*** (0.071)	0.375*** (0.113)
Inflation non alimentaire(t-9) $\triangle pnal_{t-9}$				0.250** (0.125)

Encaisses réelles(t-9) $\triangle m1r_{t-9}$	0.078**		0.102***
	(0.039)		(0.030)
Encaisses réelles(t-10) $\triangle m1r_{t-10}$		0.025*	0.076***
		(0.013)	(0.026)
Ecart de production(t-1) $\triangle pib_hp_{t-1}$	-0.061		-0.003
	(0.086)		(0.047)
	Facteurs externes		
Prime de change(t-2) $\Delta prime_{t-2}$		0.040**	
		(0.020)	
Prime de change(t-6) $\Delta prime_{t-6}$	0.006***		0.004***
	(0.002)		(0.001)
Prime de change(t-9) $\Delta prime_{t-9}$	0.012***		
	(0.004)		
Inflation importée(t-1) $\Delta palm_{t-1}$ (produits alimentaires)	0.038		
	(0.047)		
Inflation importée(t-2) Δipi_chn_{t-2} (produits non alimentaires)			0.078**
			(0.038)
Inflation importée(t-6) Δipi_chn_{t-6} (produits non alimentaires)		0.017	0.056*
		(0.018)	(0.029)
Prix du pétrole(t-9) Δpip_{t-9}	0.027*		
	(0.014)		
hpa	0.013		0.012**
	(0.010)		(0.006)
bpa	-0.003		-0.003
	(0.005)		(0.003)
sre			0.002
			(0.002)
Constante	-0.502**	-0.001	-0.212*

	(0.226)	(0.002)	(0.118)
Observations	174	176	176
R-carré	0.316	0.224	0.354
DW	1.914	1.970	1.973
Hétéroscédasticité*	Chi2(1) = 0.14 Prob > chi2 = 0.71	chi2(1) = 23.70 Prob > chi2 = 0.000	chi2(1) = 7.55 Prob > chi2 = 0.0060
Test des variables omises (omitted test)**	F (3, 150) = 2.68 Prob > F = 0.0891	F (3, 163) = 1.55 Prob > F = 0.2041	F (3, 155) = 2.22 Prob > F = 0.0881

Ecart-types en parenthèses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Notes :

hpa = hausses des prix alimentaires pour les années 2008:2-6 ; 2011:10-12 ; 2012:1-3 ; 2017:1-3 ; bpa = baisse des prix alimentaires pour les années 2007:9-12 ; 2008:1-2 ; 2008:9-12 ; 2009:1-2 ; 2009:9-12 ; 2010:1-2 ; 2014:1-12 ; 2015:1-4 ; 2018:2-12 ; 2019:1-11 ; sre = principale saison de récolte =1 pour Septembre-Février ;EC = Vitesse d'ajustement vers l'équilibre de long terme ; DW = Statistique de Durbin Watson.

*Les estimations sont corrigées pour tenir compte de l'hétéroscédasticité, sauf pour l'équation de l'ipc alimentaire où aucune hétéroscédasticité n'a été détectée.

**L'hypothèse nulle est que le modèle ne présente pas de biais des variables omises, la valeur p est supérieure au seuil de 5%, nous ne rejetons donc pas l'hypothèse nulle et concluons que nous n'avons pas besoin d'inclure d'autres variables supplémentaires.

Tableau C : Résultats empiriques pour le modèle alternatif incluant le secteur fiscal

VARIABLES		IPC alimentaire	IPC non alimentaire	IPC
Effets d'ajustement				
EC-Secteur Fiscal	$[(m_1 - p) - 1.04credet - 0.35def]t - 1$	-0.003* (0.002)	0.001 (0.001)	-0.002** (0.001)
EC-Secteur extérieur (Prix alimentaires)	$[(e + palm) - 0.93pal + 7.63]t - 1$	0.026* (0.013)		0.016* (0.008)
EC-Secteur extérieur (Prix non alimentaires)	$[(e + ipi_chn) - 0.76pnal + 5.53 - \tau]t - 1$		0.001* (0.000)	
Facteurs domestiques				
Créances à l'Etat(t-1)	$\Delta credet_{t-1}$			0.035** (0.018)
Créances à l'Etat(t-5)	$\Delta credet_{t-5}$	0.058** (0.024)		
Créances à l'Etat(t-6)	$\Delta credet_{t-6}$	0.069** (0.019)		0.032** (0.017)
Créances à l'Etat(t-7)	$\Delta credet_{t-7}$		0.022** (0.009)	
Créances à l'Etat(t-10)	$\Delta credet_{t-10}$		0.027** (0.011)	
Inflation alimentaire(t-8)	$\triangle pal_{t-8}$	0.232*** (0.070)		
Inflation alimentaire(t-12)	$\triangle pal_{t-12}$	0.179** (0.080)		
Inflation non alimentaire(t-6)	$\triangle pnal_{t-6}$		0.179** (0.088)	0.032** (0.169)
Inflation non alimentaire(t-7)	$\triangle pnal_{t-7}$		0.292*** (0.073)	
Inflation non alimentaire(t-9)	$\triangle pnal_{t-9}$			0.024** (0.124)

		Facteurs externes		
Prix du pétrole(t-7)	Δpip_{t-7}			0.022** (0.011)
Prix du pétrole(t-9)	Δpip_{t-9}	0.034** (0.014)		
Inflation importée(t-2) (Produits non alimentaires)	Δipi_chn_{t-2}			0.075** (0.031)
Inflation importée(t-7) (Produits non alimentaires)	Δipi_chn_{t-7}			0.050* (0.029)
Prime de change(t-1)	$\Delta prime_{t-1}$			0.005** (0.011)
Prime de change(t-2)	$\Delta prime_{t-2}$		0.041** (0.020)	
Prime de change(t-3)	$\Delta prime_{t-3}$	0.012*** (0.003)		
Prime de change(t-4)	$\Delta prime_{t-4}$	0.008*** (0.002)		
Prime de change(t-6)	$\Delta prime_{t-6}$			0.004*** (0.001)
Prime de change(t-9)	$\Delta prime_{t-9}$	0.011** (0.005)		
Prime de change(t-10)	$\Delta prime_{t-10}$			0.002* (0.001)
Inflation importée(t-9) (Produits alimentaires)	$\Delta palm_{t-9}$	0.091* (0.052)		
Inflation importée(t-10) (Produits alimentaires)	$\Delta palm_{t-10}$			-0.083** (0.374)
hpa		0.015 (0.010)		0.016** (0.005)
bpa		-0.004 (0.004)		-0.004* (0.002)
sre		0.001 (0.003)		0.002 (0.002)
Constante		-0.396* (0.206)	-0.001 (0.002)	-0.265** (0.118)

Observations	174	176	176
R-carré	0.367	0.264	0.411
DW	1.979	1.916	1.911
Hétéroscédasticité	chi2(1) = 33.76 Prob > chi2 = 0.0000	chi2(1) = 0.34 Prob > chi2 = 0.5587	chi2(1) = 11.92 Prob > chi2 = 0.000
Test des variables omises (omitted test)	F(3, 158) = 1.12 Prob > F = 0.3412	F(3, 148) = 2.83 Prob > F = 0.0803	F(3, 149) = 1.76 Prob > F = 0.1568

Ecart-types en parenthèses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Notes :

hpa = hausses des prix alimentaires pour les années 2008:2-6 ; 2011:10-12 ; 2012:1-3 ; 2017:1-3 ; bpa = baisse des prix alimentaires pour les années 2007:9-12 ; 2008:1-2 ; 2008:9-12 ; 2009:1-2 ; 2009:9-12 ; 2010:1-2 ; 2014:1-12 ; 2015:1-4 **;** 2018:2-12 ; 2019:1-11 ; sre = principale saison de récolte =1 pour Septembre-Février ;EC = Vitesse d'ajustement vers l'équilibre de long terme ; DW = Statistique de Durbin Watson

*Les estimations sont corrigées pour tenir compte de l'hétéroscédasticité, sauf pour l'équation de l'ipc non alimentaire où aucune hétéroscédasticité n'a été détectée.

**L'hypothèse nulle est que le modèle ne présente pas de biais des variables omises, la valeur p est supérieure au seuil de 5%, nous ne rejetons donc pas l'hypothèse nulle et concluons que nous n'avons pas besoin d'inclure d'autres variables supplémentaires.

DEPENSES PUBLIQUES, CHOCS FISCAUX ET STABILISATION MACROECONOMIQUE AU BURUNDI : EVIDENCE D'UNE ANALYSE VAR STRUCTURELLE

*Jean Baptiste Aboyitungiye**

Résumé

La politique budgétaire est un déterminant clé de la stabilisation macroéconomique, mais son efficacité dans les économies à faible revenu reste peu documentée, faute d'évaluation comparative des dépenses et des recettes. Cette étude examine les effets dynamiques des chocs de dépenses et de recettes fiscales au Burundi. Un modèle SVAR, identifié par décomposition de Cholesky, est estimé sur données trimestrielles (2010T1-2022T4) incluant dépenses, recettes, prix, taux d'intérêt réel et PIB réel, combinant fonctions de réponse impulsionnelle et décomposition de variance. Les chocs de dépenses exercent un effet positif mais transitoire sur le PIB (5,8 % de sa variance à 12 trimestres) ; les chocs de recettes produisent un effet plus modéré mais persistant (28,5 %). L'inflation demeure autodéterminée (92,5 %). Ces résultats indiquent que la mobilisation des recettes constitue un levier de stabilisation plus déterminant que l'expansion des dépenses, avec des implications pour la politique budgétaire des pays à faible revenu.

Mots-**clés** : politique budgétaire, chocs de dépenses publiques, chocs de recettes fiscales, modèle SVAR, décomposition de la variance, stabilisation macroéconomique, Burundi

Classification JEL : C32, E62, H30

* Cadre du service recherche et documentation email : jbaboyitungiye@brb.bi

Abstract

Fiscal policy is a key determinant of macroeconomic stabilization, yet its effectiveness in low-income economies remains poorly documented, owing to the absence of comparative evidence on spending and revenue instruments. This study examines the dynamic effects of government spending and tax revenue shocks in Burundi. A structural vector autoregressive (SVAR) model, identified via Cholesky decomposition, is estimated on quarterly data (2010Q1–2022Q4) covering government spending, tax revenue, prices, the real interest rate, and real GDP, combining impulse response functions and variance decomposition. Spending shocks generate a positive but transitory effect on GDP (5.8% of its variance at 12 quarters); revenue shocks produce a more moderate but persistent effect (28.5%). Inflation remains largely self-determined (92.5%). These results indicate that revenue mobilization constitutes a more decisive stabilization lever than spending expansion, with implications for fiscal policy design in low-income countries.

Keywords: fiscal policy, government spending shocks, tax revenue shocks, SVAR model, variance decomposition, macroeconomic stabilization, Burundi

1. Introduction

La politique budgétaire est depuis longtemps reconnue comme l'un des principaux instruments macroéconomiques dont disposent les gouvernements pour favoriser la stabilisation économique et une croissance durable (Bin & Hashim, 2025; Nations Unies, 2019). En ajustant les dépenses publiques et la fiscalité, les autorités budgétaires influencent la demande globale, l'emploi, l'investissement, l'inflation et le rythme global de l'activité économique (Wen et al., 2025). Au-delà de son rôle anticyclique traditionnel, la politique budgétaire a retrouvé une place prépondérante ces dernières années, les gouvernements ayant de plus en plus recours à des interventions budgétaires pour atténuer les effets néfastes des crises économiques et financières successives, des perturbations du côté de l'offre et de la montée des pressions inflationnistes (Cevik & Miryugin, 2023). Cependant, l'efficacité des interventions budgétaires reste fortement tributaire des mécanismes de transmission par lesquels les chocs liés aux dépenses publiques et aux recettes fiscales se répercutent sur l'ensemble de l'économie (Sampognaro, 2018). La compréhension de ces canaux de transmission dynamiques est donc devenue un enjeu central de la recherche macroéconomique, car elle fournit la base empirique nécessaire à la conception de politiques budgétaires capables de favoriser la croissance économique tout en préservant la stabilité macroéconomique.

Malgré le rôle central de la politique budgétaire dans la gestion macroéconomique, les données empiriques concernant les effets des chocs budgétaires sont encore loin d'être concluantes. De nombreux travaux mettent en évidence une hétérogénéité considérable quant à l'ampleur, la persistance et la transmission des multiplicateurs budgétaires d'un pays à l'autre et au fil du temps (Temesgen et al., 2023a). Alors que certaines études montrent que les dépenses publiques expansionnistes stimulent la production et l'emploi, d'autres font état d'effets limités, voire contractifs, en particulier lorsque ces mesures d'expansion budgétaire sont financées par une hausse de la fiscalité ou par l'emprunt public (Ascari et al., 2024). De même, les conséquences

macroéconomiques des chocs sur les recettes fiscales font toujours l'objet d'un vif débat, les données suggérant que leurs effets dépendent de manière déterminante de la structure de la fiscalité, de l'efficacité des dépenses publiques, de l'orientation de la politique monétaire et du degré de développement des marchés financiers (Cornevin et al., 2024; Peprah et al., 2025). Ces résultats divergents indiquent que l'efficacité de la politique budgétaire est intrinsèquement liée au contexte, ce qui implique que les conclusions tirées des économies avancées ou émergentes ne peuvent pas être facilement généralisées aux pays à faible revenu caractérisés par une marge de manœuvre budgétaire limitée, des systèmes financiers peu développés et des capacités institutionnelles plus faibles.

Dans ce contexte, le Burundi constitue un cadre particulièrement pertinent pour examiner les effets macroéconomiques des chocs de politique budgétaire. En tant qu'économie à faible revenu1, le pays a connu des pressions budgétaires persistantes. Celles-ci sont alimentées par des besoins croissants en dépenses publiques, une assiette fiscale nationale étroite et des contraintes de financement récurrentes (Ndikumana, 2001). Au cours de la dernière décennie, la politique budgétaire a joué un rôle croissant dans le soutien de l'activité économique, à travers les investissements publics, les dépenses sociales et les mesures de relance post-crise. Parallèlement, les efforts de mobilisation des recettes intérieures se sont intensifiés, en réponse à des déséquilibres budgétaires grandissants (Negatu et al., 2023). Parallèlement, le pays a été confronté à des pressions inflationnistes récurrentes, à une marge de manœuvre budgétaire limitée et à un système financier relativement peu développé, autant de facteurs susceptibles de modifier la transmission de la politique budgétaire par

[1] MÉMORANDUM ÉCONOMIQUE DE LA RÉPUBLIQUE DU BURUNDI-Sortir Du Cycle De La Fragilité Pour Saisir Les Opportunités D'une Croissance Plus Inclusive Et Durable. Disponible https://documents1.worldbank.org/curated/en/099052323123542936/pdf/P1718390be4b3e07c0adb10a23f68aaa742.pdf

rapport à des économies plus avancées2. Ces caractéristiques structurelles soulèvent une question politique importante : dans quelle mesure les chocs liés aux dépenses publiques et aux recettes fiscales contribuent-ils à la stabilisation macroéconomique au Burundi, et quel instrument budgétaire exerce l'influence la plus forte sur les agrégats macroéconomique principaux ?

Bien que la littérature consacrée aux chocs de politique budgétaire se soit considérablement enrichie au cours des deux dernières décennies, plusieurs lacunes importantes subsistent. Premièrement, la plupart des données empiriques proviennent d'économies avancées et émergentes, tandis que les pays à faible revenu, dont la capacité budgétaire est limitée et les marchés financiers peu développés, restent largement sous-représentés. Deuxièmement, les études existantes se concentrent généralement soit sur les chocs liés aux dépenses publiques, soit sur les chocs fiscaux, et sont relativement peu nombreuses à proposer une évaluation comparative de leurs mécanismes de transmission respectifs au sein d'un cadre structurel unifié (Diaz-kovalenko, 2026). Troisièmement, malgré l'importance croissante de la politique budgétaire dans la gestion macroéconomique du Burundi, les données empiriques sur les effets dynamiques des chocs de politique budgétaire restent pratiquement inexistantes. Par conséquent, les décideurs politiques continuent de s'appuyer sur des indications empiriques limitées concernant l'efficacité relative des différents instruments budgétaires pour favoriser la stabilisation macroéconomique.

Afin de combler ces lacunes, le présent article examine les effets macroéconomiques dynamiques des chocs liés aux dépenses publiques et aux recettes fiscales au Burundi à l'aide d'un modèle vectoriel autorégressif structurel (SVAR) estimé à partir de données trimestrielles couvrant la période allant du 1er trimestre 2010 au 4e trimestre 2022. Contrairement aux études précédentes qui mettaient principalement l'accent sur les chocs budgétaires agrégés, cette étude établit une distinction explicite entre les chocs de dépenses et les chocs

[2] Rapport de Stabilité Financière 2024.

de recettes et examine leurs effets respectifs sur la production réelle, l'inflation et les taux d'intérêt réels à l'aide de fonctions de réponse impulsionnelle et d'une décomposition de la variance des erreurs de prévision. Ce faisant, cet article apporte quatre contributions importantes à la littérature. Premièrement, il fournit les données empiriques structurelles sur les mécanismes de transmission de la politique budgétaire au Burundi. Deuxièmement, elle propose une évaluation comparative des effets macroéconomiques des chocs liés aux dépenses publiques et aux recettes fiscales dans un cadre empirique unifié. Troisièmement, elle identifie l'importance relative de chaque instrument budgétaire dans l'explication des fluctuations macroéconomiques. Enfin, elle en tire des implications politiques pour améliorer l'efficacité budgétaire et renforcer la coordination entre les politiques budgétaire et monétaire dans une économie à faible revenu confrontée à des défis macroéconomiques persistants.

D'après les résultats empiriques de l'étude, les chocs de dépenses publiques exercent un effet expansionniste positif sur la production réelle à court terme, mais que cet effet s'estompe progressivement au fil des périodes, traduisant un impact essentiellement transitoire. Ces chocs s'accompagnent d'une augmentation graduelle des recettes fiscales, d'une diminution des taux d'intérêt réels et d'un effet relativement limité sur l'inflation, ce qui suggère que la transmission de la politique budgétaire opère principalement par le canal de l'activité économique plutôt que par celui des prix. A l'inverse, les chocs de recettes fiscales produisent des effets plus modérés sur les variables macroéconomiques à court terme, tout en favorisant une hausse progressive des dépenses publiques et une amélioration de l'activité économique. Les résultats de la décomposition de la variance révèlent toutefois que les innovations des recettes fiscales expliquent une proportion nettement plus importante des fluctuations de la production réelle que les chocs de dépenses publiques sur l'horizon de prévision retenu, indiquant que les recettes fiscales constituent une source plus déterminante de la dynamique macroéconomique à moyen

terme. Ces résultats suggèrent que le renforcement de la mobilisation des recettes intérieures, combiné à une amélioration de la qualité et de l'efficacité des dépenses publiques, apparaît plus susceptible de soutenir la stabilisation macroéconomique au Burundi qu'une stratégie reposant principalement sur l'expansion des dépenses publiques.

Le reste de l'article est organisé comme suit. La section 2 passe en revue la littérature théorique et empirique. La section 3 présente l'évolution des principaux indicateurs macroéconomiques inclus dans l'étude. La section 4 présente les données, la méthodologie empirique et la stratégie d'identification adoptées pour estimer le modèle VAR structurel. La section 5 présente et analyse les résultats empiriques. Enfin, la section 6 conclut l'article en résumant les principaux résultats.

2. Revue de la littérature

La politique budgétaire influence l'activité macroéconomique par le biais de plusieurs canaux de transmission interdépendants qui agissent via la demande globale, les anticipations du secteur privé et les conditions des marchés financiers (Boug et al., 2023; Uemoa & Diop, 2014). Dans le cadre keynésien, l'augmentation des dépenses publiques stimule directement la demande globale, entraînant une hausse de la production et de l'emploi, en particulier lorsque les ressources productives sont sous-utilisées et que les prix présentent des rigidités à court terme (Keynes, 1936). A l'inverse, les réductions des dépenses publiques ou les hausses d'impôts ont tendance à freiner la consommation et l'investissement privés, ralentissant ainsi l'activité économique. L'ampleur de ces effets est généralement résumée par le multiplicateur budgétaire, dont la valeur dépend de caractéristiques structurelles telles que l'ouverture de l'économie, le degré d'assouplissement de la politique monétaire, les modalités de change et le niveau de capacités de production inutilisées (Corsetti et al., 2012; NAQVI, 2019). La politique budgétaire constitue donc un instrument de stabilisation central, capable d'atténuer les fluctuations conjoncturelles tout en soutenant le développement économique à long terme.

Cependant, la transmission de la politique budgétaire va au-delà du canal keynésien traditionnel de la demande. D'autres perspectives théoriques soulignent que les effets macroéconomiques des interventions budgétaires dépendent de manière déterminante de la façon dont les agents économiques ajustent leurs anticipations et allouent leurs ressources au fil du temps (Duguay & Rabeau, 2018). Le principe de l'équivalence ricardienne soutient que les dépenses publiques financées par le déficit peuvent avoir des effets limités sur la demande globale, car les ménages, tournés vers l'avenir, anticipent leurs futures obligations fiscales et augmentent leur épargne en conséquence (Barro, 1974). De même, les modèles néoclassiques suggèrent que des expansions budgétaires persistantes peuvent évincer l'investissement privé en raison de la hausse des taux d'intérêt et d'une concurrence accrue pour les ressources financières, affaiblissant ainsi leurs effets à long terme sur la production. Ces perspectives théoriques contradictoires impliquent que l'efficacité de la politique budgétaire ne peut être évaluée indépendamment des dispositions institutionnelles propres à chaque pays, des conditions de financement et des environnements macroéconomiques.

S'appuyant sur ces perspectives théoriques, une littérature empirique abondante s'est attachée à quantifier les effets macroéconomiques des chocs de politique budgétaire en recourant principalement à des modèles vectoriels autorégressifs structurels, à des approches narratives et, plus récemment, à des stratégies d'identification fondées sur des variables instrumentales et des projections locales (Alami et al., 2026). Malgré les progrès méthodologiques réalisés au cours des dernières années, les estimations des multiplicateurs budgétaires demeurent fortement hétérogènes selon les pays, les régimes macroéconomiques et les méthodes d'identification employées. Les synthèses récentes montrent notamment que la taille et la persistance des multiplicateurs varient sensiblement en fonction du degré d'ouverture de l'économie, du régime de change, des conditions conjoncturelles et de la qualité des institutions budgétaires (Geli & Moura, 2023; Murara et al., 2023).

Un premier courant de la littérature conclut que les chocs positifs de dépenses publiques exercent un effet expansionniste sur l'activité économique, particulièrement à court terme, confirmant l'intuition keynésienne selon laquelle l'augmentation des dépenses publiques stimule la demande agrégée. Des travaux récents montrent que ces effets sont généralement plus importants pendant les périodes de ralentissement économique, lorsque les capacités de production sont sous-utilisées ou que la politique monétaire est contrainte. Des résultats comparables sont également observés dans plusieurs économies émergentes, où les impulsions budgétaires soutiennent temporairement la production et l'emploi lorsque la demande privée demeure insuffisante (Bouakez et al., 2023; Rahaman & Leon-Gonzalez, 2021; Sobti, 2022). Cependant, cette relation expansionniste est loin d'être universelle. Un second courant de la littérature met en évidence des effets beaucoup plus faibles, transitoires, voire négatifs, des chocs de dépenses publiques. Ces études montrent que l'efficacité de la politique budgétaire dépend étroitement des conditions macroéconomiques et institutionnelles. Dans les économies émergentes et les pays à faible revenu, les contraintes de financement, la faible profondeur des marchés financiers, le niveau élevé de la dette publique, les risques souverains ainsi que les effets d'éviction sur l'investissement privé peuvent considérablement réduire les multiplicateurs budgétaires. Dans certains cas, une augmentation des dépenses publiques accroît les coûts d'emprunt, détériore les conditions de financement et génère des pressions inflationnistes, limitant ainsi les effets positifs sur la croissance économique (Dzhambova, 2024; Jiang & Id, 2023; Temesgen et al., 2023b).

Les travaux récents consacrés à l'Afrique subsaharienne confirment cette forte dépendance au contexte structurel. A partir d'un panel de pays d'Afrique subsaharienne, Nkalu & Agu (2023) montre que la capacité de la politique budgétaire à stabiliser l'activité économique varie considérablement selon les conditions macroéconomiques et les contraintes institutionnelles. De même, Kassouri (2021) met en évidence le caractère largement procyclique de la politique budgétaire

dans la région, ce qui réduit sa capacité à amortir les fluctuations économiques. Ces résultats suggèrent que les multiplicateurs budgétaires observés dans les économies avancées ne peuvent être transposés automatiquement aux pays africains à faible revenu.

L'évidence disponible pour l'Afrique de l'Est illustre également cette hétérogénéité. En utilisant un modèle VAR appliqué au Kenya, Tiony, (2023) trouvent que les chocs budgétaires exercent un effet positif mais relativement modeste sur la demande agrégée et la croissance économique, tandis que la persistance de ces effets demeure limitée. Plus récemment, Jemutai et al. (2024) montre que les instruments budgétaires affectent l'inflation de manière asymétrique, indiquant que les réactions des prix dépendent non seulement de la direction du choc budgétaire mais aussi du contexte macroéconomique. Ces études mettent en évidence l'importance de distinguer les différentes composantes de la politique budgétaire et d'examiner leurs effets dynamiques plutôt que de considérer la politique budgétaire comme un instrument homogène.

Par rapport aux chocs de dépenses publiques, les effets macroéconomiques des chocs de recettes fiscales ont fait l'objet d'une attention empirique relativement moindre, malgré leur importance croissante pour la viabilité budgétaire et la stabilisation macroéconomique, en particulier dans les économies en développement. Dans une perspective keynésienne classique, une hausse de la fiscalité réduit le revenu disponible des ménages et la rentabilité des entreprises, ce qui entraîne une baisse de la consommation privée, de l'investissement et de la demande globale. Selon cette approche, les chocs positifs de recettes fiscales devraient donc exercer des effets contractifs à court terme. Toutefois, un courant alternatif de la littérature soutient qu'une amélioration de la mobilisation des recettes intérieures peut renforcer les performances macroéconomiques lorsque les ressources supplémentaires sont utilisées pour financer des investissements publics productifs, réduire

les déficits budgétaires ou améliorer la crédibilité des politiques publiques (Minea & Parent, 2012).

Les recherches récentes menées dans les économies africaines accordent une importance croissante à cette dimension de mobilisation des recettes. Des études empiriques récentes montrent que l'amélioration de la mobilisation des recettes fiscales intérieures peut renforcer la stabilité macroéconomique lorsque des ressources budgétaires supplémentaires sont allouées à des investissements publics productifs, réduire les déséquilibres budgétaires et améliorer la crédibilité des politiques publiques (Ackom, 2025; IMF, 2024). A l'inverse, lorsque des recettes fiscales plus élevées financent des dépenses courantes ou s'accompagnent d'une mauvaise gestion des dépenses publiques, leurs effets sur l'activité économique restent limités, voire néfastes (Okezie & Ihendinihu, 2024). A partir de données de panel provenant d'économies en développement, des études récentes concluent de manière constante que les conséquences macroéconomiques des chocs de recettes fiscales dépendent non seulement des variations du recouvrement de l'impôt, mais aussi de la qualité des institutions budgétaires, de l'efficience des dépenses, de la dynamique de la dette publique et de l'interaction entre les politiques budgétaire et monétaire (Fitriyah & Nuraini, 2025; Samaria, 2026). Par conséquent, des chocs de recettes fiscales identiques peuvent engendrer des réactions sensiblement différentes en matière de production, d'inflation et de taux d'intérêt selon les pays, caractérisés par des conditions structurelles et institutionnelles distinctes.

Dans l'ensemble, les études théoriques et empiriques convergent vers l'idée que les effets macroéconomiques des chocs budgétaires sont profondément dépendants du contexte. Si les chocs de dépenses publiques sont généralement susceptibles de stimuler la demande agrégée à court terme, leur efficacité varie selon les contraintes de financement, la qualité institutionnelle et la réaction de la politique monétaire. De même, les chocs de recettes fiscales peuvent produire

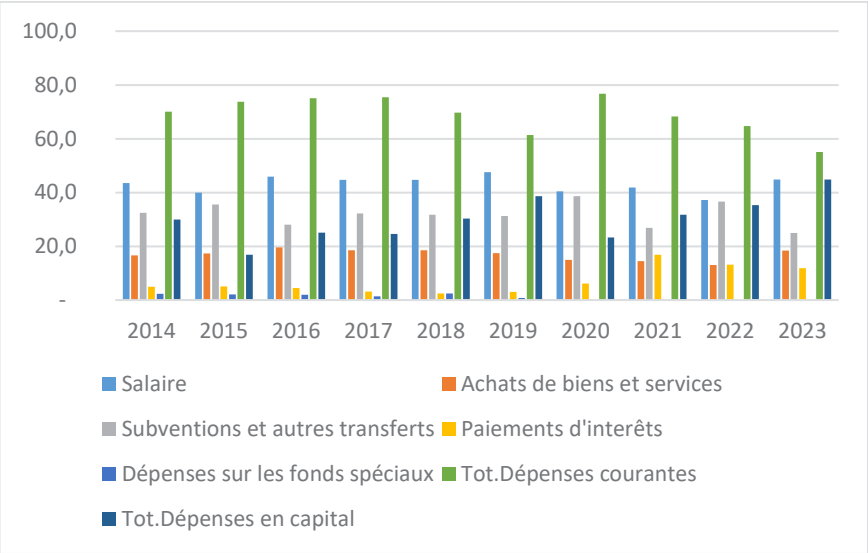
des effets contractifs ou expansionnistes selon la manière dont les ressources publiques sont mobilisées et utilisées.

Cette revue fait toutefois ressortir trois limites majeures. D'abord, peu de travaux proposent une évaluation comparative des chocs de dépenses et de recettes au sein d'un même cadre structurel, la plupart des études privilégiant l'un ou l'autre instrument de façon isolée. Enfin, les données empiriques structurelles sur la transmission de la politique budgétaire au Burundi demeurent particulièrement limitées, alors que le pays a connu au cours de la dernière décennie des pressions budgétaires et inflationnistes significatives. Ces limites soulignent la nécessité d'une analyse spécifique au contexte burundais, capable d'identifier les mécanismes dynamiques par lesquels les deux instruments budgétaires influencent la production, l'inflation et les taux d'intérêt.

3.Evolution des indicateurs budgétaires et tendances macroéconomiques

Avant de procéder à l'analyse économétrique, il est utile d'examiner l'évolution des agrégats budgétaires du Burundi sur la période considérée, car ceux-ci fournissent des éléments de contexte importants pour comprendre la transmission des chocs de politique budgétaire. Bien qu'une analyse descriptive ne permette pas d'établir des relations de causalité, elle offre des indications préliminaires sur l'évolution de la composition des dépenses publiques et sur l'environnement budgétaire dans lequel s'inscrivent les ajustements macroéconomiques.

Graphique 1 : Répartition des dépenses publiques

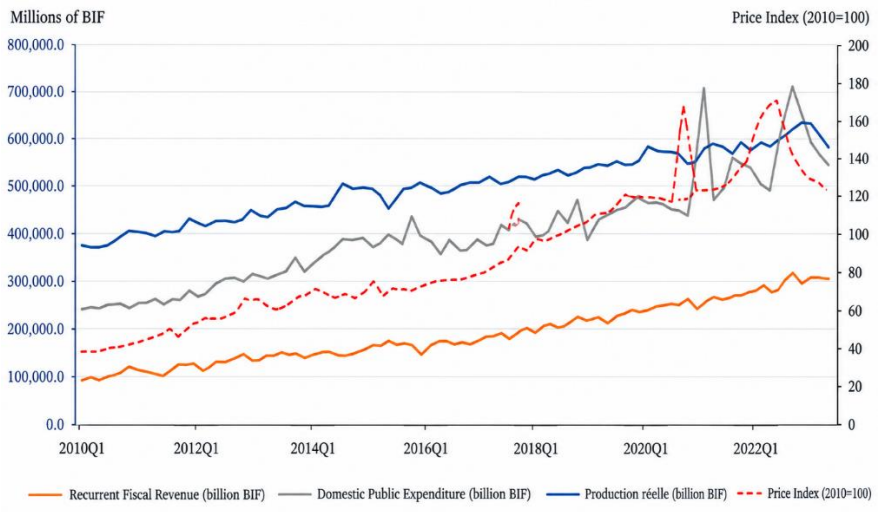


Source : Données de la BRB,2023

La figure 1 montre que la structure budgétaire du Burundi a été caractérisée, tout au long de la période 2014-2023, par une prédominance persistante des dépenses courantes, tandis que les dépenses d'investissement sont restées relativement limitées. Les dépenses courantes, largement tirées par les salaires du secteur public, les transferts sociaux et les obligations liées au service de la dette, ont augmenté régulièrement au cours de la décennie, reflétant les besoins croissants de financement récurrent de l'Etat. En revanche, les dépenses d'investissement n'ont représenté qu'une part modeste des dépenses publiques totales, ce qui suggère une marge de manœuvre budgétaire limitée pour financer des infrastructures productives et d'autres projets favorisant la croissance. Parallèlement, l'augmentation progressive des paiements d'intérêts témoigne d'un alourdissement des obligations liées au service de la dette, ce qui a pu restreindre davantage la capacité de l'Etat à réaffecter des ressources vers la formation de capital. Cette composition des dépenses suggère que les effets macroéconomiques des dépenses publiques au Burundi peuvent

dépendre non seulement de l'ampleur des relances budgétaires, mais aussi de la répartition des ressources publiques entre dépenses courantes et dépenses productives.

Graphique 2 :Evolution des recettes fiscales, des dépenses publique, de la production réelle, et de l'indice des prix.



Source : Données de la BRB,2023

La figure 2 illustre l'évolution conjointe des dépenses publiques, des recettes fiscales, de la production réelle et des prix à la consommation sur la période 2014-2023. Plusieurs tendances notables se dégagent. Premièrement, les hausses des dépenses publiques ne s'accompagnent pas systématiquement d'une augmentation immédiate des recettes fiscales ou de la production réelle, ce qui suggère que les effets des mesures d'expansion budgétaire se répercutent avec un certain décalage. Ce décalage temporel corrobore l'idée selon laquelle la politique budgétaire opère par le biais de mécanismes d'ajustement dynamiques plutôt qu'en générant des réactions macroéconomiques instantanées. Deuxièmement, les recettes fiscales et la production réelle présentent une corrélation globalement positive à long terme, ce qui indique que l'amélioration de l'activité économique tend à renforcer la

mobilisation des recettes intérieures grâce à l'élargissement de l'assiette fiscale. Troisièmement, l'inflation s'est nettement accélérée après 2020, coïncidant avec une période d'expansion budgétaire plus forte et de pressions macroéconomiques accrues. Si cette synchronisation peut suggérer que la politique budgétaire expansionniste a contribué à la montée des pressions inflationnistes, elle peut également refléter l'influence de facteurs concomitants, notamment des perturbations du côté de l'offre, l'évolution des taux de change et les chocs mondiaux sur les prix des matières premières.

Par conséquent, ces tendances descriptives ne doivent pas être interprétées comme la preuve de relations de causalité. Elles mettent plutôt en évidence l'existence d'interactions dynamiques potentiellement complexes entre les variables budgétaires et macroéconomiques, fournissant ainsi une justification supplémentaire à l'analyse VAR structurelle développée dans les sections suivantes.

4. Méthodologie et données

4.1. Méthodologie empirique

Afin d'étudier la transmission dynamique des chocs de politique budgétaire au Burundi, la présente étude utilise un modèle vectoriel autorégressif structurel (SVAR). Le cadre SVAR est particulièrement adapté car la politique budgétaire influe sur les variables macroéconomiques par le biais de mécanismes de transmission complexes et interdépendants qui se déploient dans le temps. Les chocs sur les dépenses publiques peuvent influencer la production, l'inflation et les taux d'intérêt à des rythmes d'ajustement différents, tandis que les recettes budgétaires réagissent à la fois aux mesures discrétionnaires et aux variations de l'activité économique. Ces interdépendances dynamiques ne peuvent être correctement appréhendées par des modèles statiques ou des approches à équation unique, ce qui rend le cadre SVAR particulièrement adapté à l'identification des effets macroéconomiques des chocs de politique budgétaire.

Contrairement au modèle VAR de forme réduite, qui rend compte des corrélations statistiques entre les variables, le SVAR identifie explicitement les chocs structurels économiquement significatifs en imposant des restrictions contemporaines fondées sur des considérations théoriques. Cette stratégie d'identification permet de distinguer les innovations budgétaires exogènes des réactions endogènes de l'économie, offrant ainsi une évaluation plus crédible des mécanismes de transmission budgétaires. Une fois les chocs structurels identifiés, le modèle permet d'examiner leurs effets dynamiques à l'aide de fonctions de réponse impulsionnelle (FRI), tandis que la décomposition de la variance des erreurs de prévision (VEP) quantifie l'importance relative de chaque choc structurel dans l'explication des fluctuations macroéconomiques sur différents horizons de prévision.

D'après Sims (1980) et Blanchard et Perotti (2002), le modèle VAR sous forme réduite peut s'exprimer comme suit :

$$X_t = c + \mathrm{D(L)}X_{t-1} + u_t \quad (1)$$

Où X_t désigne le vecteur des variables endogènes, c est un vecteur d'ordonnées à l'origine, $\mathrm{D(L)}$est un polynôme de décalage, et u_t représente le vecteur des résidus de la forme réduite, qui sont généralement corrélés de manière contemporaine.

La représentation structurelle correspondante est la suivante :

$$BX_t = \mathrm{c} + \mathrm{A(L)}X_{t-1} + \epsilon_t \quad (2)$$

où B est une matrice n×n décrivant les interactions simultanées entre les variables endogènes, $\mathrm{A(L)}$ contient les coefficients de décalage structurel, et ϵ_t est le vecteur des chocs structurels mutuellement orthogonaux. Les éléments de la matrice B n'étant pas directement observables, des restrictions d'identification fondées sur des considérations économiques sont nécessaires pour récupérer les innovations structurelles à partir des résidus de la forme réduite. En

multipliant l'équation (2) par B^{-1}, on obtient la représentation en forme réduite utilisée pour l'estimation :

$$X_t = c + D(L)X_{t-1} + u_t \quad (3)$$

Où $D(L) = B^{-1}A(L)$, et $u_t = B^{-1} \in_t$

Les contraintes d'identification imposées à la matrice B sont examinées dans la sous-section 4.3 et reposent sur l'hypothèse d'interactions contemporaines entre les variables de politique budgétaire et les indicateurs macroéconomiques.

4.2. Données et variables

L'analyse empirique s'appuie sur des données trimestrielles couvrant la période allant du premier trimestre 2010 au quatrième trimestre 2022. La période d'échantillonnage est déterminée par la disponibilité de statistiques budgétaires et macroéconomiques cohérentes publiées par la Banque de la République du Burundi (BRB). Les observations trimestrielles sont privilégiées car elles permettent d'identifier les mécanismes de transmission budgétaire à court terme tout en fournissant un nombre suffisant d'observations pour l'estimation du modèle SVAR.

Cinq variables endogènes sont incluses dans le modèle : les dépenses publiques (DP), les recettes fiscales (RF), l'indice des prix à la consommation (IPC), le taux d'intérêt réel (TIR) et le produit intérieur brut réel (PIBR). Les dépenses publiques constituent le principal instrument discrétionnaire de la politique budgétaire par lequel les pouvoirs publics influencent la demande globale. Les recettes fiscales reflètent la capacité de mobilisation des ressources intérieures de l'Etat et traduisent les changements de politique budgétaire ainsi que les fluctuations de l'activité économique. L'indice des prix à la consommation mesure les pressions inflationnistes, tandis que le taux d'intérêt réel reflète les conditions monétaires et le coût du capital. Le produit intérieur brut réel sert d'indicateur principal de l'activité économique globale.

Afin d'améliorer la comparabilité des variables et de faciliter l'interprétation des réponses estimées, toutes les variables, à l'exception du taux d'intérêt réel, sont transformées en logarithmes naturels avant l'estimation. La transformation logarithmique réduit également les différences d'échelle entre les variables et permet d'interpréter approximativement les réponses impulsionnelles en termes de pourcentage.

4.3. Identification des chocs budgétaires structurels

L'un des principaux défis de l'analyse VAR structurelle réside dans l'extraction, à partir des résidus de forme réduite, de chocs structurels interprétables sur le plan économique. Etant donné que les résidus obtenus à partir du modèle VAR de forme réduite combinent généralement plusieurs innovations simultanées, ils ne peuvent pas être interprétés directement comme des chocs exogènes de politique budgétaire (Castro & de Cos, 2008). Par conséquent, des contraintes d'identification doivent être imposées afin de séparer les innovations budgétaires structurelles des réponses macroéconomiques endogènes.

La présente étude adopte une stratégie d'identification récursive fondée sur la décomposition de Cholesky de la matrice de variance-covariance des résidus de forme réduite. L'approche récursive est devenue l'un des schémas d'identification les plus largement utilisés dans la littérature sur les modèles VAR budgétaires, car elle offre un cadre transparent et économiquement interprétable permettant de distinguer les interactions contemporaines entre les variables (Blanchard & Perotti, 2002; Sims, 1980).

L'ordre des variables reflète les caractéristiques institutionnelles de l'élaboration de la politique budgétaire au Burundi, ainsi que les hypothèses standard adoptées dans la littérature empirique sur la politique budgétaire. Les dépenses publiques occupent la première place, car les crédits budgétaires sont déterminés dans le cadre du processus budgétaire annuel et sont donc peu susceptibles de réagir simultanément à des évolutions macroéconomiques imprévues au

cours d'un trimestre. Les recettes fiscales occupent la deuxième place, ce qui reflète le fait que le recouvrement des impôts peut réagir immédiatement aux décisions de dépenses publiques par le biais de la mise en œuvre budgétaire, mais ne s'ajuste généralement que progressivement aux conditions macroéconomiques plus larges. L'inflation occupe la troisième place, car les prix à la consommation peuvent réagir simultanément aux mesures d'expansion budgétaire par le biais de la demande globale et des pressions sur les coûts. Le taux d'intérêt réel occupe la quatrième position, car les autorités monétaires peuvent ajuster rapidement leurs instruments de politique monétaire en réponse aux variations de l'inflation et des conditions budgétaires. Enfin, la production réelle est classée en dernier, ce qui permet à l'activité économique de réagir simultanément à toutes les perturbations budgétaires et monétaires survenant au cours d'un même trimestre.

L'ordre récursif qui en résulte est donc le suivant :

$$\mathrm{DP} \rightarrow \mathrm{RF} \rightarrow \mathrm{CPI} \rightarrow \mathrm{RIR} \rightarrow \mathrm{RGDP}$$

Sous ces hypothèses d'identification, la matrice des coefficients contemporains revêt une structure triangulaire inférieure, ce qui implique que chaque variable n'est influencée, de manière contemporaine, que par les variables qui la précèdent dans l'ordre récursif. Ces restrictions structurelles établissent ainsi la relation entre les perturbations de forme réduite $\in_t$ et perturbations structurelles u_t. Les variables sont spécifiées sous forme d'un système d'équations :

$$@\in_t^{dp} = c(1) * @u_t^{dp}$$

$$@\in_t^{rf} = c(2) * @\in_t^{dp} + c(3) * @u_t^{rf}$$

$$@\in_t^{ipc} = c(4) * @\in_t^{dp} + c(5) * @\in_t^{rf} + c(6) * @u_t^{ipc}$$

$$@\in_t^{tir} = c(7) * @\in_t^{dp} + c(8) * @\in_t^{rf} + c(9) * @\in_t^{ipc} + c(10) * @u_t^{tir}$$

$$@\in_t^{pib} = c(11) * @\in_t^{dp} + c(12) * @\in_t^{rf} + c(13) * @\in_t^{ipc} + c(14) * @\in_t^{tir} + c(15) * @u_t^{pib}$$

Sous forme matricielle, l'on aura la relation suivante :

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -\alpha_{DP}^{RF} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ -\alpha_{DP}^{IPC} & -\alpha_{RF}^{IPC} & 1 & 0 & 0 \\ -\alpha_{DP}^{TIR} & -\alpha_{RF}^{TIR} & -\alpha_{IPC}^{TIR} & 1 & 0 \\ -\alpha_{DP}^{PIBR} & -\alpha_{RF}^{PIBR} & -\alpha_{IPC}^{PIBR} & -\alpha_{TIR}^{PIBR} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^{DP} \\ u_t^{RF} \\ u_t^{IPC} \\ u_t^{TIR} \\ u_t^{PIBR} \end{bmatrix}$$

$$= \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \in_t^{DP} \\ \in_t^{RF} \\ \in_t^{IPC} \\ \in_t^{TIR} \\ \in_t^{PIBR} \end{bmatrix}$$

Les α_{ij} indiquent comment la variable i répond simultanément à un choc de la variable j. Avec ces restrictions sur les paramètres des matrices A_0 et B, le modèle est juste identifié.

5. Résultats empiriques

5.1. Validation économétrique du modèle

Il est indispensable de vérifier que le modèle économétrique satisfait les principales conditions requises pour une analyse dynamique fiable. La validité des fonctions de réponse impulsionnelle et de la décomposition de la variance dépend en effet de la bonne spécification du modèle VAR sous-jacent. A cette fin, plusieurs diagnostics préliminaires sont réalisés afin de déterminer le nombre optimal de retards, d'examiner les propriétés de stationnarité des séries et de vérifier la stabilité du système. La validation de ces conditions permet de garantir la robustesse des estimations du modèle SVAR et d'assurer une interprétation économiquement pertinente des résultats empiriques.

5.1.1. Choix du nombre optimal de retards

Les critères d'information dans le Tableau 1 ne conduisent pas à une sélection parfaitement uniforme. Alors que les critères SC et HQ privilégient un modèle à un retard, le test LR, le critère FPE et le critère AIC retiennent un modèle à trois retards. Compte tenu de cette convergence majoritaire et de l'amélioration significative de l'ajustement du modèle mise en évidence par le test LR, le modèle VAR(3) est retenu pour l'estimation du SVAR. Ce choix permet de représenter de manière plus complète les interactions dynamiques entre les variables macroéconomiques tout en conservant un niveau de parcimonie compatible avec la taille de l'échantillon.

Table 1: Sélection du nombre optimal de retards du modèle VAR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-26.442	NA	2.36e-06	1.233	1.422	1.305
1	164.595	337.126	3.53e-09	-5.278	-4.141*	-4.844*
2	193.531	45.390	3.11e-09	-5.432	-3.349	-4.636
3	223.275	40.824*	2.79e-09*	-5.618*	-2.588	-4.460
4	248.021	29.113	3.27e-09	-5.608	-1.631	-4.088

Note :* indique l'ordre de décalage sélectionné par le critère

LR : statistique de test LR séquentielle modifiée (chaque test au niveau de signification de 5 %)

FPE : erreur de prédiction finale

AIC : critère d'information d'Akaike

SC : critère d'information de Schwarz

HQ : critère d'information de Hannan-Quinn

5.1.2. Analyse de stationnarité

Les propriétés stochastiques des variables ont été examinées à l'aide des tests de racine unitaire de Dickey-Fuller augmenté (ADF) et de Phillips-Perron (PP). L'application conjointe de ces deux tests renforce la robustesse de l'évaluation de la stationnarité, car ils reposent sur des traitements différents de la corrélation sérielle et de l'hétéroscédasticité. Déterminer l'ordre d'intégration des variables constitue une étape préliminaire essentielle pour évaluer les propriétés des séries chronologiques des données et garantir la validité de l'analyse dynamique qui suivra.

Table2 : Résultats des tests de stationnarité des variables

Variables	Dickey-Fuller Augmenté		Phillips-Perron		Ordre d'intégration
	Niveau	1ere différence	Niveau	1ere différence	
Dépense publique	-6.793***	-8.601	-6.779***	-23.766	I(0)
Recette Fiscales	-4.893**	-8.196*	-4.893***	-21.424	I(0)
Prix	-1.325	-4.756**	-1.084	-4.774***	I(1)
Taux d'intérêt	-2.215	-3.280*	-1.987	-8.608***	I(1)
PIB	-1.642	-3.595***	-11.917	-24.717***	I(1)

Note : Les valeurs critiques et les niveaux de significativité sont reportés selon les tests de Dickey-Fuller augmenté (ADF) et de Phillips-Perron (PP). ; **p<0.05;

Source : Calcul de l'auteur.

Le tableau 1 présente les résultats des tests de racine unitaire ADF et PP. Les dépenses publiques et les recettes fiscales s'avèrent stationnaires en niveaux, tandis que l'indice des prix à la consommation, le taux d'intérêt réel et le PIB réel deviennent stationnaires après une première différenciation. Dans l'ensemble, l'échantillon contient donc un mélange de variables I(0) et I(1).

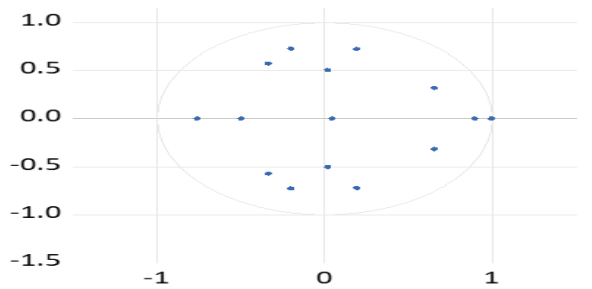
Cette combinaison d'ordres d'intégration n'empêche pas l'estimation d'un VAR structurel au niveau. Comme l'ont souligné Sims (1980),

Sims, Stock et Watson (1990) et Lütkepohl (2005), les modèles VAR conçus pour analyser les interactions dynamiques et les réponses impulsionnelles sont généralement estimés au niveau, à condition que le système satisfasse aux conditions de stabilité requises. L'estimation du modèle en niveaux préserve l'information à long terme contenue dans les données tout en permettant l'identification des chocs budgétaires structurels et de leur transmission entre les variables macroéconomiques. La stabilité du système estimé est donc examinée dans la sous-section suivante avant de passer à l'analyse des réponses impulsionnelles.

5.1.3. Test de stabilité du modèle VAR

La Figure 3 montre que l'ensemble des racines inverses est strictement localisé à l'intérieur du cercle unité. Aucun module n'atteint ou ne dépasse l'unité, ce qui confirme que le système satisfait la condition de stabilité. Le modèle VAR estimé est donc stable et les analyses dynamiques fondées sur les fonctions de réponse impulsionnelle et la décomposition de la variance peuvent être interprétées de manière fiable.

Figure 3 : Racines inverses du polynôme caractéristique du modèle VAR



Source : Estimation par l'auteur

5.2 Relations structurelles contemporaines

Le tableau 3 présente les coefficients contemporains estimés obtenus à partir du schéma d'identification SVAR récursif. Ces coefficients caractérisent les interactions contemporaines imposées par la stratégie d'identification et doivent donc être interprétés comme des relations structurelles plutôt que comme des multiplicateurs budgétaires dynamiques. Ces derniers sont analysés à l'aide de fonctions de réponse impulsionnelle dans la section suivante.

Tableau 3. Coefficients contemporains estimés du modèle SVAR.

Effet simultané entre les variables	**Coefficient**	**Prob.**
Recettes fiscales sur les dépenses publiques (α_{DP}^{RF})	-0.167	0.029***
Dépenses publiques sur les prix (α_{DP}^{IPC})	0.024	0.268
Recettes fiscales sur le prix (α_{RF}^{IPC})	-2.457	0.492
Dépenses publiques sur les taux d'intérêt réels (α_{DP}^{TIR})	-0.037	0.402
Recettes fiscales sur les taux d'intérêt réels (α_{RF}^{TIR})	0.004	0.905
Variation des prix sur les taux d'intérêt réels (α_{IPC}^{TIR})	22.316	0.000***
Dépenses publiques sur la production (α_{DP}^{PIB})	-0.343	0.000***
Recettes fiscales sur la production (α_{RF}^{PIB})	1.259	0.000***
Variation des prix sur la production (α_{IPC}^{PIB})	0.020	0.954
Taux d'intérêt réels sur la production(α_{TIR}^{PIB})	-0.0007	0.644

Note : ***Indiquent Significativité p<0.05

Source : Calcul de l'auteur

Dans l'ensemble, seul un nombre limité de coefficients contemporains est statistiquement significatif, ce qui suggère que la plupart des ajustements macroéconomiques se produisent progressivement plutôt qu'instantanément. Les dépenses publiques présentent une relation contemporaine significative avec la production réelle, tandis que

l'inflation influe de manière significative sur le taux d'intérêt réel, reflétant la réaction rapide des conditions monétaires à l'évolution des prix. Les recettes fiscales présentent également une association contemporaine significative avec la production, soulignant l'interaction étroite entre la mobilisation des recettes intérieures et l'activité économique.

Certains coefficients estimés s'écartent des prévisions théoriques conventionnelles. En particulier, la relation contemporaine négative entre les dépenses publiques et la production réelle pourrait refléter la composition des dépenses publiques au Burundi, où les dépenses courantes représentent la plus grande part des dépenses publiques et où l'investissement public productif reste relativement limité. De même, le coefficient exceptionnellement élevé associé aux recettes fiscales et à la production doit être interprété avec prudence, car les coefficients structurels contemporains reflètent principalement les contraintes d'identification inhérentes au SVAR récursif plutôt que les élasticités économiques à long terme.

Pour cette raison, la matrice des coefficients contemporains ne doit pas être interprétée comme une preuve des effets macroéconomiques globaux de la politique budgétaire. L'analyse de la réponse impulsionnelle, qui retrace la propagation dynamique des chocs budgétaires structurels au fil du temps, fournit une évaluation plus éclairante.

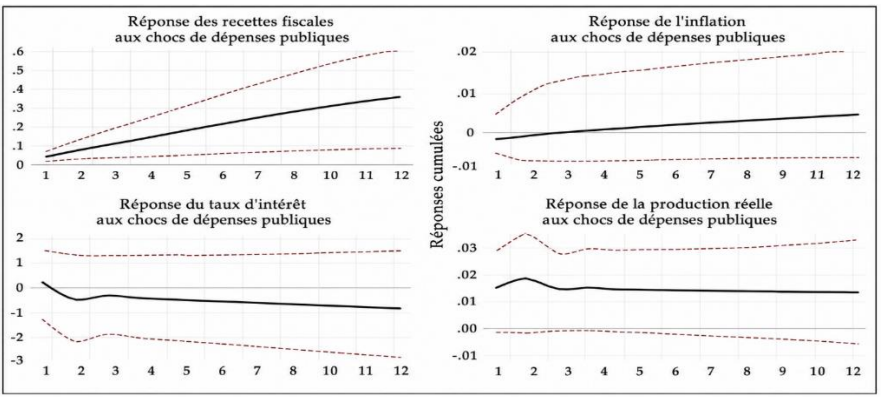
5.2. Effets dynamiques des chocs budgétaires structurels

Cette section analyse les effets dynamiques des chocs budgétaires structurels sur les principales variables macroéconomiques. A cette fin, les fonctions de réponse impulsionnelle sont utilisées afin d'examiner la trajectoire temporelle de la production réelle, de l'inflation, des taux d'intérêt réels, des dépenses publiques et des recettes fiscales à la suite de chocs structurels identifiés dans le modèle SVAR.

5.2.1 Effets dynamiques des chocs liés aux dépenses publiques

La figure 4 présente les fonctions de réponse impulsionnelle décrivant les effets dynamiques d'un choc inattendu lié aux dépenses publiques sur les principales variables macroéconomiques sur un horizon de douze trimestres. Les réponses estimées fournissent des informations précieuses sur le mécanisme de transmission de la politique budgétaire au Burundi et révèlent que les effets de l'expansion budgétaire sont hétérogènes selon les indicateurs macroéconomiques, tant en termes d'ampleur que de persistance.

Figure 4 : Fonctions de réponse impulsionnelle aux chocs de dépenses publiques



Source : Estimation par l'auteur.

A la suite d'un choc positif des dépenses publiques, les recettes fiscales augmentent progressivement et restent positives pendant la majeure partie de l'horizon de prévision. Cette tendance suggère que l'expansion budgétaire contribue à élargir l'assiette fiscale nationale en stimulant l'activité économique et les transactions imposables. Une telle réponse est conforme au mécanisme de transmission budgétaire classique décrit par Blanchard et Perotti (2002), selon lequel une hausse des dépenses publiques génère une activité économique supplémentaire qui renforce par la suite la mobilisation des recettes publiques. Dans le contexte burundais, toutefois, l'ajustement

progressif des recettes fiscales reflète également les retards administratifs et institutionnels généralement associés au recouvrement de l'impôt.

L'inflation réagit positivement, mais seulement modérément, au choc de dépenses. La réaction relativement faible des prix indique que l'expansion budgétaire ne génère pas immédiatement de pressions inflationnistes substantielles, malgré une demande globale plus élevée. Ce constat peut s'expliquer par la répercussion limitée des impulsions budgétaires sur les prix intérieurs, par l'ampleur relativement modeste des interventions budgétaires, ou par l'existence d'ajustements du côté de l'offre capables d'absorber une partie de la demande supplémentaire. Des résultats similaires ont été rapportés par Auerbach et Gorodnichenko (2013), qui montrent que les conséquences inflationnistes de l'expansion budgétaire dépendent de manière déterminante des conditions économiques en vigueur et de la capacité de production.

Le taux d'intérêt réel affiche une réaction négative pendant la majeure partie de l'horizon de prévision. Ce comportement suggère que l'expansion budgétaire ne s'est pas accompagnée d'un resserrement immédiat des conditions monétaires. Une explication possible est que la politique monétaire est restée relativement accommodante pendant les périodes d'expansion budgétaire, empêchant ainsi les coûts d'emprunt d'augmenter malgré la hausse des dépenses publiques. Par ailleurs, ce résultat peut refléter le développement limité des marchés financiers nationaux, sur lesquels les emprunts publics n'exercent qu'une influence modeste sur les taux d'intérêt réels.

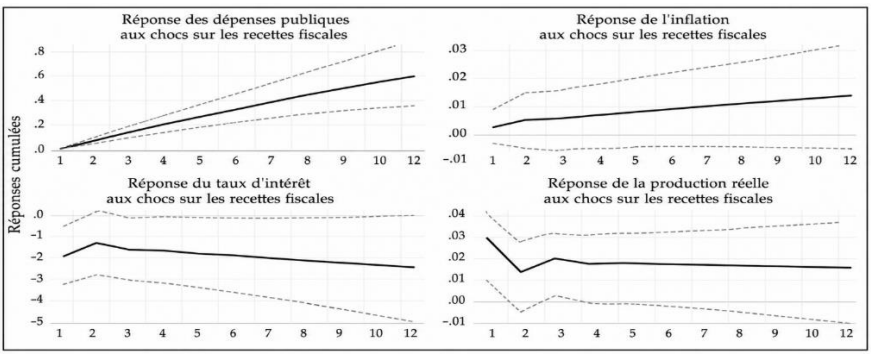
La production réelle réagit positivement au cours des premiers trimestres suivant le choc budgétaire, avant de converger progressivement vers son équilibre à long terme. Cette réaction confirme que les dépenses publiques exercent un effet expansionniste à court terme sur l'activité économique, conformément à la théorie keynésienne des finances publiques. Cependant, la dissipation relativement rapide de cette réaction suggère que les multiplicateurs

budgétaires restent limités sur des horizons plus longs. Ce résultat est probablement lié à la prédominance des dépenses courantes, aux niveaux relativement faibles d'investissements publics productifs et aux contraintes structurelles qui réduisent la persistance de la relance budgétaire. Par conséquent, si les dépenses publiques semblent capables de soutenir la stabilisation macroéconomique à court terme, leurs effets sur la croissance à long terme restent limités par la composition et l'efficacité des dépenses publiques.

5.2.2 Effets dynamiques des chocs sur les recettes fiscales

La figure 5 présente les fonctions de réponse impulsionnelle associées à un choc positif inattendu sur les recettes fiscales sur un horizon de douze trimestres. Les réponses estimées indiquent que l'amélioration de la mobilisation des recettes intérieures génère des effets hétérogènes sur les variables macroéconomiques, reflétant les multiples canaux par lesquels l'assainissement budgétaire influence l'activité économique au Burundi.

Figure 3. Fonctions de réponse impulsionnelle aux chocs de recettes fiscales



Les dépenses publiques réagissent de manière positive et persistante à la suite d'un choc sur les recettes fiscales, cette réponse restant statistiquement significative pendant la majeure partie de l'horizon de prévision. Ce constat suggère qu'une mobilisation plus forte des recettes intérieures élargit la marge de manœuvre budgétaire de l'Etat,

permettant d'augmenter les dépenses publiques sans augmentation immédiate des besoins d'emprunt. Dans le contexte burundais, où la politique budgétaire est contrainte par des ressources intérieures limitées et des conditions de financement extérieur restreintes, l'amélioration du recouvrement fiscal semble renforcer la capacité de l'Etat à soutenir les dépenses publiques. Ce résultat est conforme à la littérature sur la viabilité budgétaire, qui soutient qu'une mobilisation accrue des recettes renforce la capacité des gouvernements à financer l'investissement public et à maintenir la stabilité macroéconomique.

L'inflation ne présente qu'une faible réaction positive aux chocs sur les recettes fiscales. Bien que cette réaction reste positive sur l'horizon de prévision, son ampleur est limitée et les intervalles de confiance indiquent que l'effet est statistiquement faible pendant la majeure partie de la période d'ajustement. Ce résultat suggère que l'amélioration des recettes fiscales ne génère pas de pressions inflationnistes substantielles. Au contraire, de meilleures performances en matière de recettes pourraient permettre de financer l'expansion budgétaire par des ressources nationales plutôt que par des mécanismes de financement inflationnistes, ce qui permettrait de contenir les pressions sur les prix malgré l'augmentation des dépenses publiques.

Le taux d'intérêt réel diminue de manière persistante à la suite d'un choc positif sur les recettes fiscales. Cette réaction est économiquement plausible, car des recettes budgétaires plus importantes réduisent les pressions de financement et renforcent la crédibilité budgétaire, ce qui diminue le risque souverain et assouplit les conditions d'emprunt. Une meilleure mobilisation des recettes nationales peut également réduire le recours à l'émission de dette nationale, contribuant ainsi à la baisse des taux d'intérêt réels. Des mécanismes similaires ont été mis en évidence par Minea et Parent (2012), qui soutiennent que des positions budgétaires saines contribuent à des conditions de financement plus favorables, tandis que Baldacci et Mulas-Granados (2014) montrent qu'un assainissement budgétaire crédible peut réduire les pressions sur les marchés financiers. Plus récemment, Chen (2023) souligne qu'une

discipline budgétaire renforcée améliore l'efficacité de la stabilisation macroéconomique en renforçant la crédibilité budgétaire et en réduisant les coûts de financement.

La production réelle réagit positivement au cours des premiers trimestres suivant le choc sur les recettes fiscales, avant de se stabiliser progressivement autour d'un nouvel équilibre. Bien que la réaction estimée reste relativement modeste, elle suggère que l'amélioration de la mobilisation des recettes nationales peut soutenir l'activité économique lorsque des ressources budgétaires supplémentaires sont allouées efficacement à des dépenses publiques productives et à des services publics essentiels. Au Burundi, toutefois, la persistance limitée de la réaction de la production met également en évidence des contraintes structurelles , notamment la prédominance des dépenses courantes, des multiplicateurs budgétaires limités et des inefficacités institutionnelles , qui réduisent les effets à long terme de l'assainissement budgétaire sur la croissance.

5.4. Décomposition de la variance des erreurs de prévision

La décomposition de la variance des erreurs de prévision complète l'analyse des réponses impulsionnelles en quantifiant la contribution relative des différents chocs structurels aux fluctuations des principales variables macroéconomiques. Alors que les fonctions de réponse impulsionnelle retracent la dynamique temporelle des effets d'un choc spécifique, la décomposition de la variance permet d'identifier les sources dominantes des fluctuations macroéconomiques à moyen et long terme. Les résultats présentés dans le Tableau 3 mettent ainsi en évidence l'importance relative des chocs de dépenses publiques et de recettes fiscales dans l'explication des variations de la production réelle, de l'inflation et du taux d'intérêt réel.

Tableau 4: Décomposition de la variance des erreurs de prévision des variables macroéconomiques (en %, horizon de 12 trimestres)

Variable expliquée	Horizon	Choc de dépenses publiques	Choc de recettes fiscales	Choc d'inflation	Choc du taux d'intérêt réel	Choc de la production réelle
Production réelle (PIB)	1	6,77	23,63	0,24	0,28	69,08
	4	5,79	28,49	0,37	0,32	65,03
	8	5,80	28,50	0,37	0,32	65,01
	12	5,80	28,50	0,37	0,32	65,01
Indice des prix à la consommation (IPC)	1	2,60	0,03	97,37	0,00	0,00
	4	2,36	1,10	93,78	2,64	0,12
	8	2,51	1,61	93,07	2,65	0,16
	12	2,62	2,04	92,49	2,66	0,20
Taux d'intérêt réel (TIR)	1	0,31	13,05	32,55	54,10	0,00
	4	1,60	14,06	31,18	53,11	0,05
	8	1,64	14,19	31,11	52,99	0,07
	12	1,68	14,30	31,05	52,90	0,08

Source : Estimations de l'auteur

Les résultats montrent que les innovations propres de la production réelle demeurent la principale source de ses fluctuations, puisqu'elles expliquent encore 65,0 % de la variance des erreurs de prévision après douze trimestres. Toutefois, parmi les variables budgétaires, les chocs de recettes fiscales apparaissent comme le déterminant le plus important, contribuant à 28,5 % des fluctuations de la production, contre seulement 5,8 % pour les chocs de dépenses publiques. Les contributions des chocs d'inflation et de taux d'intérêt réel restent, en revanche, marginales. Ces résultats suggèrent que, dans le contexte burundais, la mobilisation des recettes intérieures constitue un canal de transmission budgétaire plus puissant que l'expansion des dépenses

publiques. Ils indiquent également que le renforcement de la capacité fiscale de l'État joue un rôle déterminant dans la stabilisation de l'activité économique, notamment en améliorant les marges de financement des politiques publiques.

Contrairement à la production, l'inflation est largement expliquée par ses propres innovations, qui représentent 92,5 % de la variance de ses erreurs de prévision à l'horizon de douze trimestres. Les chocs budgétaires exercent une influence relativement limitée, les dépenses publiques expliquant 2,6 % des fluctuations des prix et les recettes fiscales 2,0 % seulement. Les chocs de taux d'intérêt réel contribuent également de manière modeste (2,7 %). Ces résultats indiquent que les variations de l'inflation au Burundi proviennent principalement de facteurs propres à la dynamique des prix, tels que les chocs d'offre, les variations des prix internationaux, les mouvements du taux de change ou encore les conditions monétaires, plutôt que des impulsions budgétaires. Ils confirment ainsi que la politique budgétaire n'a exercé qu'une influence limitée sur les tensions inflationnistes au cours de la période étudiée.

Les résultats révèlent également que les fluctuations du taux d'intérêt réel sont principalement expliquées par leurs propres innovations (52,9 %), mais également par les chocs d'inflation (31,1 %), ce qui met en évidence le rôle central de la stabilité des prix dans la détermination des conditions financières. Les chocs de recettes fiscales représentent près de 14,3 % de la variance du taux d'intérêt réel, tandis que les dépenses publiques n'en expliquent que 1,7 %. Cette différence souligne que l'amélioration des recettes fiscales semble renforcer davantage la crédibilité budgétaire et réduire les tensions sur le financement public que l'augmentation des dépenses publiques. Elle suggère également que la consolidation des ressources fiscales pourrait contribuer indirectement à créer un environnement financier plus stable.

6. Conclusion

Cette étude avait pour objectif d'analyser les effets dynamiques des chocs de politique budgétaire sur la stabilisation macroéconomique au Burundi, en distinguant les effets des chocs de dépenses publiques de ceux des chocs de recettes fiscales. A partir d'un modèle VAR structurel estimé sur des données trimestrielles couvrant la période 2010T1–2022T4, l'analyse a permis d'identifier les mécanismes de transmission de ces chocs vers la production réelle, l'inflation et les taux d'intérêt réels, au moyen des fonctions de réponse impulsionnelle et de la décomposition de la variance des erreurs de prévision.

Les résultats mettent en évidence une asymétrie importante entre les deux instruments budgétaires. Les chocs de dépenses publiques produisent un effet expansionniste positif sur la production réelle, mais cet effet demeure relativement limité dans le temps et s'estompe progressivement, ce qui traduit une faible persistance du multiplicateur budgétaire. Ces chocs s'accompagnent également d'une hausse graduelle des recettes fiscales, d'une légère augmentation des prix et d'une baisse des taux d'intérêt réels, suggérant une transmission compatible avec un environnement monétaire relativement accommodant. A l'inverse, les chocs de recettes fiscales exercent des effets plus persistants sur l'activité économique, favorisent une augmentation durable des dépenses publiques et contribuent davantage à la stabilité des conditions financières. La décomposition de la variance confirme ces résultats en montrant que les recettes fiscales expliquent une part sensiblement plus importante des fluctuations de la production réelle que les dépenses publiques, tandis que l'inflation demeure principalement déterminée par ses propres chocs.

Ces résultats apportent une contribution empirique à la littérature sur l'efficacité de la politique budgétaire dans les économies à faible revenu, où les contraintes de financement, la faiblesse des institutions et l'étroitesse de l'assiette fiscale limitent souvent l'efficacité des politiques de relance. Dans le cas du Burundi, ils montrent que la capacité de l'Etat à mobiliser durablement les recettes intérieures constitue un levier de

stabilisation macroéconomique plus déterminant que l'expansion des dépenses publiques. Les résultats suggèrent ainsi que les efforts de réforme devraient prioritairement viser le renforcement de l'administration fiscale, l'élargissement de l'assiette fiscale, la réduction des pertes de recettes et une meilleure allocation des dépenses publiques en faveur des investissements productifs. Ils soulignent également la nécessité d'une coordination étroite entre les autorités budgétaires et monétaires afin de préserver la stabilité macroéconomique tout en soutenant une croissance durable.

7. Reference

Ackom, E. K. (2025). Revenue Mobilization as an Impetus for Economic Growth in Sub- Saharan Africa : The Influence of Tax Compliance and Informal Sector. *Archives of Business Research*, *13*(05), 73–94.

Alami, Y., Idrissi, I. El, & Bousselhami, A. (2026). Macroeconomic impacts of fiscal shocks on the Moroccan economy : a disaggregated SVAR analysis. *Journal of Business and Socio- Economic Development*, *2*(2), 137–152. https://doi.org/10.1108/JBSED-08-2021-0112

Ascari, G., Florio, A., & Gobbi, A. (2024). *Uncovering the Effects of Government Spending through Tax Foresight* (821; Issue November).

Barro, R. J. (1974). Are government bonds net wealth? *Journal of Political Economy*, *82*(6), 1095–1117. https://doi.org/10.1086/260266

Bin, H., & Hashim, H. (2025). The role of Governement fiscal policy in enhancing economic growth and state revenue through the taxation system. *International Journal of Economic Literature*, *2*(12), 2182–2191.

Blanchard, O., & Perotti, R. (2002). An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *Quarterly Journal of Economics*, *117*(4), 1329–1368. https://doi.org/10.1162/003355302320935043

Bouakez, H., Rachedi, O., & Santoro, E. (2023). *The Government Spending Multiplier in a -Multisector Economy*. *15*(1), 209–239.

Boug, P., Brasch, T. Von, Cappelen, Å., Hammersland, R., Hungnes, H., Kolsrud, D., Skretting, J., Strøm, B., & Vigtel, T. C. (2023). Fiscal policy , macroeconomic performance and

industry structure in a small open economy. *Journal of Macroeconomics*, *76*(August 2022), 103524. https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2023.103524

Cevik, S., & Miryugin, F. (2023). It ' s Never Different : Fiscal Policy Shocks and Inflation. *IMF Working Paper*, *23/98*.

Cornevin, A., Sebastian, J., Pablo, J., & Mojica, A. (2024). Do tax revenues track economic growth ? Comparing panel data estimators. *Economic Modelling*, *140*(August), 106867. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2024.106867

Corsetti, G., Meier, A., & Müller, G. J. (2012). What Determines Government Spending Multipliers ? *IMF Working Paper*.

Diaz-kovalenko, I. E. (2026). External Shocks , Fiscal Transmission Mechanisms , and Macroeconomic Volatility : Evidence from Ecuador. *Economies*, *14*(36). https://doi.org/https://doi.org/10.3390/economies14020036

Duguay, M. P., & Rabeau, M. Y. (2018). Les effets macro-économiques de la politique budgétaire : de Keynes à la synthèse néo-classique. *In: Revue Économique*, *40*(4), 597–620.

Dzhambova, K. (2024). Estimating the dynamics of fiscal financing in emerging economies. *Economic Analysis Letters*, *3*(September 2023), 16–29. https://doi.org/10.58567/eal03010003

Fitriyah, A., & Nuraini, F. (2025). *Tax Revenue and Economic Growth in Developing Countries : A Narrative*. *1*, 58–69.

Geli, J. F., & Moura, A. S. (2023). *Getting into the Nitty- Gritty of Fiscal Multipliers : Small Details , Big Impacts*.

IMF. (2024). *Strengthening domestic revenue mobilization for fiscal resilience in Cameroon*. 3–22.

Jemutai, J., Mwito, M. M., Joshua, P. M., Jemutai, J., Mwito, M. M., Joshua, P. M., Jemutai, J., Mwito, M. M., & Joshua, P. M. (2024). Asymmetric effects of fiscal policy on inflation in Kenya Asymmetric effects of fiscal policy on inflation in Kenya. *Cogent Economics & Finance*, *12*(1). https://doi.org/10.1080/23322039.2024.2409420

Jiang, M., & Id, J. L. (2023). *Government spending shocks and default risk in emerging markets*. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0288802

Keynes. (1936). *The General Theory of Employment , Interest , and Money By John Maynard Keynes*.

Minea, A., & Parent, A. (2012). Is High Public Debt Always Harmful to Economic Growth? Reinhart and Rogoff and some complex nonlinearities. *Centre d'étude et de Recherche Sur Le Développement Internationnal.Etudes et Documents*, 1–23.

Murara, B., Anghelescu, C., & Adrian, R. (2023). *Assessing fiscal multipliers in times of crisis : evidence from selected CEE countries*. 1627–1654. https://doi.org/10.1007/s00181-023-02407-9

NAQVI, yed K. A. (2019). The value of fiscal multiplier and economic characteristics of countries. *Pakistan Journal of Applied Economics*, *29*(2).

Nations Unies. (2019). *La politique budgétaire au service du financement du développement durable*.

Ndikumana. (2001). Fiscal Policy , Conflict , and Reconstruction in Burundi and Rwanda Léonce Ndikumana. *Discussion Paper-World Insititute for Development Economics Research*, *62*.

Negatu, M. G., Baldeh, M. Y., Bakoup, M. F., Muller, M. S., Ndoye, M. D., & Ndong-ntah, M. M. (2023). *RÉPUBLIQUE DU BURUNDI Document de Stratégie-Pays 2019-2023 (DSP 2019-2023) Document de Stratégie-Pays 2019-2023*. *2023*.

Nkalu, C. N., & Agu, C. C. (2023). *Fiscal Policy and Economic Stabilization Dynamics in Sub-Saharan Africa : A New Evidence from Panel VEC Model and Hodrick-Prescott Filter Cyclical Decomposition*. *June*, 1–14. https://doi.org/10.1177/21582440231178261

Okezie, S. O., & Ihendinihu, J. U. (2024). *Contributions of Tax Revenue and Government Expenditure to Sustainable Development Goals in Nigeria*. *2*(3), 138–152.

Peprah, E., Evans, O., & Ocansey, N. D. (2025). *No Title*. *8*(3), 91–116. https://doi.org/10.52589/AJAFR-K1Z8UYSD

Rahaman, A., & Leon-Gonzalez, R. (2021). The effects of fiscal policy shocks in Bangladesh: An agnostic identification procedure. *Economic Analysis and Policy*, *71*, 626–644. https://doi.org/10.1016/j.eap.2021.07.002

Samaria, M. (2026). *Impact of Fiscal Policies on Economic Growth in Developing Countries*. *14*(01), 1–16.

Sampognaro, R. (2018). *Les effets de la politique budgétaire depuis 2008 dans six économies avancées The impact of budgetary policy in six advanced countries since*. https://doi.org/10.3917/reof.155.0267

Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, *48*(1), 1. https://doi.org/10.2307/1912017

Sobti, R. (2022). The Macroeconomic Impact of Fiscal Policy Shocks: What do the Indian Data Say? *Margin*, *16*(1), 7–27. https://doi.org/10.1177/09738010211067386

Temesgen, G., Izabella, W., & Kanó, S. (2023a). *Fiscal multipliers and structural economic characteristics : Evidence from countries in sub-Saharan Africa*. *January*, 2335–2360. https://doi.org/10.1111/twec.13405

Temesgen, G., Izabella, W., & Kanó, S. (2023b). *Fiscal multipliers and structural economic characteristics : Evidence from countries in sub-Saharan Africa*. *October 2022*, 2335–2360. https://doi.org/10.1111/twec.13405

Tiony, O. K. (2023). The Effects of Fiscal Policy Shocks on Aggregate Demand and Economic Growth in Kenya: A VAR Analysis. *Modern Economy*, *14*(08), 1074–1107. https://doi.org/10.4236/me.2023.148056

Uemoa, L. E. C. A. S. D. E. L., & Diop, M. (2014). Politique budgétaire et stabilité macroéconomique en union économique et monétaire. *Revue de l'OFCE*, *137*.

Wen, L., Rabab, B., & Naveed, M. (2025). Research in Globalization Government spending , political dynamics , and economic recovery : a cross-national analysis of fiscal resilience. *Research in Globalization*, *11*(July), 100297. https://doi.org/10.1016/j.resglo.2025.100297

EFFET DU CRÉDIT À L'ÉCONOMIE SUR L'INFLATION AU BURUNDI

Jehova-Ile Mbonitegeka et Thierry Kwizera***

Cette étude analyse dans quelle mesure l'expansion du crédit à l'économie contribue à la montée et la persistance de l'inflation au Burundi sur la période 2005–2024, à l'aide du modèle ARDL. Les résultats empiriques indiquent qu'à long terme, le crédit exerce un effet inflationniste significatif avec une augmentation de 19,2 points de base de l'inflation pour une augmentation de 1% du crédit à l'économie, toutes choses égales par ailleurs. Cet effet est inexistant à court terme. Corollairement, l'inflation présente une forte inertie, soulignée par la significativité de ses propres retards. Ces résultats appellent à une politique monétaire prudente visant à tempérer la croissance du crédit en l'absence d'une croissance économique réelle.

Mots clés : Inflation, crédit à l'économie, politique monétaire
JEL : E31, E51, E52

Summary

This study examines to which extent the expansion of credit to the economy has contributed to the rise and persistence of inflation in Burundi over the period 2005-2024, using an ARDL model. The empirical results show that, in the long run, credit exerts a significant inflationary effect, with a 1% increase in credit to the economy leading to a 19.2 basis point rise in inflation *ceteris paribus*. This effect is absent in the short run. Conversely, inflation exhibits strong inertia, as evidenced by the significance of its own lags. These findings call for a prudent monetary policy aimed at moderating credit growth in the absence of genuine economic expansion.

Key words: Inflation, bank credit to the economy, monetary policy
JEL : E31, E51, E52

---

* Cadre au Service Recherche et Documentation à la Banque de la République du Burundi, contact : jmbonitegeka@brb.bi, m.jehovaj@gmail.com

** Cadre au Service Recherche et Documentation à la Banque de la République du Burundi, contact : tkwizera@brb.bi

Introduction

Depuis la période avant COVID-19, le Burundi fait face à une inflation galopante ayant atteint des niveaux jamais observés depuis le début du 21ème siècle. Ce phénomène d'inflation est complexe et peut être causé par plusieurs facteurs, notamment : les fluctuations de taux de change, les évènements internationaux tels que les chocs pétroliers engendrant une hausse des coûts de production, l'augmentation de la demande et la hausse de la masse monétaire. L'inflation se traduit par la perte du pouvoir d'achat de la monnaie nationale en raison d'une hausse généralisée et durable des prix qui, si elle n'est pas corrigée, peut être source d'instabilité économique et un frein à la croissance économique. La correction de ces déséquilibres au niveau des prix nécessite une politique monétaire efficace comme l'un des moyens de contrôle de l'inflation (Kwon et al., 2009; Romero & Marín, 2017).

La montée du niveau de prix observée au Burundi survient après la mise en place d'une politique monétaire non conventionnelle visant à stimuler les secteurs porteurs de croissance[1]. Cette politique a conduit à une augmentation du niveau du crédit à l'économie en vue d'activer l'investissement et soutenir la croissance économique à travers l'investissement et la consommation. En conséquence, depuis 2018, le marché burundais a enregistré une croissance forte et rapide du crédit à l'économie. Entre 2018 et 2024, le volume des créances sur l'économie s'est accru de 263 % avec une croissance moyenne annuelle de 27,2%, et cette hausse a été suivie par des taux d'inflation élevés atteignant plus de 20% depuis 2023. Sur la même période, la croissance économique la plus élevée enregistrée en 2019 était de 4,7% (le taux de croissance annuel moyen sur la période est de 2,9%). L'expansion notable du crédit à l'économie a débouché sur une hausse soutenue de l'inflation, sans pour autant profiter à la croissance économique

[1] Lettre N° D1/1994/2019 de la BRB aux institutions financières portant modalités de refinancement spécial des secteurs porteurs de croissance

escomptée qui est restée faible, suggérant que le crédit à l'économie a alimenté la demande et non l'offre (Désiré, 2007; IMF, 2023).

Bien que le crédit bancaire soit reconnu comme un vecteur important de la croissance économique et un canal important de la politique monétaire (Bernanke & Gertler, 1995), les résultats empiriques restent mitigés dans les pays à faible revenu où la transmission monétaire est souvent affaiblie par des marchés financiers peu profonds, des institutions faibles et des rigidités structurelles (Mishra et al., 2012).

L'objectif de cette étude est d'analyser dans quelle mesure et par quels mécanismes l'expansion du crédit à l'économie observée au Burundi depuis 2018 aura contribué à la montée et à la persistance de l'inflation, dans un contexte de politique monétaire non conventionnelle, de choc de change et de faiblesse structurelle de l'appareil productif. En outre, les études spécifiques existant sur le Burundi (Ndikumwenayo, 2017; Nkurunziza & Ntwari, 2022) abordent les déterminants structurels classiques (taux de change, chocs d'offre, financement monétaire) sans isoler le rôle macroéconomique du crédit bancaire dans un horizon de long terme laissant un vide important dans la compréhension des interactions entre le crédit à l'économie et l'inflation dans un contexte marqué par des déficits budgétaires chroniques, une politique monétaire en transition vers le ciblage de l'inflation, et une forte dépendance à l'endettement (BRB, 2022).

Sur le plan méthodologique, cette étude fait recours au modèle ARDL qui a l'avantage d'exhiber les dynamiques de court terme et de long terme entre le crédit à l'économie et l'inflation, et ce lorsque ces deux agrégats sont cointégrés. Les résultats des estimations révèlent une relation de long terme significative, indiquant un effet inflationniste structurel du crédit à l'économie.

L'intérêt de l'étude est de contribuer à la littérature théorique et empirique dans un contexte national encore peu exploré, puis

d'apporter des éléments de réflexion utiles à la formulation des politiques monétaires et financières pour la stabilité macroéconomique.

La suite de l'article est structurée comme suit : une revue de la littérature sur le lien entre le crédit (variable monétaire) et l'inflation est présentée à la section (1), ensuite, une analyse de l'évolution des principales variables macroéconomiques est effectuée à travers les faits stylisés à la section (2), puis, la section (3) procède à la présentation des données et à la spécification du modèle et la section (4) aborde l'estimation et les tests de diagnostic. Enfin, la section (5) présente la discussion et l'interprétation des résultats. L'article se termine par la conclusion et les recommandations de politique économique.

1. Revue de la littérature

Le crédit joue un rôle central dans l'économie en permettant les investissements, moteur de la croissance économique. Ce rôle du crédit met en exergue la fonction centrale des institutions de crédit, notamment les banques commerciales, dans le financement de l'économie et la gestion des flux transactionnels. Le rôle principal des banques commerciales est donc de collecter les dépôts des clients, puis d'octroyer une proportion de ces dépôts comme crédits aux agents à besoins de financement (Korkmaz, 2015).

A partir des crédits octroyés, les banques commerciales créent des moyens de paiements additionnels. Cette création est, selon Schumpeter (1911), faite sous la contrainte des réserves en monnaie au sens strict, suggérant la nécessité de disposer des dépôts pour créer ces moyens de transactions additionnels. En maintenant la fonction traditionnelle de la monnaie comme « moyen de paiement » qui facilite l'échange de biens et services sans affecter leur quantité et leur prix relatif, l'introduction de moyens additionnels de paiements devrait se justifier par une quantité additionnelle de biens et services (Messori, 2002). Du point de vue de la théorie quantitative de la monnaie

(Friedman, 1968), une forte croissance du crédit, en particulier si elle s'accompagne d'une création monétaire non stérilisée, peut accroître la masse monétaire en circulation. Si la vitesse de circulation de la monnaie est stable et que le volume de production ne progresse pas au même rythme, une inflation monétaire peut s'en suivre.

Dans le cadre keynésien, la rigidité à court terme de l'offre des biens et services explique le risque de l'inflation créée par tout supplément de demande généré par le crédit lorsque la production est proche de son niveau potentiel, le crédit jouant, dans ce cas, un rôle moteur dans l'accroissement de la demande agrégée, provoquant l'inflation par la demande (Blanchard & Johnson, 2012). En général, le développement du crédit bancaire peut contenir une information substantielle de l'état de l'économie, particulièrement concernant les fortes pressions inflationnistes (Calza et al., 2006). De plus, dans un régime de change flottant ou peu crédible, une expansion du crédit peut affecter négativement le taux de change, contribuant à une inflation importée (Agénor & Montiel, 2015).

Empiriquement, les causes profondes du taux d'inflation sont principalement de source auto-entretenue avec les prix des biens importés, notamment le pétrole et les denrées alimentaires, qui jouent un rôle moteur en plus des variables monétaires dans les pays en développement. Ce fut le résultat d'une étude par la Banque africaine de développement (2011) sur l'Éthiopie, le Kenya, la Tanzanie et l'Ouganda, sur la période 1961 à 2010, en tenant compte des caractéristiques de chaque pays. La principale source d'inflation à court terme en Éthiopie et en Ouganda était la croissance monétaire, tandis qu'au Kenya et en Tanzanie, les prix du pétrole semblaient être le principal moteur de l'inflation, avec un impact croissant de la masse monétaire ces années-là (Simpasa & Gurara, 2011). En ce qui concerne la dynamique intertemporelle, les résultats d'une étude sur le Kenya et l'Ethiopie font état d'effets significatifs des chocs de taux de change et des prix mondiaux à long terme tandis que les chocs d'offre agricole et

la croissance monétaire ont des effets à court et moyen termes sur l'inflation en plus de l'effet de ses réalisations passées (Durevall & Sjo, The Dynamics of Inflation in Ethiopia and Kenya, 2012; Asfuroğlu, 2021)

Parallèlement, bien que la théorie économique relie l'expansion du crédit, et par conséquent de la masse monétaire, à l'inflation, certains résultats empiriques ne concordent pas selon les cas d'étude. En effet, au Nigéria, sur la période 1996–2014, ni le crédit domestique total, ni le crédit domestique net n'influencent l'inflation (Orimogunje, 2019). Ce qui signifie que l'expansion du crédit bancaire n'a pas été un facteur déterminant de l'augmentation des prix durant la période étudiée. Ce résultat est similaire à celui obtenu par une étude sur le Togo couvrant la période 1998 à 2008 où l'impact du crédit à l'économie sur l'inflation et la croissance économique n'était pas vérifié à court terme comme à long terme (Johnson, 2015). Ces résultats diffèrent de celui trouvé dans le cas du Cameroun où sur la période 1965-2010, dans un modèle VAR, le crédit au secteur privé a une relation négative et significative sur l'inflation (Mba Fokwa & Dazoue Dongue, 2013), ce que les auteurs interprètent à la lumière de la structure du crédit caractérisée par des prêts de court terme à taux d'intérêt élevés. Par ailleurs, les tests de causalité de Granger indiquent que les crédits bancaires précèdent l'inflation, suggérant un canal de transmission via les conditions de financement. Dans le cas du Soudan, les résultats d'une analyse des causes de l'inflation couvrant la période 1994 à 2016 montrent que le taux de change et la masse monétaire affectent positivement et significativement l'inflation (Mansour, 2022).

Le contexte des pays à revenu intermédiaire et élevé montre également une situation contradictoire quant au rôle des variables monétaires sur l'inflation. En effet, Rahimov et al. (2016) ont étudié les principaux déterminants de l'inflation en Azerbaïdjan dans une étude qui couvrait la période allant de 2003 à 2015. Leurs résultats montrent que les pressions inflationnistes étaient principalement tirées par l'expansion de

la demande globale résultant de l'expansion budgétaire et de l'augmentation du revenu disponible de la population, ces deux facteurs étant alimentés par l'énorme afflux de revenus pétroliers. L'analyse de la cointégration a identifié la masse monétaire et le taux de Change Effectif Nominal comme les principaux déterminants statistiques de l'inflation. La forte dépendance du pays aux importations l'a également rendu sensible à l'inflation importée provenant des principaux partenaires commerciaux. Dans le cas des pays européens couverts par l'étude de Korkmaz (2015) sur la période de 2006 à 2012 dans un panel de 10 pays européens pour vérifier si les crédits domestiques (à l'exclusion du crédit au gouvernement central) avaient eu un impact sur l'inflation et la production, les résultats ont confirmé l'effet sur la production sans pour autant avoir d'effet significatif sur l'inflation (Korkmaz, 2015).

Ainsi qu'on le constate, la littérature existante révèle une diversité de résultats quant à la relation empirique entre le crédit et l'inflation, variant selon les contextes économiques et les méthodologies d'analyse utilisées. Si la théorie économique prévoit généralement un lien positif entre l'expansion du crédit et la montée de l'inflation, les résultats ne sont cependant pas unanimes. Dans certains pays comme le Cameroun, le crédit est identifié comme facteur explicatif de l'inflation, tandis qu'au Nigéria ou au Togo, cette relation est jugée non significative. D'autres études, notamment en Afrique de l'Est et en Azerbaïdjan, soulignent plutôt le rôle déterminant de la masse monétaire, du taux de change ou encore des prix mondiaux.

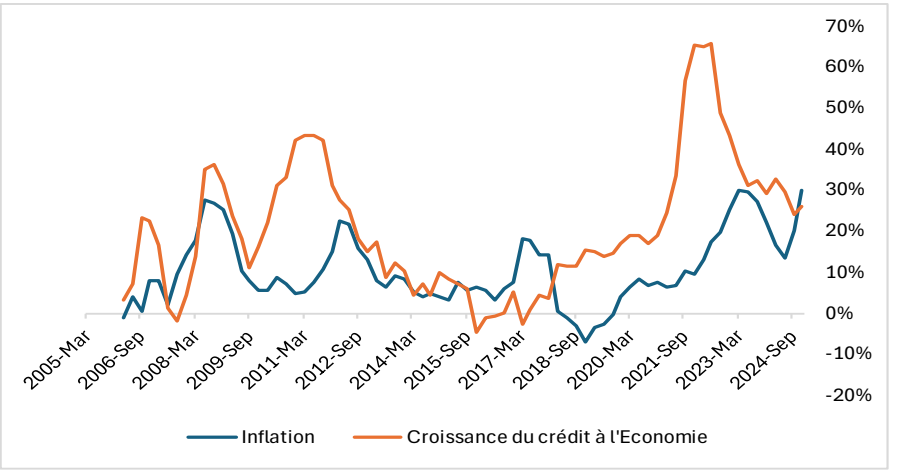
Ces constats mettent en évidence la nécessité d'adopter une approche contextuelle dans l'analyse de la dynamique inflationniste, en intégrant les spécificités propres au pays étudié, lesquelles seront en partie mises en perspective dans la section suivante qui présente les faits stylisés sur la relation entre l'inflation et les variables macroéconomiques sélectionnées dans le cadre de l'économie burundaise.

2. Faits stylisés

2.1. Evolution de l'inflation et du crédit à l'économie

L'inflation est calculée à partir de l'indice des prix à la consommation (IPC), selon les douze fonctions de la classification internationale de la consommation individuelle. En 2024, l'inflation annuelle moyenne est de 20% avec une moyenne de 14,4% entre 2020 et 2024. Sur la même période, le crédit à l'économie s'est accru de 33,3% en moyenne avec une forte croissance de 65,4% enregistrée en 2021.

Graphique 1. Evolution de Créances à l'Economie et de l'inflation (croissance en pourcentage)

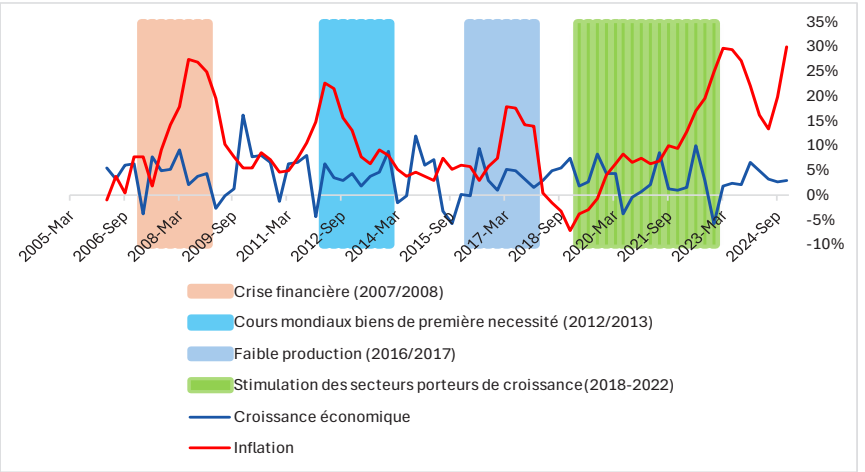


Source : Auteurs sur base des données de l'INSBU et de la BRB, de 2005-2024

L'analyse graphique sur la période sous étude montre une réaction plus ou moins retardée de l'inflation à la croissance du crédit à l'économie. A certaines périodes (entre 2009 et 2012, 2018-2021), la croissance du crédit à l'économie n'est pas liée directement à l'inflation, bien qu'elle suive quelques trimestres plus tard. En effet, les périodes correspondant à une hausse du crédit à l'économie sont suivies par des périodes de hausse de l'inflation, néanmoins, un retard de réaction des prix s'observe.

2.2. Evolution de l'inflation et croissance économique au Burundi

Graphique 2. Inflation et croissance économique (pourcentage)



Source : Auteurs sur base des données de l'INSBU

Depuis 2005, quatre périodes sont marquées par une forte hausse du niveau général des prix.

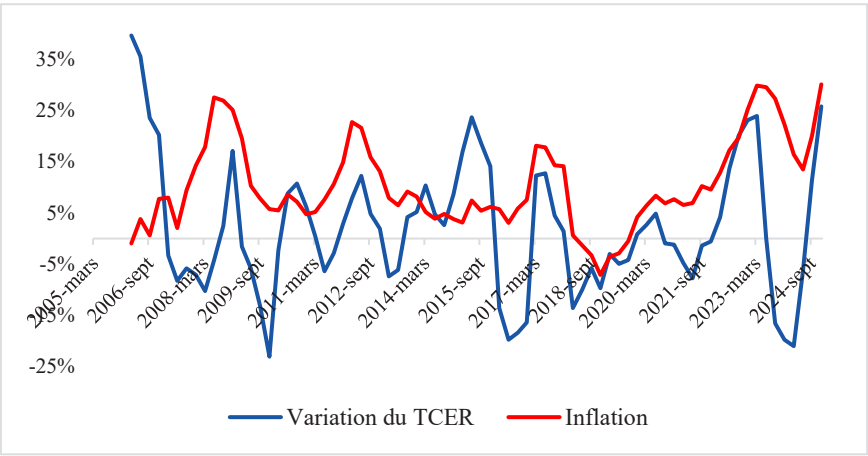
Entre 2007 et 2008, la hausse des prix peut être attribuée au contexte international, notamment la crise financière déclenchée en ce moment-là. Entre 2012 et 2013, la hausse des prix est surtout l'effet de la hausse des cours mondiaux des biens de première nécessité. En 2016 et 2017, une faible production nationale est perçue comme source d'inflation qui a suivi une période de récession dans les deux derniers trimestres de 2015. Les périodes de mauvaise production vivrière sont associées à une hausse généralisée des prix avec un retard.

La dernière période correspond à la mise en œuvre de la politique visant à stimuler les secteurs porteurs de croissance. C'est également au cours de cette période que la crise de Covid-19 a secoué la planète sans oublier les effets de la crise de change au Burundi depuis 2015.

2.3. Evolution des prix et du taux de change effectif réel

Le Burundi dépend fortement des importations et sa balance commerciale est structurellement déficitaire. Cette situation rend l'économie burundaise plus exposée aux chocs extérieurs, plus précisément les chocs qui affectent les pays partenaires commerciaux. Ces chocs se transmettent à l'économie nationale via les prix des biens importés et le taux de change. Le graphique 3 montre que le TCER varie plus fortement et ses fortes variations semblent précéder les hausses de l'inflation, notamment en 2010-2011 et en 2023-2024, ce qui suggère une transmission avec un décalage de quelques trimestres. Une baisse du taux de change effectif réel suggère une faiblesse de la monnaie locale par rapport aux monnaies des principaux partenaires commerciaux, impliquant une hausse de la facture des importations en monnaie locale et de l'inflation importée (Choudri & Hakura, 2001).

Graphique 3. Evolution de l'inflation et du taux de change effectif réel (variation en pourcentage)



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

3. Spécification du modèle et données

3.1. Spécification du modèle

Le modèle retenu pour analyser dans quelle mesure l'expansion du crédit à l'économie contribue à la montée et à la persistance de l'inflation est exprimé sous forme linéaire générale suivante :

$$INFL_t = \beta_0 + \beta_1 CRED_t + \beta_2 PIBR_t + \beta_3 TCER_t + \beta_4 DEFICIT_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Où:

$INFL_t$: le taux d'inflation en glissement annuel

$CRED_t$: le Crédit à l'Economie

$PIBR_t$: le Produit Intérieur Brut

$TCER_t$: le taux de change effectif réel

$DEFICIT_t$: le déficit budgétaire

ε_t: le terme de l'erreur

Cette spécification constitue la forme structurelle du modèle dérivée des mécanismes de transmission de la demande globale.

Afin de faciliter l'interprétation des coefficients sous forme des élasticités, certaines variables ont été transformées en logarithme (Gujarati, 2004), d'où le modèle réexprimé comme suit :

$$infl_t = \beta_0 + \beta_1 lcred_t + \beta_2 lpibr_t + \beta_3 tcr_t + \beta_4 deficit_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

$infl_t$: le taux d'inflation en glissement annuel

$lcred_t$: log Crédit à l'Economie

$lpibr_t$: log Produit Intérieur Brut

$tcer_t$: le taux de change effectif réel

$deficit$: le déficit budgétaire

ε_t: le terme de l'erreur

3.2. Justification du choix des variables

L'objectif principal de cette étude est de vérifier la relation dynamique entre l'inflation et le crédit à l'économie au Burundi, sachant que ce dernier agrégat économique peut constituer un canal de transmission de la politique monétaire à l'inflation. Le modèle utilisé s'inspire de l'étude de Mbongo, Mutasa, & Msigwa (2014) sur la Tanzanie.

Ainsi, l'inflation calculée comme une variation en pourcentage de l'indice des prix à la consommation d'un trimestre par rapport au même trimestre de l'année précédente et constitue notre variable à expliquer. Les variables explicatives retenues s'appuient sur la théorie économique et les spécificités du Burundi. D'abord, le crédit à l'économie influence la demande globale dans la mesure où une expansion du crédit à l'économie accroît la consommation et l'investissement, ce qui peut exercer des pressions à la hausse sur les prix par la demande. Ensuite, le produit intérieur brut réel reflète l'activité économique. Une croissance plus forte peut entraîner une tension sur les capacités productives locales et accroître l'inflation par la demande, comme le suggèrent les travaux appliqués au Burundi (Nkurunziza & Ntwari, 2022; Ndikumwenayo, 2017). Le taux de change effectif réel (TCER) est introduit pour capter les pressions externes. Dans une petite économie ouverte comme le Burundi, les variations du TCER se répercutent rapidement sur le coût des biens importés, et donc sur le niveau général des prix. Ce mécanisme de transmission a été mis en évidence par Choudri & Hakura (2001) et Moriyama (2008) dans les pays en développement. Enfin, le déficit budgétaire est considéré car son financement monétaire peut accroître la masse monétaire et nourrir l'inflation. Des études, notamment celle de Catão et Marco (2003), montrent que les déficits persistants sont associés à des épisodes d'inflation plus élevée dans les économies émergentes.

Le tableau suivant présente la liste des variables et des signes attendus :

Tableau 6. Liste de variables et signes attendus

Variables	Abréviations	Signes attendus	Références
Taux d'inflation	$infl_t$	Variable expliquée	
Crédits à l'économie	$lcred_t$	+	Andrés et Hernando (1999) et Fischer et al. (2002)
Produit intérieur brut réel	$lgdp_t$	+ ou -	Nkurunziza & Ntwari, 2022; Ndikumwenayo, 2017
Le taux de change effectif réel	tcer	+	Choudri & Hakura, 2001; Moriyama, 2008
Le Déficit Budgétaire	$deficit_t$	+	Catao, Torres, & E., (2003)

Source: Auteurs

3.3. Données

Les données secondaires utilisées dans cette étude sont de fréquence trimestrielle couvrant la période de 2005 à 2024. Les données sur l'indice des prix à la consommation et sur le produit intérieur brut réel ont été recueillies auprès de l'Institut National des Statistiques du Burundi (INSBU). Celles sur le Crédit à l'économie et le taux de change effectif réel ont été recueillies auprès de la BRB. Les données sur le déficit budgétaire sont collectées dans la base de données disponibles sur le site web de la BRB en provenance du ministère des Finances du Burundi. Le choix de cette période est guidé par la disponibilité des données.

3.3.1. Analyse Statistique des variables retenues

Sur la période sous-étude, le taux d'inflation moyen annuel est de 10,4 %, et ce taux reste supérieur aux exigences de la Communauté de l'Afrique de l'Est par rapport aux critères de convergence. L'écart type de 8,7% témoigne une forte volatilité avec des extrêmes allant de la déflation à -7,1 % jusqu'à une inflation de 30 % (cf. tableau 1).

Tableau 7. Statistiques descriptives

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Inflation en glissement annuel	76	10.449	8.688	-7.104	30.081
Credit à l'Economie	80	1 228 796.1	1 320 451	168 691.3	5 563 974.5
PIB réel	80	446 010.74	90 486.703	292 104.44	609 983.5
Taux de change effectif réel	80	97.579	9.324	76.4	122.203
Déficit Budgétaire	80	-57 957.709	75 735.354	-349 213.66	73 641.156

Source : Auteurs à l'aide de Stata

Le volume du crédit à l'économie quant à lui affiche une progression très rapide sur la période avec une dispersion très élevée et supérieure à la moyenne. Cette situation serait due au recours au crédit à des taux d'intérêts bonifiés pour financer la croissance.

Le PIB réel affiche une variation relativement contenue, car évoluant autour d'une moyenne de 446 milliards avec une dispersion relativement faible malgré les tensions macroéconomiques. La croissance économique reste faible et sensible aux contraintes structurelles et aux chocs extérieurs, notamment les problèmes de réserves de change.

La valeur moyenne du taux de change effectif réel est proche de 98 et se traduit par une dispersion modérée, faisant penser à une évolution en dents de scie de la compétitivité externe, oscillant entre sous-évaluation et surévaluation du franc burundais. Ces mouvements reflètent les déséquilibres inflationnistes internes, les pressions sur les réserves de change et l'ajustement parfois contraint de la politique de change, avec des répercussions directes sur les exportations et la balance courante.

Le déficit budgétaire moyen trimestriel, évalué à environ -58 millions BIF, révèle un déséquilibre structurel des finances publiques, malgré

quelques épisodes d'excédents ponctuels. L'ampleur de la variabilité, allant jusqu'à un déficit supérieur à -349 millions, met en lumière la dépendance à l'endettement et la difficulté à contenir les dépenses courantes.

3.3.2. Tests de racine unitaire

Afin de s'assurer que les variables sont stationnaires et éviter une régression fallacieuse (Granger et Newbold, 1974), nous avons procédé au test de stationnarité des variables retenues en utilisant le test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF). La nature des variables nous a permis de faire le choix du modèle à utiliser pendant la régression.

Le test de Dickey-Fuller Augmenté repose sur un processus $AR(p)$: $Y_t = \rho_1 Y_{t-1} + \rho_2 Y_{t-2} + \cdots + \rho_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$ avec $p > 1$. Mais, avant de procéder au test ADF, il convient de déterminer la valeur p (le retard optimal) pour chaque variable. Ce test repose sur les trois modèles suivants :

[1]: $Y_t = \rho_1 Y_{t-1} + \rho_2 Y_{t-2} + \cdots + \rho_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$ équivalent à [1]': $\Delta Y_t = \left(\sum_{i=1}^{p} \rho_i - 1\right) Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \, \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t$

[2]: $Y_t = \rho_1 Y_{t-1} + \rho_2 Y_{t-2} + \cdots + \rho_p Y_{t-p} + \alpha + \varepsilon_t$ équivalent à [2]': $\Delta Y_t = \left(\sum_{i=1}^{p} \rho_i - 1\right) Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \, \Delta Y_{t-j} + \alpha + \varepsilon_t$

[3]: $Y_t = \rho_1 Y_{t-1} + \rho_2 Y_{t-2} + \cdots + \rho_p Y_{t-p} + \alpha + \beta t + \varepsilon_t$ équivalent à [3]': $\Delta Y_t = \left(\sum_{i=1}^{p} \rho_i - 1\right) Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \, \Delta Y_{t-j} + \alpha + \beta t + \varepsilon_t$

Dans tous les cas, $\gamma_j = -\sum_{k=j+1}^{p} \rho_k$, et en posant cette fois-ci $\varphi = \sum_{i=1}^{p} \rho_i - 1$, alors on retrouve :

[1]': $\Delta Y_t = \varphi Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \, \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t$

[2]': $\Delta Y_t = \varphi Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \, \Delta Y_{t-j} + \alpha + \varepsilon_t$

[3]': $\Delta Y_t = \varphi Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \, \Delta Y_{t-j} + \alpha + \beta t + \varepsilon_t$

Le test à effectuer est le suivant :

$H_0: \varphi = 0$ contre $H_1: \varphi < 0 \Leftrightarrow H_0: \sum_{i=1}^{p} \rho_i - 1 = 0$ contre $H_1: \sum_{i=1}^{p} \rho_i - 1 < 0$

$\Leftrightarrow$ $H_0: \sum_{i=1}^{p} \rho_i = 1$ contre $H_1: \sum_{i=1}^{p} \rho_i < 1$

La procédure du test se fait également en trois étapes comme dans le test DF simple. On commence par le modèle [3]'et on teste d'abord le coefficient du trend $H_0: \beta = 0$ contre $H_1: \beta \neq 0$.

Ainsi, les résultats des tests de stationnarité sont synthétisés dans le tableau 9

3.3.3. Nombre de retards optimaux et test de stationnarité

La valeur de p peut être déterminée selon les critères de Akaike ou de Schwarz, ou encore, en partant d'une valeur suffisamment importante de p, on estime un modèle à $p - 1$ retards, puis à $p - 2$ retards, jusqu'à ce que le coefficient du $p\,ième$ retard soit significatif (Bourbonnais, 2015). En utilisant la commande appropriée dans Stata, les retards optimaux sur les variables retenues sont les suivants :

Tableau 8. Nombre de retards retenus pour chaque variable

Variable	***Description***	***Retards optimal***
Infl	Taux d'inflation (glissement annuel)	2
lcred	Log du crédit à l'économie	2
lgdp	Log du PIB réel	4
tcher	Taux de change effectif réel	4
deficit	Déficit budgétaire	4

Source : Auteurs à l'aide de Stata 17.0

3.4. Test de stationnarité

Cette section présente les résultats des tests de stationnarité appliqués aux variables du modèle afin d'identifier leur ordre d'intégration. La vérification de la stationnarité des séries temporelles constitue une étape préalable indispensable à toute analyse économétrique, dans la mesure où la présence de racines unitaires peut conduire à des estimations biaisées et à des relations fallacieuses. À cet effet, le test de Dickey-Fuller augmenté (ADF) est mobilisé sous différentes spécifications déterministes afin d'examiner le comportement des

variables en niveau et en première différence. Les résultats détaillés des tests de stationnarité sont présentés en annexe.

La synthèse des tests de stationnarité des variables est présenté dans le tableau suivant :

Tableau 9. Résultats des tests de stationnarité des variables retenues

Variable	ADF niveau (cons)	ADF niveau (cons+tend)	ADF 1ère diff. (cons)	ADF 1ère diff. (cons + tend)	Conclusion
Log crédit à l'Economie ($lcred_t$)	0.811 (ns) (0.9918)	-0.817 (ns) (0.9642)	-3.972*** (0.0016)	-4.019*** (0.0083)	I(1)
Taux de change effectif réel ($tcer$)	-4.118*** (0.0009)	-4.323*** (0.0029)	n.d.	n.d.	I(0)
Inflation ($infl_t$)	-2.904** (0.0449)	-2.973 (ns) (0.1397)	n.d.	n.d.	I(0)
Log PIB reel ($lgdp$)	-1.308 (ns) (0.6256)	-2.047 (ns) (0.5754)	-7.783*** (0.0000)	n.d.	I(1)
Déficit budgétaire ($deficit$)	-0.388 (ns) (0.9120)	-3.064 (ns) (0.1150)	-8.461*** (0.0000)	-8.553*** (0.0000)	I(1)
*** : significatif à 1 % ; ** : 5 % ; * : 10 % ; ns : non significatif. n.d. = test non réalisé.					

Source : Auteurs à l'aide de Stata 17.0

Les tests ADF montrent que le crédit à l'économie, le PIB réel et le déficit budgétaire ne sont pas stationnaires en niveau. Néanmoins, ces variables sont stationnaires en première différence et sont par conséquent intégrés d'ordre un (I(1)). En revanche, le taux de change effectif réel et l'inflation sont stationnaires en niveau et intégrés d'ordre zéro (I(0)).

3.5. Choix du modèle

Compte tenu des résultats des tests de racine unitaire (tableau 9) montrant que les variables sont intégrées d'ordres mixtes (I(0) et I(1)), et afin de capter simultanément les dynamiques de court terme et la relation d'équilibre, l'analyse économétrique a été effectuée dans un cadre dynamique avec le modèle ARDL.

En effet, l'approche ARDL (*AutoRegressive Distributed Lag*), développée par Pesaran, Shin & Smith (2001), constitue une méthode adaptée pour estimer des relations de long terme entre variables économiques, même lorsqu'elles ont des ordres d'intégration différents, à condition qu'aucune variable ne soit intégrée d'ordre 2 (I(2)) contrairement aux techniques classiques de cointégration (Johansen, Engle-Granger).

La forme générale du modèle ARDL se présente comme suit:

$$infl_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \phi_i infl_{t-i} + \sum_{j=0}^{q_1} \beta_{1j} lcred_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} \beta_{2j} lpibr_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_3} \beta_{3j} tcer_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_4} \beta_{4j} deficit_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Où:

- $infl_t$: variable dépendante (inflation)
- ϕ_i: coefficients autorégressifs de la variable dépendante
- $\beta_{1j,}, \beta_{2j}, \beta_{3j}, \beta_{4j}$: coefficients des retards des variables explicatives
- p: nombre de retards de la variable dépendante
- q_1, q_2, q_3, q_4 : nombres de retards respectifs pour chaque variable explicative
- ε_t: terme d'erreur (bruit blanc)

En cas de cointégration détectée à l'aide du test de cointégration aux bornes proposé par Pesaran, Shin et Smith (2001), le modèle ARDL peut être transformé en un modèle à correction d'erreur (ECT), dans lequel le terme d'erreur de long terme capture l'ajustement progressif de la variable dépendante vers son niveau d'équilibre. Dans ce cas, le modèle ARDL permet d'estimer conjointement les effets à court terme et la relation d'équilibre de long terme entre une variable dépendante et ses régresseurs.

La forme générale du modèle ARDL à correction d'erreur est la suivante :

$$\Delta Infl_t = -\sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i^* \Delta infl_{t-i} + \sum_{j=0}^{q_1-1} \beta_{1j}^* \Delta lcred_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2-1} \beta_{2j}^* \Delta lpib_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_3-1} \beta_{3j}^* \Delta tcer_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_4-1} \beta_{4j}^* \Delta deficit_{t-j} - \psi ECT_{t-1} + u_t \quad (3)$$

$$ECT_{t-1} = infl_{t-1} - \alpha_0 - \theta_1 lcred_{t-1} - \theta_2 lpib_{t-1} - \theta_3 tcer_{t-1} - \theta_4 deficit_{t-1} \quad (4)$$

$$\psi = 1 - \sum_{i=1}^{p} \gamma_i^* ;\ \theta_1 = \frac{\sum_{j=0}^{q_1-1} \beta_{1j}^*}{\psi} ;\ \theta_2 = \frac{\sum_{j=0}^{q_2-1} \beta_{2j}^*}{\psi} ;\ \theta_3 = \frac{\sum_{j=0}^{q_3-1} \beta_{3j}^*}{\psi} ;\ \theta_4 = \frac{\sum_{j=0}^{q_4-1} \beta_{4j}^*}{\psi}$$

4. Estimation et tests de diagnostic

4.1. Test de cointégration

Afin de déterminer s'il existe une relation d'équilibre de long terme entre les variables, un test de cointégration de Persan et al. (2001) appelé également « test de cointégration aux bornes » ou « bounds cointegration test », a été effectué. Ce test permet de vérifier l'existence d'une relation de cointégration entre les variables dans le modèle ARDL. Les résultats ci-bas montrent qu'au seuil de 5% l'hypothèse H_0 est rejeté d'où il existe une relation de cointégration entre les variables.

Tableau 10: Résultats du test de cointégration

T-Stat	Valeur Calculée	Seuil	I(0)	I(1)	Conclusion
F-stat	4.648	1%	4.042	5.648	Inconclusif
		5%	2.962	4.301	Cointégration
		10%	2.485	3.696	Cointégration
t-stat	-4.381	1%	-3.491	-4.7	Inconclusif
		5%	-2.838	-3.974	Cointégration
		10%	-2.508	-3.6	Cointégration

Source : Auteurs à l'aide de Stata 17.0

4.2. Résultats des estimations

Tableau 11: Résultats de l'estimation du modèle ARDL

ARDL (6,0,5,5,1) regression Sample: 2007q3 thru 2024q4 Log likelihood = -152.67041				Number of obs = 70 R-squared = 0.7427 Adj R-squared = 0.6301 Root MSE = 2.5876	
D.Inflation	Coefficient	Std. err.	t	P>t	[95% conf. interval]
ADJ					
Inflation					
L1.	-.423324	.0880696	-4.81	0.000	-.6003999 -.2462481
LR (Long Terme)					
Log Crédit à l'Economie ($lcred_t$)	19.81371	3.254007	6.09	0.000	13.27109 26.35633
Log PIB reel ($lgdp_t$)	-99.50832	15.04771	-6.61	0.000	-129.7638 -69.25287
Taux de change effectif réel ($tcer_t$)	.0606096	.1366053	0.44	0.659	-.2140538 .335273
Déficit budgétaire	-.0366739	.0194081	-1.89	0.065	-.0756964 .0023487
SR (Court Terme)					
Inflation ($infl_t$)					
LD.	.658851	.1179197	5.59	0.000	.4217576 .8959445
L2D.	.2410253	.1121181	2.15	0.037	.0155969 .4664538
L3D.	.3870403	.1036959	3.73	0.001	.1785458 .5955349
L4D.	-.3186659	.1147318	-2.78	0.008	-.5493496 -.0879822
L5D.	.3332768	.1143115	2.92	0.005	.1034382 .5631154
Log PIB Réel ($lgdp_t$)					
D1.	43.77167	13.69851	3.20	0.002	16.22896 71.31438
L4D.	-29.51194	11.49774	-2.57	0.013	-52.62971 -6.394181
Taux de change effectif réel ($tcer$)					
L4D.	-.2486048	.0771704	-3.22	0.002	-.4037663 -.0934434
Deficit budgétaire ($deficit$)					
D1.	.0141577	.0054993	2.57	0.013	.0031007 .0252148
Constante	434.5356	103.2843	4.21	0.000	226.8685 642.2027

Source: Auteurs à l'aide de Stata 17.0

4.3. Test de Diagnostic du modèle

Afin de valider les résultats, des tests de diagnostic ont été réalisés. Ci-après, les résultats des tests de diagnostic sont présentés.

4.3.1. Test d'autocorrélation des résidus

Le test de Breusch-Godfrey (LM) a été réalisé afin de vérifier la présence d'autocorrélation des résidus dans le modèle. L'hypothèse nulle stipule l'absence d'autocorrélation jusqu'à un ordre spécifié. Les résultats obtenus indiquent une statistique de χ^2=0.106 avec une p-value = 0.7445 supérieur au seuil de 5%. Nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation des résidus, ce qui atteste la validité des spécifications dynamiques du modèle.

Tableau 12. Test d'autocorrelation de Breusch-Godfrey

Breusch–Godfrey LM test for autocorrelation			
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.106	1	0.7445
	H0: no serial correlation		

Source: Auteurs à l'aide de Stata 17.0

4.3.2. Test d'hétéroscédasticité

Le test de Breusch-Pagan/Cook-Weisberg a été effectué afin de détecter une éventuelle hétéroscédasticité des résidus dans le modèle. L'hypothèse nulle postule l'homoscédasticité, c'est-à-dire une variance constante des erreurs. Les résultats du test indiquent une statistique de χ^2=3,14 avec une p-valeur de p=0.0763 supérieure au seuil de signification usuel (5 %). Nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle d'homoscédasticité, ce qui soutient la validité des inférences statistiques du modèle.

Tableau 13. Test d'hétéroscedasticité de Breusch-Pagan/Cook-Weisberg

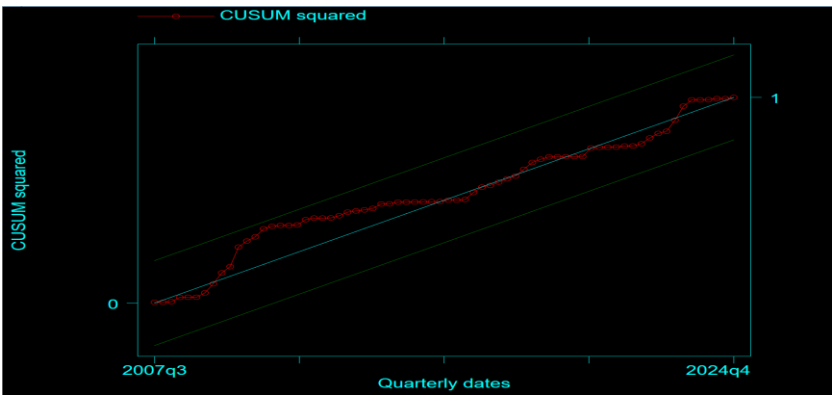
Breusch–Pagan/Cook–Weisberg test for heteroskedasticity
Assumption: Normal error terms
Variable: Fitted values of Inflation
H0 : Constant variance
Chi2(1) = 3.14
Prob > chi2 = 0.0763

4.3.3. Test de stabilité du modèle

La stabilité structurelle du modèle ARDL a été testée à l'aide du test CUSUM des carrés proposé par Brown, Durbin et Evans (1975), qui permet de détecter d'éventuelles ruptures dans la variance des résidus sur l'horizon temporel de l'échantillon.

Les résultats graphiques indiquent que la statistique cumulative des résidus quadratiques (CUSUM²) demeure entièrement contenue à l'intérieur des bandes de confiance à 5 % sur la période 2007T3-2024T4. Cela implique que l'hypothèse nulle de stabilité des paramètres ne peut être rejetée, et qu'aucun changement structurel significatif n'affecte la relation estimée entre les variables du modèle.

Figure 1: Test de Stabilité du modèle



Source : Auteurs à l'aide de Stata 17.0

4.3.4. Test de normalité des résidus

Afin de valider les conditions d'application du modèle de régression, nous avons testé la distribution des résidus à l'aide du test de Shapiro & Wilk (1965). Le test confirme la normalité des résidus, validant ainsi cette hypothèse fondamentale du modèle (graphiques à l'

annexe 6). Les résultats du test sont présentés dans le tableau suivant :

Tableau 14: Test de normalité des résidus

Variable	Observations (N)	W	V	z	Prob>z
Résidus du modèle	70	0.97579	1.490	0.867	0.19289

Source: Auteurs à l'aide de Stata 17.0

5. Discussion et interprétation des résultats

5.1. Le mécanisme d'ajustement vers l'équilibre

Le coefficient du terme de correction d'erreur (ECT), égal à -0,4233 et statistiquement significatif, indique que le système corrige environ 42,33 % de l'écart par rapport à l'équilibre de long terme chaque trimestre. Ce résultat est cohérent avec les conclusions de Johansen (1991) et d'Engel et Granger (1987), qui soulignent qu'un terme de correction d'erreur négatif et significatif constitue une validation de la dynamique de cointégration. La vitesse d'ajustement relativement élevée suggère que le déséquilibre est corrigé en moins de trois trimestres (approximativement 2,36 trimestres, soit environ 2 trimestres et 1 mois).

5.1.1. Les relations de long terme

Concernant les relations de long terme, les estimations montrent que le crédit à l'économie exerce une influence importante sur l'inflation. En

effet, une expansion de 1% du crédit bancaire est associée à une hausse de 19,8 points de base de l'inflation à long terme, toutes choses égales par ailleurs. Ce résultat implique un mécanisme de transmission fort lié au fait que l'argent injecté dans l'économie au Burundi se transforme rapidement en inflation plutôt qu'en croissance économique, ce qui serait dû à la faiblesse de l'offre.

À l'inverse, le produit intérieur brut présente exerce une influence négative sur l'inflation, et une hausse de 1% du PIB réel contribue à réduire de 99,5 points de base les tensions inflationnistes, toutes choses égales par ailleurs. Ce qui implique qu'au Burundi, l'inflation est avant tout un problème de pénurie de biens. Dès que l'offre de biens et services augmente (croissance du PIB), les prix chutent drastiquement.

Ainsi, les résultats confirment le rôle central du crédit à l'économie et du PIB réel dans la dynamique de l'inflation, alors que le taux de change et le déficit budgétaire semblent exercer un rôle secondaire non significatif à long terme.

5.1.2. Les dynamiques de court terme

L'analyse des résultats révèle que la dynamique inflationniste est largement expliquée par ses propres inerties, traduisant un phénomène d'inertie inflationniste, comme le soulignent Clarida et al., (1999) et Barro, (1995), qui insistent sur l'inertie de l'inflation dans les économies émergentes et en développement. Toutefois, le quatrième retard (L4D.) exerce un effet négatif, suggérant des mécanismes correctifs de retour à l'équilibre, ce qui rejoint les résultats de Bruno & Easterly, (1995), qui ont montré qu'au-delà d'un certain seuil, les pressions inflationnistes tendent à s'autoréguler.

Le crédit à l'économie n'a aucun terme au court terme, ce qui suggère que les effets du crédit à l'économie sur l'inflation sont essentiellement de long terme.

Le coefficient associé au PIB réel ($\Delta lgdp$) montre un effet positif et significatif, ce qui suggère que, toutes choses égales par ailleurs, une hausse de 1% du PIB réel stimule l'inflation de 43,7 points de pourcentage à court terme. Cette relation est cohérente avec la théorie keynésienne et confirmée par Fischer (1993) et Mallik & Chowdhury (2001), qui montrent qu'une croissance plus forte peut exercer des pressions sur la demande et donc sur les prix. Néanmoins, le quatrième retard du PIB réel (L4D.) présente un effet négatif sur l'inflation, ce qui s'accorde avec l'idée selon laquelle, dans le temps, une expansion économique soutenue peut favoriser la stabilité macroéconomique.

En ce qui concerne le taux de change effectif réel ($tcer$), seul le quatrième retard (L4D.) est significatif et négatif, indiquant qu'une appréciation réelle retardée du taux de change effectif contribue à réduire l'inflation. Ce résultat corrobore les conclusions de Choudri & Hakura (2001) qui démontrent que le pass-through du taux de change à l'inflation est non seulement incomplet, mais peut également se matérialiser avec un décalage temporel.

Enfin, le déficit budgétaire apparaît positif et significatif à la première différence (D1.), confirmant qu'un accroissement du déficit public exerce de pressions inflationnistes. Ce constat est en ligne avec la vision monétariste développée par Wallace & Sargent, (1994) et confirmé empiriquement par Catao et al. (2003) qui associent le financement monétaire des déficits aux poussées inflationnistes persistantes.

Conclusion et implications politiques

L'objectif de cette étude était d'analyser dans quelle mesure et par quels mécanismes l'expansion du crédit à l'économie observée au Burundi depuis 2018 a-t-elle contribué à la montée et à la persistance de l'inflation au Burundi à l'aide du modèle autorégressif des retards échelonnés sur les données trimestrielles couvrant la période 2005 à 2024. Les résultats empiriques révèlent une relation de cointégration

significative entre le crédit à l'économie et l'inflation, confirmant l'existence d'une relation de long terme entre les deux variables. Ce résultat suggère qu'une expansion soutenue du crédit à l'économie alimente la pression inflationniste dans un contexte de faible capacité productive.

Au vu des résultats obtenus, l'effet inflationniste significatif du crédit à l'économie confirme que l'expansion monétaire constitue un facteur inflationniste structurel. D'où la nécessité pour la Banque Centrale de mettre en place une politique monétaire prudente visant à tempérer la croissance du crédit en l'absence d'une croissance économique réelle. Une stratégie combinant une politique monétaire prudente, une bonne gestion des finances publiques et une croissance inclusive et soutenue permettrait d'atténuer les pressions inflationnistes, de stimuler l'offre globale, et d'améliorer l'efficacité de la transmission de la politique monétaire.

Les limites de l'étude sont principalement liées au fait qu'elle repose sur un modèle linéaire ne permettant pas de capter les relations non linéaires ou asymétriques entre l'inflation et les crédits à l'économie. Ensuite, l'étude ne tient pas compte de certaines variables externes ou structurelles importantes, telles que les prix internationaux des matières premières, les taux d'intérêt, ou les chocs exogènes comme les crises sanitaires ou géopolitiques, susceptibles d'influencer significativement l'inflation dans une petite économie ouverte comme le Burundi.

Des études futures pourraient approfondir l'analyse en intégrant d'autres variables afin d'enrichir la compréhension des canaux de transmission du crédit dans un contexte macroéconomique sujet aux chocs exogènes fréquents.

Références

Acharya, B. R. (2024). Determinants of inflation and impact of selected Macro variable on Inflation in Nepal. *The Nepalese Management Review, 20*(1), 147-160.

Agénor, P.-R., & Montiel, P. J. (2015). *Development Macroeconomics* (éd. 4th). Princeton University Press.

Asfuroğlu, D. (2021). The Determinants of Inflation in Emerging Markets and Developping Countries: A literature Review. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, 21*(2), 483-504.

Ayal, B. A., Aynalem, M. M., & Bekalu, K. Y. (2024). Determinants of Inflation in Ethiopia: An Econometric Analysis Using Ardl Bounds Testing Approach . *Journal of Economics, Finance and Accounting, 11*(2), 85-96. https://doi.org/http://doi.org/10.17261/Pressacademia.2024.1956

Barro, R. J. (1995). Inflation and Economic Growth. *NBER Working Paper Series*(5326).

Bernanke, B. S., & Gertler, M. (1995). Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economic Perspectives*, 27–48.

Bernanke, B. S., & Gertler, M. (1995). Inside the Black Box: The Credit Channel of the Monetary Policy Transmission. *NBER Working Paper Series*, 1-38.

Blanchard, O., & Johnson, D. R. (2012). *Macroeconomics* (éd. 6th). Pearson.

Bourbonnais, R. (2015). *Econométrie - Cours et Exercices corrigés* (éd. 9th). Paris, France: Dunod.

BRB. (2022). *Rapport annuel 2021.* Bujumbura: Banque de la République du Burundi (BRB).

Bruno, M., & Easterly, W. (1995). Inflation Crises and Long Run Growth. *NBER Working Paper Series*(5209).

Čaklovica, L., & Efendic, S. A. (2020). Determinants of Inflation in Europe. *Financial Internet Quarterly, 16*(3), 51-79. https://doi.org/https://doi.org/10.2478/fiqf-2020-0018%0A

Calza, A., Manrique, M., & Sousa, J. (2006). Credit in the euro area: An empirical investigation using aggregate data. *The Quarterly Review of Economics and Finance, 46*(2), 211-226. https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.qref.2005.02.001

Catao, L., Torres, & Marco, E. (2003). *Fiscal Deficits and Inflation.* Rsearch Department. International Monetary Fund.

Choudri, E. U., & Hakura, D. S. (2001). *Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: Does the inflationary Environment Matter?* IMF Institute.

Clarida, R., Galí, J., & Gertler, M. (1999). The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective. *Journal of Economic Literature, XXXVII* , 1661–1707.

Désiré, N. J. (2007). The effect of exchange rate policy on inflation in post-conflict economies: The case of Burundi. *African Economic Research Consortium*.

Durevall, D., & Ndug'u, N. S. (1999). A Dynamic Model of Inflation for Kenya, 1974-1996. *IMF Working Paper*, 1-34.

Durevall, D., & Sjo, B. (2012). The Dynamics of Inflation in Ethiopia and Kenya. (151), pp. 1-29.

Emikönel, M. (2022). The Relationship Between Inflation and Individual Credit Utilizatıon: An Examination on Turkey with the ARDL Bounds Test Approach. *Türkiye Ekonomisinde Enflasyon Dinamikleri*.

Fischer, S. (1993). The role of macroeconomic factors in Growth. *Journal of Monetary Economics, 32*, 485-512.

Friedman, M. (1968, March). The Role of Monetary Policy. *American Economic Review, 58*(1), 1–17.

Goodhart, C. A., Tsomocos, D. P., & Wang, X. (2023). Bank credit, inflation, and default risks over an infinite horizon. *Journal of Financial Stability, 67*, 1-16. https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.jfs.2023.101131

Gujarati, D. N. (2004). *Basic Econometrics* (éd. 4th). McGraw-HiII/lrwin.

Hyndman, R. J., & Athanasopoulos, G. (2018). *Forecasting: Principles and Practices* (éd. 2nd). Melbourne, Australia: Monash University. Consulté le April 29, 2025, sur https://otexts.com/fpp2/

IMF. (2023). *Article IV Consultation*. Burundi: Press Release.

Iossifov, P., & Khamis, M. (2009). Credit Growth in Sub-Saharan Africa - Sources, Risks, and Policy Responses. *IMF Working Paper, 2009*(180), 1-30.

Johnson, K.-A. (2015). Analysis of the impact of the economic credits on the inflation and Economic Growth in Togo. *African Journal of Marketing Management, 7*(6), 69-79. https://doi.org/10.5897/AJMM2014.0414

Kamin, S. B. (1996). Real exchange rates and inflation in exchange-rate based stabilizations: an empirical examination. *International Finance Discussion Papers*(554).

Kandil, M., & Morsy, H. (2009). Determinants of Inflation in GCC. *IMF Working Paper*, 1-34.

Khan, M. S., & Senhadji, A. S. (2000). Threshold Effects in the Relationship Between Inflationa and Growth. *IMF Working Paper*.

Korkmaz, S. (2015). Impact of Bank Credits on Economic Growth and Inflation. *Journal of Applied Finance & Banking, 5*(1), 57-69.

Kwon, G., Mcfarlane, L., & Robinson, W. (2009, 10 21). Public Debt, Money Supply, and Inflation: A cross-country study. *IMF Staff Papers, 56*(3), pp. 476–515.

Lim, Y. C., & Sek, S. K. (2015). An Examination on the Determinants of Inflation . *Journal of Economics, Business and Management, 3*(7), 678-682. https://doi.org/10.7763/JOEBM.2015.V3.265

Mallik, G., & Chowdhury, A. (2001). Inflation And Economic Growth: Evidence from Four South Asian Countries. *Asia-Pacific Development Journal, 8*(1), 123-135.

Mansour, E. A. (2022). Causes of Inflation In The Sudan: An Empirical. *Migration Letters, 19*, 1765-1771.

Mba Fokwa, A., & Dazoue Dongue, G.-P. (2013). An Econometric Analysis of the Nexus between Credit to the Private Sector, Inflation and Economic Growth: Case of Cameroon 1965-2010. *Global Journal of Management and Business Research Interdisciplinary, 13*(7), 40-53.

Mbongo, J. E., Mutasa, F., & Msigwa, R. E. (2014). The Effects of Money Supply on Inflation in Tanzania. *Economics, 3*(2), 19-26. https://doi.org/10.11648/j.eco.20140302.11

Messori, M. (2002). Credit and Money In Schumpeter'S Theory. *Conference (Università di Bergamo)*. Rome: University of Rome Tor Vergata - Faculty of Economics. Consulté le march 24, 2025, sur https://art.torvergata.it/retrieve/e291c0d3-69b8-cddb-e053-3a05fe0aa144/169.pdf

Mishkin, S. F. (2022). *The Economics of Money, Banking and Financial Markets* (éd. 13th). Pearson Education . https://doi.org/ISBN 978-0-13-689435-3

Mishra, P., Montiel, P., & Spilimbergo, A. (2012). Monetary Transmission in Low Income Countries. *IMF Economic Review*, 270–302.

Moriyama, K. (2008). *Investigating Inflation Dynamics in Sudan.* Intenational Monetary Fund, Middle East and Central Asia Department. International Monetary Fund.

Nawaz, A., Shakeel, M., & Tariq, B. T. (2019). Does Financial Development Induce Inflation? ARDL Based Evidence from Pakistan. *IUB Journal of Social Sciences, 1*(1), 10-24.

Ndikumwenayo, V. (2017). Les Causes de l'Inflation au Burundi. *Revue Economique et Monétaire*, 52-79.

Nkurunziza, A., & Ntwari, A. d. (2022). Analyse du « pass-through » du taux de change. *Revue Economique et Monétaire*, 5-27.

Orimogunje, O. E. (2019). The Impact Of Banking Credit On Economic Growth And Inflation: The Case Of Nigeria. *IOSR Journal of Business and Management (IOSR-JBM), 21*(2), 32-44.

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches To The Analysis of Level Relationships. *Journal of*

Applied Econometrics, pp. 289–326. https://doi.org/10.1002/jae.616

Rahimov, V., Adigozalov, S., & Mammadov, F. (2016). Determinants of Inflation in Azerbaijan. *Working Paper Series, Central Bank of Azerbaijan, 7*, 1-20.

Romero, J. P., & Marín, K. L. (2017, June). Inflation and Public Debt. *Monetaria*, pp. 39-94.

Sanusi, K., Meyer, D. Ś., & B. (2017). The Relationship Between Changes in Inflation and Financial Development . *Polish Journal of Management Studies, 16*(2), 253-265. https://doi.org/10.17512/pjms.2017.16.2.22

Schober, P. M., Boer, C. P., & Schwarte, L. A. (2018, May). Correlation Coefficients: Appropriate Use and Interpretation. *Anesthesia & Analgesia*, 1763-1768. https://doi.org/DOI: 10.1213/ANE.0000000000002864

Schumpeter, J. (1911). A Theory of Economic Development. *Harvard University Press.*

Siddiqui, A., Riaz, F., & Mehmood, K. A. (2024). A Comparative Analysis of Inflation Determinants in Bangladesh, India and Pakistan. *Journal of Development and Social Sciences, 5*(2), 702-713. https://doi.org/https://doi.org/10.47205/jdss.2024(5-II)66

Simpasa, A., & Gurara, D. (2011). Inflation Dynamics in selected East African countries: Ethiopia, Kenya, Tanzania and Uganda. *AfDB Brief*, 1-21.

Wallace, N., & Sargent, T. J. (1994). Some Unpleasant Monetarist Arithmet. *The Theory of Inflation*, 291-307. https://doi.org/https://doi.org/10.21034/qr.531

Yılmaz, M. (2023). Asymmetric causality analysis between consumer loans and inflation in Turkey. *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 1–18.

Annexes

Les retards optimaux indiqués dans cette annexe peuvent être consultés dans le tableau 8.

1. Le taux d'inflation

Le nombre de retards optimaux pour effectuer le test ADF est de 2. Cela dit que le test ADF va reposer sur un processus $AR(2): infl_t = \sum_{i=1}^{2} \rho_i infl_{t-i} + \varepsilon_t$.

Annexe 1: Test de stationnarité de taux d'inflation

Variable	ADF niveau (cons.)	ADF niveau (cons + tend.)	ADF 1ère diff. (cons.)	Conclusion
$infl$	-2.904 (0.0025) ***	-2.973 (0.1397)	-	I(0)
. : T-stat (.) : p-value *** : significatif à 1 % ; ** : 5 % ; * : 10 %				

Source : Auteurs à l'aide de Stata 17.0

En se référant à la table statistique de Dickey-Fuller, la constante est statistiquement significative. La variable $infl_t \sim I(0)$.

2. Log Crédit à l'économie

Le nombre de retards optimaux obtenus pour la variable $lcred_t$ est de 2 retards. Le test ADF repose sur un processus $AR(2): lcred_t = \sum_{i=1}^{2} \gamma_i lcred_{t-i} + \varepsilon_t$. Le test ADF en niveau avec drift et trend ne permet de rejeter l'hypothèse nulle de présence d'une racine unitaires, ce qui permet de passer à l'étape suivante et effectuer le test de stationnarité en différence première. Les résultats du test ADF en sont résumés dans le tableau ci-après :

Annexe 2: Test de stationnarité du Crédit à l'Economie

Variable	ADF niveau (cons.)	ADF niveau (cons + tend.)	ADF 1ère diff. (cons.)	ADF 1ère diff. (cons + tend.)	Conclusion
$lcred$	0.811 (0.7899)	-0.817 (0.9642)	-3.972 (0.0016) ***	-4.019 (0.0083) ***	I(1)

. : T-stat
(.) : p-value
*** : significatif à 1 % ; ** : 5 % ; * : 10 %

Source : Auteurs à l'aide de Stata 17.0

Les résultats montrent que la variable $D.lcred \sim I(0)$, et par conséquent $lcred_t \sim I(1)$.

3. Log Produit Intérieur Brut réel

Le nombre de retards optimaux est de 4 pour la variable $lgdp_t$. Le test ADF repose sur le processus $AR(4): lgdp_t = \sum_{i=1}^{4} \delta_i lgdp_{t-i} + \varepsilon_t$. Le test en niveau ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle de présence d'une racine unitaire. Les résultats du test de stationnarité en différence première attestent la stationnarité de $D.lgdp_t$, d'où $lgdp_t \sim I(1)$.

Annexe 3: Test de stationnarité du Produit intérieur brut

Variable	ADF niveau (cons.)	ADF niveau (cons + tend.)	ADF 1ère diff. (cons.)	ADF 1ère diff. (cons + tend.)	Conclusion
$lgdp$	-1.308 (0.6256)	-2.047 (0.5754)	-7.783 (0.0000) ***	-7.870 (0.0000) ***	I(1)

. : T-stat
(.) : p-value
*** : significatif à 1 % ; ** : 5 % ; * : 10 %

Source : Auteurs à l'aide de Stata 17.0

4. Taux de change effectif réel

Quatre retards optimaux ont été déterminés par la méthode de sélection de retards optimaux pour la variable $tcer$. Le test ADF repose donc sur un processus $AR(4): tcer_t = \sum_{i=1}^{4} \varphi_i tcer_{t-i} + \varepsilon_t$. Les résultats du test ADF montrent que la variable $tcer$ est stationnaire en niveau. D'où $tcer \sim I(0)$.

Annexe 4: Test de stationnarité du taux de change effectif réel

Variable	ADF niveau (cons.)	ADF niveau (cons + tend.)	ADF 1ère diff. (cons.)	ADF 1ère diff. (cons + tend.)	Conclusion
TCER	-4.118 (0.0000) ***	-4.323 (0.0029) ***	-	-	I(0)

.: T-stat
(.) : p-value
***: significatif à 1 % ; **: 5 % ; *: 10 %

Source : Auteurs à l'aide de Stata 17.0

5. Le déficit budgétaire

Le nombre de retards optimaux sélectionnées pour la variable $deficit$ est de quatre (4). Le test ADF repose donc sur le processus $AR(4): deficit_t = \sum_{i=1}^{4} \vartheta_i deficit_{t-i} + \varepsilon_t$. Le test ADF ne confirme pas la stationnarité en niveau mais le test en différence première atteste que $deficit \sim I(1)$.

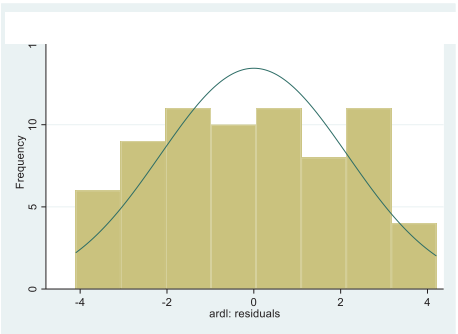
Annexe 5: Test de stationnarité du déficit budgétaire

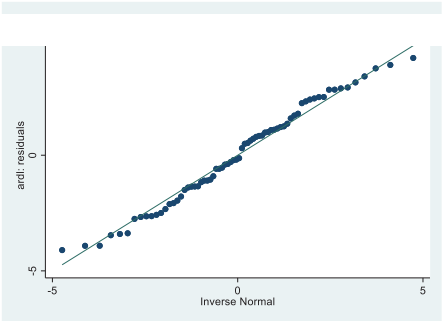
Variable	ADF niveau (cons.)	ADF niveau (cons + tend.)	ADF 1ère diff. (cons.)	ADF 1ère diff. (cons + tend.)	Conclusion
TCER	-0.388 (0.9120)	-3.064 (0.1150)	-8.461 (0.0000)	-8.553 (0.0000)	I(1)

. : T-stat
(.) : p-value
*** : significatif à 1 % ; ** : 5 % ; * : 10 %

Source : Auteurs à l'aide de Stata 17.0

Annexe 6: Test de Normalité des résidus





DISCIPLINE BUDGETAIRE FACE A L'AIDE PUBLIQUE AU DEVELOPPEMENT AU BURUNDI (1990-2021)

*Justin MUKUNDABANTU**

Résumé

La relation dynamique entre les composantes d'Aide Publique au Développement et les agrégats budgétaires nationaux est analysée à l'aide d'un modèle vectoriel autorégressif cointégré, avec des données annuelles sur la période de 1990-2021. L'aide a joué un rôle important dans l'équilibre budgétaire à long terme, associée à une augmentation de l'effort fiscal et des dépenses publiques, ainsi qu'à une augmentation de l'emprunt intérieur. Étant donné qu'une meilleure gestion budgétaire et une réduction des emprunts intérieurs sont des conditions politiques courantes attachées à l'aide, cela suggère l'Aide Publique au Développement n'a pas été associée à une discipline budgétaire ou à des réponses politiques bénéfiques au Burundi.

Ainsi, afin d'être soutenu dans les efforts aux programmes de développement, le gouvernement burundais devrait avoir une discipline budgétaire et gérer l'aide étrangère de manière efficace en mettant en place des réformes de la gestion des finances publiques qui visent à améliorer l'efficience des dépenses. Les flux d'aide auront alors le potentiel de compenser les déficits de recettes, réduire les dépenses et la dette intérieure.

Mots clés : Discipline budgétaire, Aide Publique au Développement

Classification JEL : E62, F35, O55

* Cadre du Service Recherche et Documentation de la BRB.
E-mail : jmukundabantu@brb.bi

Abstract

The dynamic relationship between Official Development Assistance components and national fiscal aggregates is analyzed using a cointegrated vector autoregressive model, with annual data for the period 1990-2021. Aid has played an important role in long-term fiscal balance, associated with an increase in tax effort and public spending, as well as an increase in domestic borrowing. Given that improved budget management and reduced domestic borrowing are common policy conditions attached to aid, this suggests that Official Development Assistance has not been associated with fiscal discipline or beneficial policy responses in Burundi.

To support its development program efforts, the Burundian government should exercise fiscal discipline and manage foreign aid effectively by implementing public financial management reforms aimed at improving spending efficiency. Aid flows will then have the potential to offset revenue shortfalls reduce spending and domestic debt.

Keywords : Fiscal Discipline, Official Development Assistance

JEL Classification : E62, F35, O55

I. Introduction générale

Le problème de dépendance vis-à-vis de l'Aide Publique au Développement est apparu dans la plupart des pays en développement durant les années 70 ainsi qu'au début des années 80 pour ceux africains. Les pays en développement ont le plus souvent recours à ces modes de financement afin de combler l'insuffisance des ressources intérieures à financer les dépenses publiques (Abuzeid, 2009). En Afrique, la plupart des pays viennent de connaitre environ une soixantaine d'années d'aide au développement, entamée au lendemain des indépendances. Depuis cette époque, plusieurs milliards de dollars ont été injectés en Afrique sous forme d'aide. Paradoxalement, la plupart des pays restent dépendants de l'aide ; l'effectif des pauvres a augmenté, faisant à terme de la pauvreté un phénomène essentiellement africain (OCDE, 2023).En septembre 2015, les pays africains se sont joints à l'Organisation des Nations Unies (ONU) en adoptant un nouvel agenda international à savoir les Objectifs du Développement Durable (ODD), qui constitue une feuille de route ambitieuse pour faire face aux grands enjeux mondiaux : réduire la pauvreté et lutter contre les inégalités, la faim et le changement climatique d'ici 2030. Cependant, l'atteinte de ces objectifs nécessite d'importantes sources de financements, notamment dans les pays bénéficiant de l'aide internationale. La recherche des ressources financières pour un développement durable constitue dans ce cadre l'essence du monde entier. Ainsi, le développement durable prôné, nécessite des efforts considérables de la part des gouvernements relatifs au comportement budgétaire face aux appuis extérieurs. En principe, étant donné que la majeure partie de l'aide dépensée dans le pays passe par le gouvernement ou finance des services qui autrement constitueraient une demande sur le budget (Morrissey, 2012), l'efficacité de l'aide dépend du comportement budgétaire du secteur public (McGillivray & Morrissey, 2001). L'aide peut donc induire des changements de comportement budgétaire, par exemple en raison d'exigences de conditionnalité ou d'attentes adaptatives.

Au Burundi, étant donné que les agrégats budgétaires (recettes fiscales, dette intérieure et dépenses courantes et d'investissement) n'ont augmenté que progressivement depuis les années 1990, le gouvernement n'a pas été en mesure de maintenir un équilibre budgétaire incluant l'aide, il a donc emprunté. A partir des statistiques de l'Organisation de Coopération et de Développement Economique (OCDE) collectées au cours des quatre dernières décennies, l'aide internationale globale acheminée vers le Burundi remonte en moyenne, à hauteur d'environ 12 % du PIB (OCDE, 2023). Sur la période de 1990 à 2021, la mobilisation des ressources fiscales internes a

atteint en moyenne 15,13% du PIB avec un taux de croissance moyen de 5,15 %. Les dépenses publiques totales ont augmenté en moyenne de 6,23% dont une augmentation moyenne de 5,21% pour les dépenses courantes et 19,5% pour les dépenses d'investissement. On constate que les dépenses publiques n'ont pas pu être comblées par les ressources fiscales internes, ce qui a engendré un déficit budgétaire permanent. A cet effet, le gouvernement a eu recours à l'endettement interne avec un taux de croissance de 10,04% en moyenne sur la même période (BRB, 2023).

Comme tant d'autres pays en développement, le Burundi n'est donc pas épargné du problème de dépendance vis-à-vis du financement extérieur. Les emprunts et les rééchelonnements accordés à l'Etat du Burundi, n'ayant pas permis de réduire le déficit budgétaire, ni de permettre une baisse considérable du niveau de dépendance extérieure, se pose le problème de la gestion des financements extérieurs. En tant qu'un pays qui a reçu depuis longtemps d'APD mais qui ne parvient pas à une mobilisation soutenue des ressources interne, un endettement réduit ainsi qu'à des dépenses stratégiques, cela suscite des interrogations en ce qui concerne la gestion, l'orientation et l'importance de l'APD dans les choix budgétaires. Pourtant, le document d'orientation « Vision Burundi, Pays émergent en 2040 et Pays développé en 2060 » préconise une réduction progressive de la dépendance du pays vis-à-vis de l'aide, ce qui implique une discipline budgétaire à travers la mobilisation des recettes publiques, la rationalisation des dépenses publiques et la gestion saine de la dette publique.

Le Burundi constitue donc une étude de cas intéressante en ce qui concerne les effets budgétaires de l'aide. Ainsi, étant donné que beaucoup d'études antérieures n'étendent pas l'analyse de l'effet de l'APD sur la mobilisation des ressources fiscales, notre analyse devient intéressante dans la mesure où elle vient enrichir et élargir la littérature et travaux empiriques déjà existants dans le monde scientifique. C'est ainsi que l'objet de cette étude consiste à étudier le comportement budgétaire du Burundi face à l'aide publique au développement.

Le reste de ce document est structuré comme suit. Outre l'introduction, la première section définit les aspects théoriques et empiriques de l'influence des différentes composantes d'APD sur les agrégats budgétaires. La deuxième section consiste à présenter une analyse descriptive de la relation entre les différentes composantes d'APD et les agrégats budgétaires au Burundi. Ensuite, la troisième section présente l'approche méthodologique et les

résultats obtenus. Enfin, l'étude est bouclée par une conclusion générale et quelques implications politiques.

II. Revue de littérature théorique et empirique

II.1. Analyse théorique de la discipline budgétaire et ses indicateurs

La discipline budgétaire peut être définie comme comportement qui permet au gouvernement de maintenir des positions budgétaires qui ne créent pas de déséquilibres macroéconomiques et soutiennent la stabilité et la croissance économique (Hemming, Kell & Mahfouz, 2002).

Dans cette perspective, le gouvernement doit éviter l'accumulation de dettes et l'utilisation aveugle de fonds destinés à des institutions ou à des projets désignés. Rubin (2007) définit la répartition de la discipline budgétaire en termes de composantes politiques, procédurales et institutionnelles de la budgétisation publique aux différents niveaux de gouvernement.

La discipline budgétaire fait référence à la capacité du gouvernement à équilibrer les recettes et les dépenses. Lorsque la discipline budgétaire n'est pas maintenue, les dépenses dépassent les recettes, ce qui crée un déficit budgétaire (c'est-à-dire un besoin de financement public) qui doit être financé par la dette ou par la création monétaire, ces deux phénomènes ayant des conséquences néfastes à long terme (Adekunle et al., 2021).

L'expression utilisée dans la littérature économique est celle de « règle budgétaire » (fiscal rule). Une règle budgétaire peut être définie comme une contrainte durable imposée à la politique budgétaire sous la forme d'une cible numérique portant sur un agrégat clé des finances publiques (Kopits & Symansky, 1998). L'objectif global d'une règle budgétaire est la soutenabilité des finances publiques. L'agrégat visé dans cette perspective globale est le niveau de la dette publique. La cible, quant à elle, peut porter soit directement sur le niveau de la dette publique soit sur un agrégat intermédiaire en relation avec le niveau de la dette publique, tel le solde budgétaire, les dépenses publiques ou les recettes publiques (Bénassy-Quéré et al., 2012).

La discipline budgétaire fait donc référence à la pratique consistant à maintenir le contrôle des dépenses et des emprunts publics afin d'assurer la stabilité et la durabilité financières. Cela implique de prendre des décisions responsables et prudentes en matière de budgétisation, de fiscalité et de dépenses publiques afin d'éviter un endettement excessif et de maintenir un budget équilibré.

Dans le contexte d'un budget, le terme « discipline » peut être utilisé pour souligner l'importance de contrôler les dépenses et de gérer les finances publiques de manière responsable.

II.2. Revue théorique de la discipline budgétaire et l'Aide Publique au Développement

La plupart des conceptions théoriques s'appuient sur la fongibilité et analysent les implications de l'aide sur le comportement budgétaire du gouvernement. L'aide est dite fongible si les bénéficiaires ne l'utilisent pas de la manière prévue par les donateurs. L'hypothèse sous-jacente est que les donateurs accordent leur aide pour financer des investissements publics et que la fongibilité apparaît lorsque les bénéficiaires détournent ces fonds pour financer les dépenses de consommation du gouvernement, car un tel détournement réduit l'efficacité de l'aide (Banque mondiale, 1998). Dans ce cas, la fongibilité survient parce que les donateurs et les bénéficiaires ont des préférences différentes en matière d'allocation des dépenses (McGillivray & Morrissey, 2000). L'une des préoccupations des donateurs est qu'ils souhaitent que l'aide finance des dépenses dans un secteur particulier, comme la santé, mais la fongibilité peut réduire la mesure dans laquelle l'aide augmente les dépenses dans ce secteur (McGillivray & Morrissey, 2004 :2015).Il est de plus en plus reconnu dans la littérature que le recours au financement extérieur pour le développement n'est pas durable car, non seulement cette source de financement est imprévisible, mais elle limite également la marge de manœuvre politique d'un pays, réduit son sentiment d'appropriation du processus de développement et conduit à un problème de viabilité de la dette à long terme (Gupta et al., 2006). Si les pays africains étaient en mesure de compter sur leurs revenus intérieurs et d'autres sources de financement internes, leur dépendance à l'égard du financement externe pour les projets de développement diminuerait. Cela leur permettrait également de tirer parti de leurs priorités nationales avec un financement provenant de sources nationales plutôt que de compter sur le financement des donateurs avec les conditionnalités associées à ce financement (Aggrey, 2013). La littérature suggère que l'indiscipline budgétaire continue de poser de sérieux problèmes dans la plupart des pays en développement, en grande partie attribué à l'augmentation des dépenses publiques, alors que la mobilisation des recettes reste faible. Toutefois, la nature orthodoxe de l'aide publique au développement est que la majeure partie de celle-ci soit acheminée via le secteur public. Cela signifie que pour qu'il y ait un impact réel de l'aide étrangère sur l'économie, cela dépend fortement de la manière

dont le secteur public réagit aux afflux d'aide ressources, et dans ce cas, le secteur public étant le gouvernement bénéficiaire (McGillivray & Morrissey, 2001).

De tout ce qui précède, l'identification des effets budgétaires de l'aide est donc une condition préalable à la compréhension de l'efficacité macroéconomique de l'aide. Comme la majeure partie de l'aide est destinée au secteur public, son impact sur la croissance et la réduction de la pauvreté dépend essentiellement de la manière dont elle influence la discipline budgétaire du gouvernement en affectant les agrégats budgétaires. Nous examinons dans ce qui suit des études empiriques sur le sujet.

II.3. Revue empirique de la discipline budgétaire et l'Aide Publique au Développement

La relation empirique entre l'aide étrangère et le comportement budgétaire a fait l'objet de nombreuses recherches et jusqu'à présent, les preuves n'ont pas été concluantes. Selon les spécifications des différents modèles et avec des types de désagrégation de l'aide et des agrégats budgétaires, les résultats varient entre des flux d'aide associés ou non à une discipline budgétaire.

McGillivray et Ouattara (2005) ont appliqué un modèle de réponse budgétaire pour examiner les interactions entre l'aide étrangère et le comportement budgétaire du gouvernement en Côte d'Ivoire au cours de la période 1975-1999. Les résultats ont montré qu'une part importante de l'aide étrangère était utilisée pour assurer le service de la dette publique, par rapport à d'autres types de dépenses publiques. L'aide étrangère a induit une réduction de l'effort fiscal et n'a pas correspondu à des réductions du niveau de la dette publique, ce qui implique que l'aide et la dette publique ne se sont pas substitués au financement dépenses publiques.

Morrissey, M'Amanja et Lloyd (2007) ont étendu l'approche des réponses impulsionnelles des séries temporelles avec des données officielles du Kenya pour 1964-2004 et estimé les effets budgétaires des dons et des prêts d'aide. Ils ont constaté que les dons d'aide étaient associés à une augmentation des dépenses tandis que les prêts étaient une réponse à des déficits imprévus, c'est-à-dire que si les dépenses dépassaient les recettes (impôts et dons), le gouvernement recherchait des prêts pour financer le déficit. Les aides ont eu un effet insignifiant sur les recettes fiscales.

Dans cette même lignée, Martins (2010) a proposé une application plus récente et complète du CVAR dans l'analyse de l'effet budgétaire de l'aide, en

utilisant un ensemble de données trimestrielles pour l'Ethiopie. Il a trouvé des preuves d'une relation positive à long terme entre l'aide et les dépenses d'investissement, mais pas entre l'aide et les dépenses courantes (infongibilité de l'aide). Il a aussi constaté que les emprunts intérieurs augmentent en réponse aux déficits des recettes (impôts et dons), et rien n'a prouvé que l'aide réduisait l'effort fiscal.

Fagernäs et Schurich (2004) ont mené une étude sur les mouvements d'aide et agrégats budgétaires au Malawi. Ils ont utilisé plusieurs modèles à Correction d'Erreur Vectorielle (VEC) pour estimer les effets budgétaires de l'APD nette, des dons et des prêts concessionnels sur les agrégats budgétaires sur une période de trente ans. Les résultats de l'estimation ont prouvé que les augmentations dans les trois types de financement extérieur ont eu un impact positif sur l'investissement public et un effet négatif sur les emprunts intérieurs. Ainsi, l'augmentation de l'aide étrangère n'a pas découragé l'effort fiscal, mais en termes de la consommation publique, l'augmentation des dons et de l'APD nette avait une association négative avec la consommation tandis que les prêts étaient positivement associés à la consommation.

Bwire, Morrissey et Lloyd (2013) ont évalué la dynamique de la relation entre l'aide étrangère et les variables budgétaires intérieures en Ouganda sur la période 1972- 2008. Ils ont utilisé un modèle VAR cointégré pour leur analyse empirique. Les principaux résultats selon l'étude ont révélé que l'aide étrangère et les variables budgétaires formaient une relation stationnaire à long terme. Les résultats ont montré que l'aide étrangère encourage l'effort fiscal, réduit les emprunts intérieurs et augmente les dépenses publiques.

Ainsi, Bwire, Lloyd et Morrissey (2017) ont fait la même étude à l'aide d'un modèle vectoriel autorégressif cointégré avec des données annuelles pour 1972-2008 et des données trimestrielles pour 1997-2014 en Ouganda. L'aide a été un élément important de l'équilibre budgétaire à long terme, associée à un effort fiscal, à des dépenses publiques accrus et à une réduction des emprunts intérieurs.

Osei et Morrissey (2005), ont appliqué des méthodes vectorielles autorégressives (VAR) sur 34 années de données annuelles au Ghana pour modéliser l'effet de l'aide sur le comportement budgétaire. Les résultats ont prouvé que l'aide publique au Ghana a été associée à une réduction des emprunts intérieurs et à un effort fiscal accru, se combinant pour augmenter les dépenses publiques.

Osei et Morrissey (2003) ont appliqué l'analyse VAR pour examiner les effets de l'aide sur le budget au Ghana entre 1966 et 1998. Leur modèle de fonction de réponse impulsionnelle a montré qu'après stabilisation, une injection soutenue d'aide conduit à une hausse de la consommation publique, mais à seulement une légère augmentation des investissements publics. L'aide a été associée à une forte augmentation des recettes intérieures et une diminution un peu plus faible des emprunts intérieurs. L'analyse a montré aussi que l'aide au Ghana a été davantage utilisé pour faciliter l'ajustement budgétaire que pour financer des niveaux plus élevés de dépenses publiques.

Batten (2010) a appliqué un modèle dynamique de correction d'erreur vectorielle (VECM) pour estimer un système simultané d'équations budgétaires entre 1974 et 2008 en Papouasie Nouvelle Guinée. Il a constaté que l'aide contribuait à une indiscipline budgétaire du gouvernement dans les dépenses de développement et a conduit à une baisse dans la collecte des recettes intérieures, mais elle a également constitué une source importante de réduction de la dette.

En appliquant l'approche VECM pour le Pakistan, Butt et Javid (2013) ont constaté que les dons étrangers ont eu un impact négatif sur la responsabilité budgétaire du gouvernement. Ils ont réduit la collecte des recettes intérieures tout en augmentant la dette extérieure. La relation entre l'aide et la dette intérieure a été sans ambiguïté négative. Ils ont prouvé que si un choc positif est administré pour accorder une aide, il diminue le niveau de la dette publique à court et à long terme. Cela signifie que le gouvernement a préféré substituer l'aide aux revenus intérieurs et emprunts intérieurs.

De manière générale, ces études montrent l'effet des composantes d'aide sur les agrégats budgétaires. L'impact semble être spécifique à chaque pays, mais cela ne devrait être surprenant dans la mesure où les gouvernements diffèrent dans leur comportement budgétaire face à l'aide.

À partir des cas ci-dessus, nous remarquons que les chercheurs ont eu du mal à généraliser l'effet que les flux d'aide étrangère ont sur le comportement budgétaire des gouvernements bénéficiaires. Les résultats varient de l'étude à étude, chaque cas produisant des résultats spécifiques au contexte.

III. Faits stylisés sur les agrégats budgétaires et l'Aide Publique au Développement au Burundi

Cette section décrit d'abord les agrégats budgétaires en tant qu'instruments de la politique budgétaire déterminant le comportement budgétaire de l'Etat

au Burundi. Ensuite, elle analyse certaines composantes de l'Aide Publique au Développement offerte par le Comité d'Aide Publique au Développement (CAD) au Burundi pour tenter d'identifier des épisodes de chocs et la réaction des variables budgétaires que nous considérons hypothétiquement comme réponse des autorités budgétaires.

III.1. Faits stylisés sur la mobilisation des recettes fiscales au Burundi

Sur la période de 1990 à 2021, l'évolution des recettes fiscales peut être subdivisée en trois phases.

A la première phase (période de 1990 à 1999), on constate une évolution plus ou moins stables de toutes les composantes des recettes fiscales. Bien que relativement faible, les recettes sur le commerce intérieur restent dominantes. Les recettes sur le commerce extérieur et sur le revenu sont presque équivalentes et faibles. Le caractère plus ou moins stable et faible de toutes ces composantes des recettes fiscales à cette première phase est imputable à la crise socio-politique que traversait le pays, ce qui avait entravé la mobilisation des recettes fiscales.

Pour la deuxième phase (période de 2000 à 2009), on constate une évolution des toutes les composantes des recettes fiscales. Les recettes sur le commerce intérieur restent au-dessus, suivies des recettes sur le revenu et des recettes sur le commerce extérieur respectivement. Cette situation est imputable à la fin de la crise socio-politique suivie des Accords d'Arusha sur le cesser le feu entre le gouvernement burundais et les groupes armées entamé depuis 2002 dont la stabilité du pays se conclut avec les élections universelles et inclusives de 2005. Avec la fin de la guerre, la reprise des affaires et le fonctionnement normal de toute l'économie nationale a entraîné une hausse de la base imposable d'où une mobilisation accrue des recettes fiscales.

La dernière phase est constatée sur la période de 2010 à 2022 où on constate une remontée importante de presque toutes les composantes des recettes fiscales. Cette hausse exponentielle est imputable à la mise en place en 2009 d'un organe très spécialisé à la collecte des recettes fiscales à savoir l'Office Burundais des Recettes (OBR). L'opérationnalisation de l'OBR depuis 2009 a constitué une percée dans la collecte et la mobilisation des recettes fiscales au Burundi. Pourtant, en 2015, on enregistre une légère chute des recettes fiscales attribuable à la crise socio-politique vécue après les élections de 2015.

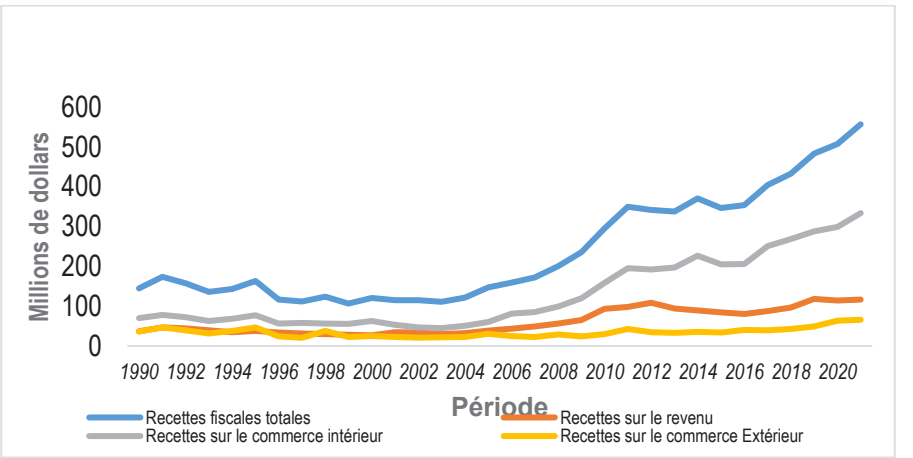
Pour les recettes fiscales sur le revenu, on constate que leur baisse débute deux ans avant la crise de 2015, soit depuis 2013. En effet, des réformes

avaient été mises en place en place en matière de collecte de l'impôt sur le revenu. Dans le souci de faciliter le paiement des impôts et taxes et en faisant référence aux meilleures pratiques internationales, le code général des impôts et taxes a été remplacé par la loi n° 1/02 du 24 janvier 2013 relative aux impôts en ce qui concerne les taux d'imposition de l'Impôt Professionnel sur le Revenu (IPR) ainsi que le taux de l'Impôt sur Revenu (IR). Cette nouvelle loi aurait impacté négativement la collecte des ressources fiscales quant à l'adaptation des contribuables aux nouvelles réformes fiscales. Certains types d'impôts comme pour ceux de l'agriculture et l'élevage, le 1% de chiffre d'affaires imposé en cas de perte pour une entreprise, le PF (prélèvement forfaitaire) de 4% ont été abandonnés dans la nouvelle loi. Ainsi, certains taux avaient été revus à la baisse.

Il s'agit par exemple l'IPR (Impôt Professionnel Sur les Revenus) qui a passé de 35 à 30% au maximum, l'Impôt sur le bénéfice qui a été aussi diminué de 5% (30% contre 35%), l'impôt sur la plus-value qui est devenu 15% contre 20% figurant dans l'ancien code. A cet effet, il ressort que le gouvernement ait enregistré de légères pertes pour avoir abandonné certains impôts, malgré que de nouvelles rubriques d'imposition aient été créées pour compenser le manque à gagner que pouvait générer les réductions effectuées, une situation qui semble se concrétiser à partir de 2016.

Le graphique suivant montre l'évolution de toutes les composantes des recettes fiscales sur la période.

Graphique n°1 : Evolution des recettes fiscales et ses composantes au Burundi



Source : Auteur, à partir des données de la BRB

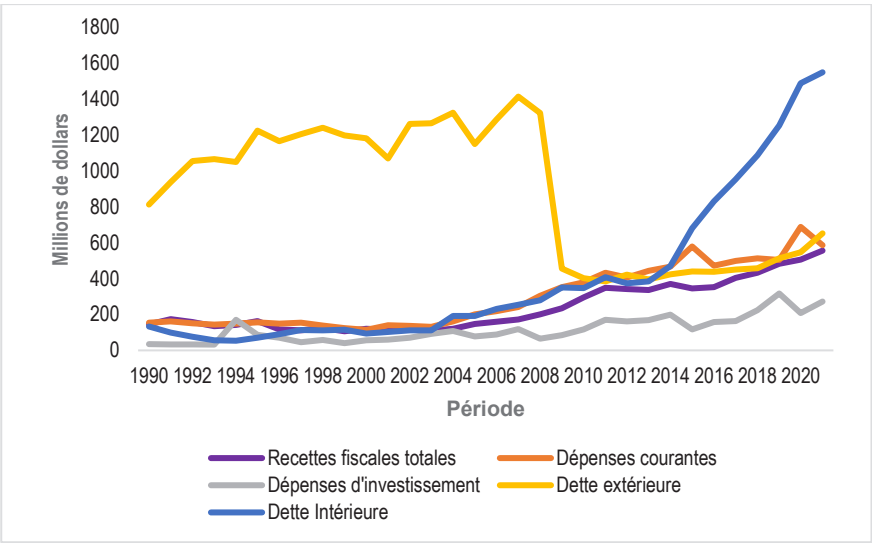
Les recettes sur le commerce extérieur semblent chuter à partir de 2021, une situation qui peut être attribuée à la pandémie du Covid-19 et la guerre Russo-Ukrainienne ayant exacerbé la faiblesse des recettes issues du le commerce international.

Globalement, il est à remarquer que la stabilité politique est une condition sine qua none pour la mobilisation des recettes fiscales. Les recettes fiscales collectées sur le commerce intérieur constituent une part la plus importante des recettes totales au Burundi.

III.2. Analyse comparative de l'évolution des recettes fiscales totales, dépenses courantes, dépenses d'investissement, dette intérieure et extérieure au Burundi

Le graphique ci-dessous décrit l'évolution des agrégats budgétaires à savoir les recettes fiscales, les dépenses courantes et d'investissement ainsi que la dette intérieure et extérieure.

Graphique no2 : Evolution des recettes fiscales totales, dépenses courantes, dépenses d'investissement, dette intérieure et extérieure (Mln $)



Source : Auteur, à partir des données de la BRB

En analysant l'évolution de ces graphiques, on constate que sur la période de 1990 à 2014, toutes les dépenses publiques, la dette intérieure et les recettes fiscales sont corrélées positivement car elles augmentent dans le même sens.

La dette intérieure et les ressources fiscales ont sans doute financé les dépenses publiques de fonctionnement et d'investissement sur la période.

La dette extérieure, bien que plus importante, elle a augmenté faiblement sur la période de 1990 à 2008 et chute brutalement en 2009, à la suite du programme d'allègement de la dette dont le Burundi avait bénéficié.

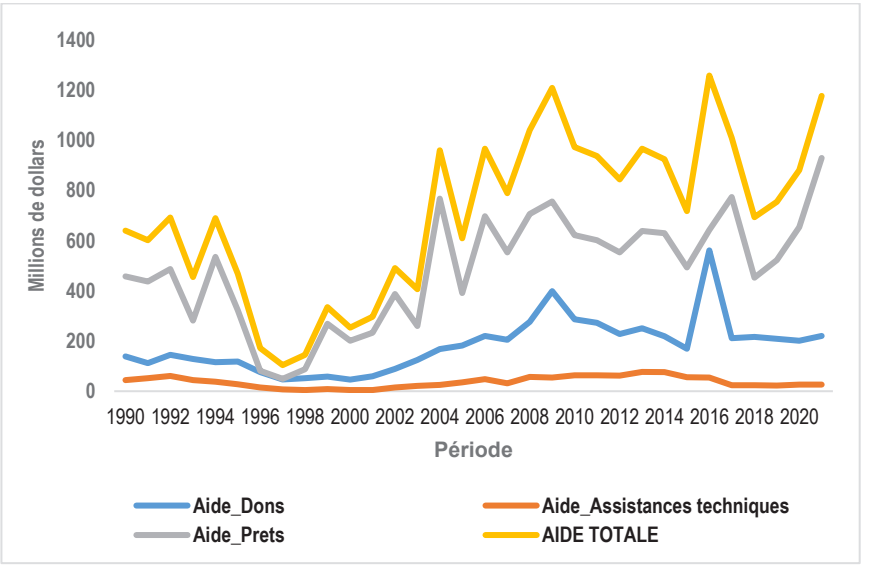
Par ailleurs, depuis 2010, elle a augmenté en liaison avec d'autres agrégats budgétaires. Néanmoins, la dette intérieure est restée dominante à partir de 2015.

Cette situation résulte de la crise socio-politique de 2015 ayant occasionné le gel des appuis financiers extérieurs et le gouvernement a eu recours au financement interne par l'endettement. Globalement, on peut présumer une relation positive entre les agrégats budgétaires présentés.

III.3. Faits stylisés sur l'Aide Publique au Burundi

Le graphique ci-dessous présente l'évolution des composantes d'Aide Publique au Développement octroyées par CAD au gouvernement du Burundi sur la période de 1990 à 2021.

Graphique n°3 : Evolution des composantes d'Aide Publique au Développement au Burundi (Mln $)



Source : Auteur, à partir des données de la BRB

En analysant la tendance de ces courbes des composantes d'Aide Publique au Développement, sauf l'assistance technique, l'aide-prêts et l'aide totale semblent avoir une allure semblable sur la période. Par exemple en 1993, on enregistre une chute de l'aide-prêts et de l'aide totale tandis que l'assistance technique et les dons, bien qu'en faible régression, elles restent stables jusqu'en 1995.

Toutes les composantes d'APD ont chuté en 1996 et 1997, ce qui est imputable à la crise socio-politique ayant soumis le pays à l'embargo.

Il s'en est suivi le gel de fonds en guise d'appuis financiers à l'Etat du Burundi. Par ailleurs, les prêts ou l'Aide totale ont augmenté depuis 1998 malgré certaines périodes de baisse légère et ont atteint un niveau élevé en 2004 avec une chute brutale en 2005.

En 2004 le Burundi a eu plus de prêts sous forme d'aide car, le pays était en transition et les élections pour lesquelles il fallait trouver les moyens de financement étaient en cours d'organisation.

La chute de 2005 pour ces deux composantes d'aide est liée à l'accumulation des ressources suffisantes de l'année précédente. Les prêts ou l'aide totale ont par suite augmenté jusqu'en 2009 malgré une baisse faible en 2007.

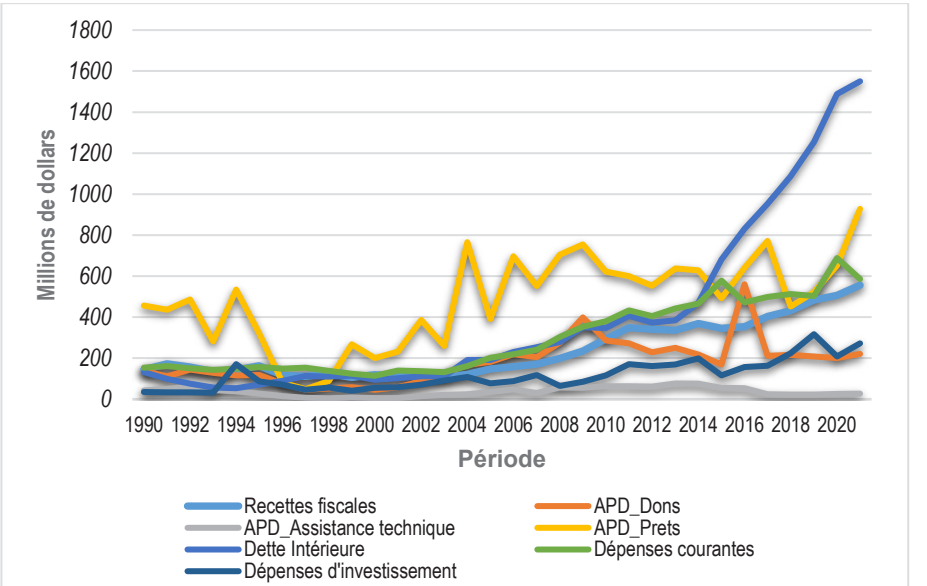
Depuis cette période, toutes les composantes d'APD se sont baissées progressivement jusqu'à une chute importante en 2015. Cette situation est liée à la crise socio-politique de 2015 ayant plongé le pays au gel des fonds en provenance de l'extérieur suite aux sanctions établies à l'encontre de l'Etat du Burundi. La reprise est visible en 2016 tandis que ces composantes d'aide ont chuté brutalement en 2017 et 2018. Depuis 2019, on constate une hausse exponentielle des prêts jusqu'en 2021, ce qui semble être lié à la levée des sanctions contre le Burundi en termes d'accès aux appuis financiers.

Pour l'assistance technique, malgré une baisse ou hausse pour certaines périodes, on constate que cette aide est restée stable sur la période. Quant aux dons, il en est de même. Par ailleurs, le Burundi a enregistré de forts appuis financiers en termes de dons seulement pour les périodes de 2009 et 2016. Ces périodes correspondent respectivement aux périodes remise de la dette dont une partie s'était transformée en dons et à une période post-crise politique de 2015. Ainsi, malgré les sanctions de certains bailleurs, le Burundi a eu des appuis financiers en provenance de l'extérieur.

III.4. Faits stylisés sur la relation entre les agrégats budgétaires et l'Aide Publique au Burundi

Le graphique ci-dessous décrit l'éventuelle relation entre les agrégats budgétaires et les composantes d'Aide Publique au Développement.

Graphique n°4 : Evolution des recettes fiscales, APD-Dons, APD-Assistance technique, APD-Prêts, Dette Intérieure, Dépenses Courantes et Dépenses d'Investissement au Burundi



Source : Auteur, à partir des données de la BRB

En analysant l'évolution de ces courbes, on constate que malgré des périodes de chute et de hausse des composantes d'aide publique au développement à savoir les dons, prêts et assistance technique, elles sont généralement en hausse sur toute la période. Quant aux agrégats budgétaires à savoir les recettes fiscales, les dépenses courantes et d'investissement et la dette publique intérieur, ils sont généralement en hausse sur toute la période. Les périodes de chute et de croissance des composantes d'aide publique au développement n'ont pas été associées à des mouvements identiques pour les agrégats budgétaires.

Tous les agrégats budgétaires restent en hausse sur toute la période malgré des périodes de chute ou de hausse des composantes d'aide publique au développement.

Les périodes de croissance ou de chute des dons, des assistances techniques et de prêts ne sont pas associées à des identiques ou contraires de la mobilisation des recettes fiscales, de la dette intérieure et des dépenses courantes et d'investissement. Bien que globalement les composantes d'APD et d'agrégats budgétaires soient en hausse, leur relation reste ambiguë.

On ne peut pas présumer une éventuelle relation négative ou positive entre l'aide publique au développement (dons, assistance technique et prêts) et les agrégats budgétaires (recettes fiscales, dette intérieure, dépenses courantes et d'investissement) au Burundi.

En outre, les apports d'aide étrangère n'ont pas correspondu à des réductions du niveau de la dette publique intérieur et des recettes fiscales, ce qui implique que l'aide ne peut pas être un substitut de la dette publique intérieure et de ressources fiscales internes au financement dépenses publiques.

IV. Méthodologie et données

Le système de relations budgétaires avec les composantes d'APD peut être estimé à l'aide d'un modèle vectoriel autorégressif (VAR) ou d'un modèle vectoriel à correction d'erreurs (VECM) (Amir, 2014). Ce modèle repose sur le test de cointégration et les modèles VAR, et peut être globalement classé comme une extension multivariée du test de causalité de Granger, où chaque variable dépendante est fonction à la fois de ses propres valeurs retardées et d'un certain nombre d'autres termes explicatifs endogènes (Enders, 2003).

L'analyse VAR exige cependant que chaque variable soit stationnaire (Hamilton, 1994). Si chaque variable est non stationnaire et confirme l'existence d'une relation d'équilibre à long terme, le concept de cointégration est utilisé. Ce concept fait essentiellement référence à la condition selon laquelle, même si des séries individuelles sont non stationnaires (c'est-à-dire des séries I (1), s'il existe une combinaison linéaire de ces séries I (1) dans l'équation de régression et qu'elle est stationnaire, la régression n'est pas une régression aberrante. Dans ce cas, chaque variable est d'abord différenciée afin d'établir la stationnarité, puis ces variables différenciées sont appliquées au cadre VECM via le théorème de représentation de Granger (Engle & Granger, 1987). En tant que tel, le VAR fournit un cadre utile pour l'étude des aspects à long terme (cointégration) et dynamiques à court terme (via un

modèle de correction d'équilibre, l'ECM) des variables du système. De plus, le VAR facilite la simulation dynamique de variables au sein du système suite à un choc en utilisant l'analyse de la réponse impulsionnelle (Sims 1980 ; Lütkepohl & Reimers 1992).

L'idée des modèles de réponse budgétaire pour notre étude et de l'approche VAR est que les variables budgétaires sont conjointement déterminées par le gouvernement, et les résultats budgétaires sont donc le résultat du comportement budgétaire. En effet, les décisions budgétaires sont généralement prises au cours d'un exercice budgétaire, mais les niveaux passés des variables budgétaires peuvent guider les décisions futures. De tels effets sont capturés par un modèle VAR avec impacts décalés. Par rapport à l'Aide Publique au Développement (APD), il est également possible qu'un pays n'ait pas pleinement connaissance des décisions de décaissement d'aide lorsque les budgets sont formulés, et les décideurs doivent donc s'appuyer sur les niveaux d'aide passés pour élaborer des plans de dépenses. L'aide peut donc induire des changements de comportement budgétaire, par exemple en raison d'exigences de conditionnalité ou d'attentes adaptatives.

C'est pour cette raison que l'analyse s'appuie en grande partie sur les fonctions de réponse impulsionnelle pour estimer les impacts totaux à court et à long terme d'une augmentation de l'aide.

Dans un modèle VEC, la cointégration entre variables non stationnaires garantit qu'il existe une relation stationnaire à long terme vers laquelle les variables convergent, et donc la différence entre les agrégats budgétaires et les composantes d'APD ne peut pas augmenter de façon permanente.

Dans le cadre de notre étude, nous utilisons ces techniques pour évaluer le comportement ou la discipline budgétaire du Burundi face aux flux d'aide étrangère.

Les indicateurs de la discipline budgétaire retenus tels que mentionnés au niveau de la littérature sont les agrégats budgétaires susceptibles d'être impactés par l'APD. Ces agrégats sont les recettes fiscales, les dépenses publiques et la dette intérieure. Leurs données sont extraites auprès de la base de données de la Banque de la République du Burundi.

Quant à l'Aide Publique au Développement, nous avons retenu les décaissements importants de l'aide des donateurs bilatéraux du CAD-OCDE au Burundi à savoir les dons, les fonds sous forme d'assistance technique et de prêts ayant un élément de don d'au moins 25 pour cent. Les mesures

alternatives d'aide sont extraites des bases de données de l'OCDE et ne sont disponibles que sur la période de 1990 à 2021 (OCDE-CAD, 2023).

Nous avons retenu sept variables et le modèle empirique fait la distinction entre les réponses à long et à court terme et teste l'exogénéité basée sur un modèle vectoriel autorégressif à 7 dimensions :

$$Y_t = (RFTOT_t, DEPENSINV_t, DEPENSECOURANTES_t, DETTINT_t, APD_DONS_t, APD_ASSISTANCETECH_t, APD__PRETS_t)$$

où pour l'année t, on a $RFTOT_t$ (les recettes fiscales totales), $DEPENSINV_t$ (dépenses d'investissement), $DEPENSECOURANTES_t$ (dépenses courantes), $DETTINT_t$ (la dette intérieure), APD_DONS_t (dons), $APD_ASSISTANCETECH_t$ (Assistance technique) et $APD__PRETS_t$ (prêts). Cela permet donc de formuler une relation d'équilibre dans un modèle VAR à 7 variables.

A cet effet, pour faciliter l'interprétation d'un sujet potentiellement complexe d'interactions dynamiques entre les variables budgétaires, il convient d'exprimer la cointégration du vecteur autorégressif (CVAR) dans un modèle à correction d'erreur qui décrit comment les variables s'ajustent au fil du temps. Ceci est donné par :

$$\Delta y_t = a\beta' y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \theta_i \Delta y_{t-i} + \rho D_t + \varepsilon_t$$

où y_t est le vecteur à 7 dimensions des variables endogènes, α et β sont des coefficients des matrices de (p x r), θi est une matrice (p x p) de coefficients d'ajustement à court terme, i = 1,. . .,(k-1) est le nombre de décalages inclus dans le système, Δ est le premier opérateur de différence, D_t est (m x 1) vecteur de m termes déterministes (constantes, tendances linéaires, variables muettes, etc.) et ε_t un (p x 1) vecteur d'erreurs avec des propriétés standards.

Les coefficients dans β décrivent l'équilibre budgétaire (et donc la réponse à long terme à un changement toutes choses égales par ailleurs dans chaque des variables) et les coefficients en α régissent la vitesse à laquelle chaque variable s'ajuste suite à un choc sur l'équilibre budgétaire.

Les coefficients des matrices θi permettent un ajustement de court terme dans chacun des variables différentes de celui donné par leurs taux de long terme (définis par les coefficients en α) et par conséquent, s'adapte au moins potentiellement à un large éventail de réponses dynamiques.

D'un point de vue économique, l'aide peut être utilisée dans le processus de planification budgétaire et/ou en assouplissant la contrainte budgétaire. Lorsque l'aide fait partie du processus de planification budgétaire, il peut être considéré comme ayant un rôle à long terme, le bénéficiaire intégrant directement le niveau de l'aide en tant que composante du budget. Comme nous l'avons observé dans la description, cela est certainement le cas du Burundi depuis les années 1990.

A cet effet, en vue de faciliter la présentation telle que décrite par Thomas Bwire, Tim Lloyd & Oliver Morrissey (2017), le modèle à correction d'erreur CVAR prend ainsi la forme suivante :

$$\begin{bmatrix} \Delta RFTOT_t \\ \Delta DEPENSINV_t \\ \Delta DEPENSECOURANTES_t \\ \Delta DETTINT_t \\ \Delta APD_DONS_t \\ \Delta APD_ASSISTANCETECH_t \\ \Delta APD_PRETS_t \end{bmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \\ \alpha_4 \\ \alpha_5 \\ \alpha_6 \\ \alpha_7 \end{pmatrix} \left\{ (\beta_1\beta_2\beta_3\beta_4\beta_5\beta_6\beta_7\beta_8) \begin{bmatrix} RFTOT_{t-1} \\ DEPENSINV_{t-1} \\ DEPENSECOURANTES_{t-1} \\ DETTINT_{t-1} \\ APD_DONS_{t-1} \\ APD_ASSIST_{t-1} \\ APD_PRETS_{t-1} \\ t \end{bmatrix} \right\} + (\theta_1\theta_2\theta_3\theta_4\theta_5\theta_6\theta_7\theta_8) \begin{bmatrix} \Delta RFTOT_{t-1} \\ \Delta DEPENSINV_{t-1} \\ \Delta DEPENSECOURANTES_{t-1} \\ \Delta DETTINT_{t-1} \\ \Delta APD_DONS_{t-1} \\ \Delta APD_ASSIST_{t-1} \\ \Delta APD_PRETS_{t-1} \\ t \end{bmatrix} + \mu_0 + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \\ \varepsilon_{5t} \\ \varepsilon_{6t} \\ \varepsilon_{7t} \end{pmatrix}$$

Dans l'ensemble, le VECM est considéré comme un outil approprié pour l'analyse en raison de sa capacité à modéliser les variables budgétaires dans un système d'équations, estimer l'ampleur de l'effet de l'aide sur les agrégats budgétaires, ainsi que de mesurer les effets à court et à long terme dus aux chocs d'aide.

Les résultats de l'analyse empirique qui sous-tend les liens de causalité entre l'aide et variables budgétaires nationales sont présentés dans ce qui suit.

V. Estimation et présentation des résultats

V.1. Analyse de la stationnarité, décalage optimal et rang de la cointégration

La première étape de l'analyse économétrique, avant l'estimation du modèle, consiste à analyser les propriétés des données de la série chronologique en testant si les variables utilisées sont stationnaires ou non. Une variable est non stationnaire lorsque sa moyenne et/ou sa variance dépend du temps et qu'il n'y a pas de moyenne vers laquelle elle converge. Si certaines variables deviennent non stationnaires, elles doivent être rendues stationnaires par différenciation avant de les inclure dans le modèle. En raison de quelques volatilités dans les séries, deux tests différents de stationnarité ont été effectués à savoir le test augmenté test de Dickey-Fuller et celui de Phillips-Perron. Le test de Dickey-Fuller n'est pas approprié dans les cas où la variance

du terme d'erreur dépend du temps, et le test de Phillips-Perron, qui n'exige pas d'hypothèses aussi strictes sur la distribution du terme de correction d'erreur a aussi été utilisé. Les résultats des tests sont présentés en annexe I. Il est à remarquer que toutes les variables sont stationnaires en différence première selon les deux tests. Elles sont donc intégrées d'ordre 1, I (1). A cet effet, la décision d'estimer le modèle VEC devient justifiée avec des variables en différence première. La longueur de décalage a été sélectionnée sur la base des critères de sélection des modèles standards et est cohérent avec l'attente selon laquelle l'impact de l'aide sur les agrégats budgétaires sera probablement contemporain et associé à la dynamique d'ajustement relativement rapide. Les tests ont révélé p=4 comme retard optimal (Annexe II). Néanmoins, en raison de la présence des problèmes de colinéarité au sein des variables et retards, nous avons opté pour p=2 comme retard optimal (Annexe III). En effet, avec un échantillon relativement petit, il n'est pas possible de tester de longs décalages. Comme l'impact de l'aide est susceptible d'être contemporain ou avec une dynamique d'ajustement relativement rapide (Martins, 2010), nous sommes partis du décalage 2. Quant au rang de la cointégration, il a été déterminé à l'aide de la statistique de trace de Johansen (1988). Grâce à ce modèle, les tests de cointégration ont détecté deux (2) relations d'équilibre au niveau de signification conventionnelle (Annexe III).

V.2. Résultats de court terme et analyse des fonctions de réponses impulsionnelles Le modèle VECM est estimé après avoir établi la relation de cointégration entre les variables. Cela permet de distinguer les ajustements de court terme de la relation de d'équilibre de long terme. Les fonctions de réponses impulsionnelles sont ensuite établies comme outil complémentaire pour analyser la dynamique des réactions des agrégats budgétaires à des innovations affectant les différentes composantes d'APD. Elles sont présentées avec des intervalles de confiances à 68% conformément à Sims (1980). Les fonctions de réponse impulsionnelle ont été orthogonalisées afin de garantir que les chocs soient interprétés comme des innovations indépendantes. Les variables ont été ordonnées comme suit : APD_DONS, APD_ASSTECH, APD_PRETS, RFTOT, DETTINT, DEPENSCOURANTES et DEPENSINVEST. Cet ordonnancement permet de lire les innovations de l'aide comme des impulsions externes auxquelles le système budgétaire réagit. Une réponse est statistiquement significative lorsque la bande ne coupe pas zéro.

V.2.1. Résultats de court terme

Les résultats VECM de court terme, sont présentés en annexe IV. Les coefficients révèlent les effets directs décalés sur chaque variable, ceteris paribus. Plusieurs des équations estimées ont un pouvoir explicatif important.

Dans l'équation des recettes fiscales totales, seule la variation retardée des prêts dans les composantes d'APD a un effet significatif, affectant positivement les recettes fiscales (coefficient ≈ 0,0649 ; p = 0,002). La variation retardée de la dette intérieure a un effet négatif et statistiquement significatif sur les recettes fiscales (≈ −0,3536 ; p = 0,001). Les recettes fiscales sont affectées positivement et significativement par les décalages des dépenses courantes (≈ 0,3545 ; p = 0,001) et d'investissement (≈ 0,1804 ; p = 0,023).

Dans l'équation de la dette intérieure, celle-ci est négativement affectée par la variation retardée des dons (≈ -0,2854 ; p = 0,019) et les prêts (≈ −0,1574 ; p = 0,004) tandis que Les variations retardées de la dette elle-même sont fortement persistantes (≈ +1,3329 ; p < 0,001), tandis que les dépenses courantes sont négativement associées à la dette dans le court terme (≈ −0,8482 ; p = 0,002).

Pour l'équation des dépenses courantes, le seul coefficient retardé statistiquement significatif parmi les variables budgétaires est celui de leur propre variation (≈ −0,5940 ; p = 0,044), ce qui suggère une correction partielle des mouvements antérieurs. Dans l'équation des dépenses d'investissement, les coefficients de court terme des composantes de l'APD ne sont pas statistiquement significatifs aux seuils conventionnels.

Ainsi, des tests de diagnostic traditionnels pour l'autocorrélation, la normalité et l'hétéroscédasticité des erreurs ont été effectués et sont présentés en annexe IV. En effet, ces tests de diagnostic montrent une absence d'autocorrélation des erreurs et d'hétéroscédasticité. Les erreurs sont également normalement distribuées.

Ces résultats invitent donc à distinguer les effets immédiats identifiés par le VECM des trajectoires dynamiques visualisées par les fonctions de réponses impulsionnelles.

V.2.2. Analyse des fonctions de réponses impulsionnelles

L'analyse des fonctions de réponses impulsionnelles présentées en Annexe V montre que la réponse des recettes fiscales à un choc positif sur les dons est faible au départ : la courbe centrale augmente légèrement et significativement durant les premiers horizons (au seuil de 1 écart-type), atteint un maximum modeste, puis revient vers zéro avant de devenir progressivement négative et non significative. Sur le plan économique, cette trajectoire est compatible avec un effet limité des dons sur les recettes publiques propres. L'apport de dons peut donc améliorer les marges de financement à court terme sans créer, à lui seul, une augmentation durable de la mobilisation des recettes intérieures.

La réponse de la dette intérieure est négative après le choc de dons. La courbe centrale descend rapidement sous zéro, atteint une baisse d'environ −30 (millions de dollars) à court terme, puis poursuit une trajectoire négative et non significative jusqu'à l'horizon 15. La direction de la réponse est cohérente avec un mécanisme de substitution : lorsque les dons augmentent, le besoin de recourir au financement intérieur peut se réduire. Pour une économie confrontée à une contrainte de financement public, un apport extérieur non remboursable peut ainsi contribuer à limiter la pression exercée sur le marché domestique des titres publics. Cette dynamique est potentiellement favorable à la discipline budgétaire dans la mesure où elle réduit, au moins temporairement, la nécessité d'un financement intérieur supplémentaire. La réaction des dépenses courantes et d'investissement au choc sur les dons ne montre pas une dynamique significative sur l'horizon. Cette dynamique des agrégats budgétaires au choc sur les dons, s'aligne aux résultats obtenus par Hussen (2014).

Au choc positif sur l'aide reçue sous forme d'assistance technique, les recettes fiscales augmentent légèrement dès les premiers horizons. La courbe centrale augmente rapidement, atteint un niveau proche de 8 à l'horizon 4, puis reste positive et relativement stable non significative autour de 7 à 8 jusqu'à l'horizon 15. Cette dynamique montre que l'assistance technique peut agir moins comme une ressource budgétaire directe que comme un facteur d'amélioration des capacités institutionnelles et administratives. Au niveau fiscal, elle peut être associée à des améliorations de procédures, de gestion, d'information ou de capacités administratives. La dette intérieure ne réagit pas significativement au choc sur l'assistance technique sur l'horizon.

Les dépenses courantes réagissent positivement au choc d'assistance technique sur l'ensemble de l'horizon. La courbe centrale présente quelques

fluctuations initiales, atteint un maximum proche de 15, puis se stabilise progressivement et devient non significative à partir de l'horizon 7. Cette dynamique peut être interprétée comme compatible avec le fait que le renforcement des capacités institutionnelles exige des ressources de fonctionnement : personnel, systèmes d'information, administration, suivi et gestion des programmes. Dans ce contexte, l'assistance technique peut donc avoir un effet budgétaire indirect en augmentant les dépenses nécessaires à la mise en œuvre des capacités qu'elle contribue à renforcer. La dynamique des dépenses d'investissement n'est pas significative sur l'horizon.

Concernant le choc sur les prêts sous forme d'APD, la réponse des recettes fiscales est nettement positive et significative au seuil de 1 écart-type. La courbe centrale augmente progressivement, d'environ zéro au départ jusqu'à près de 38 à l'horizon 15. Contrairement aux réponses associées aux dons, la bande à 68 % devient clairement située au-dessus de zéro après les premiers horizons et reste positive jusqu'à la fin de la période représentée. Cette dynamique est particulièrement importante pour l'analyse de la discipline budgétaire. Elle indique que, dans le système considéré, les chocs de prêts d'APD sont associés à une dynamique de recettes publiques plus forte et persistante. Une interprétation économique possible est que les prêts sont davantage liés à des programmes d'investissement ou de développement susceptibles d'élargir progressivement l'activité économique et, par transmission, la base fiscale. La réponse de la dette intérieure constitue l'un des résultats les plus marqués. La courbe centrale augmente fortement et de manière presque monotone, atteignant environ 130 à l'horizon 15. Sa dynamique suggère un mécanisme de complémentarité plutôt que de substitution entre les prêts d'APD et la dette intérieure dans la dynamique observée. Autrement dit, l'augmentation des ressources sous forme de prêts extérieurs ne semble pas empêcher une progression parallèle du financement intérieur. Les dépenses courantes répondent positivement au choc de prêts d'APD mais avec un léger retard d'environ une année. La réponse centrale augmente de façon assez régulière, jusqu'à environ 42 à l'horizon 15. Ce résultat indique que les ressources provenant des prêts sont associées à une expansion des dépenses courantes, ce qui montre que les ressources extérieures supplémentaires augmentent l'espace budgétaire et soutiennent les dépenses de fonctionnement liées à l'exécution des programmes financés. La réponse des dépenses d'investissement au choc de prêts est positive à moyen et long horizon. Après une réaction initiale positive mais fluctuante, la courbe centrale remonte et atteint environ 18 à l'horizon 15. Cette dynamique est particulièrement cohérente avec la logique économique des prêts de

développement : ceux-ci peuvent financer des projets dont les dépenses d'investissement sont engagées progressivement. Le caractère retardé et persistant de la réponse est compatible avec un processus de programmation, décaissement et exécution pluriannuel. Dans le contexte burundais, ce résultat suggère que les prêts sont davantage associés à une augmentation durable de l'investissement public que les dons ou l'assistance technique.

Ces résultats sont similaires à ceux d'Alemayehu (2002) trouvés pour certaines régions africaines. Les résultats ainsi obtenus, restent dans la lignée de ceux trouvés par Bwire et al. (2013) et Bwire et al., (2017).

Conclusion et implications politiques

Cet article évalue une relation dynamique entre les composantes d'Aide Publique au Développement et les agrégats budgétaires au Burundi sur la période 1990 à 2021 en utilisant un modèle vectoriel autorégressif cointégré (CVAR). L'analyse a reflété les caractéristiques des données dans des périodes caractérisées par l'instabilité politique et économique.

Un examen des graphiques a révélé que toutes les composantes d'aide se sont accompagnées d'une augmentation des recettes fiscales, dépenses publiques sans toutefois réussir à abaisser la dette intérieure.

L'analyse économétrique des effets budgétaires de l'aide étrangère a révélé davantage que les réponses des agrégats budgétaires varient en fonction de la composante d'aide accordée. Les dons semblent principalement réduire temporairement la pression de financement intérieur, tandis que leur transmission vers les recettes et l'investissement reste limitée. L'assistance technique présente un profil davantage lié au renforcement progressif des capacités et à des dépenses de fonctionnement associées à ce processus. Les prêts, en revanche, présentent une transmission beaucoup plus forte vers les principaux agrégats budgétaires. Ces résultats ont été étayés par les conclusions de la littérature sur la réponse budgétaire aux flux d'aide étrangère.

Du point de vue de la discipline budgétaire, le résultat le plus sensible est la réponse positive et persistante de la dette intérieure aux chocs de prêts d'APD. Cela indique que l'accès à des ressources extérieures empruntées ne se traduit pas nécessairement par une réduction du recours au financement domestique. Il peut exister une complémentarité entre les deux sources de financement. Ainsi, cela signifie que pour le Burundi, les prêts ne remplacent

pas les recettes publiques pour financer les déficits budgétaires et réduisent par suite l'endettement intérieur.

Par conséquent, l'évaluation de la discipline budgétaire ne devrait pas porter uniquement sur le volume d'APD reçu, mais également sur sa composition, son affectation et les mécanismes de financement qu'elle déclenche. À l'inverse, la réponse positive des dépenses d'investissement aux prêts peut être considérée comme économiquement cohérente avec une stratégie de financement du développement, à condition que les projets financés produisent des rendements économiques et budgétaires suffisants.

Les résultats montrent aussi que les trois composantes d'APD contribuent plus aux dépenses courantes qu'aux dépenses d'investissement. Cela remet en question l'idée selon laquelle la majeure partie de l'aide serait consacrée à des projets d'investissement ayant des objectifs de développement, ce qui présume une probable fongibilité de l'aide. Les preuves de cette hypothèse ne sont pas très solides, car une part significative de l'aide étrangère au Burundi au cours de la période étudiée a été reçue au titre du mécanisme d'ajustement structurel et aurait pu être destinée à l'appui budgétaire général. Bien que les impulsions en matière de dépenses et de financement ne s'équilibrent pas avec précision, l'augmentation des dépenses est clairement sur-proportionnée à celle des financements.

En général, étant donné qu'une meilleure gestion budgétaire et une réduction de l'emprunt intérieur sont des conditions politiques courantes attachées à l'aide, cela suggère que l'aide au Burundi n'a pas été associée à une discipline budgétaire ou à des réponses politiques bénéfiques.

Aux résultats empiriques ci-dessus découlent certaines implications politiques. Le gouvernement du Burundi devrait se concentrer davantage sur l'élargissement de son assiette fiscale en renforçant la numérisation des déclarations et des paiements des impôts ainsi que l'introduction des machines de facturation électronique pour la fiscalité indirecte. Les ressources étrangères devraient être utilisées pour minimiser les dépenses courantes et réduire la dette intérieure. Les donateurs doivent s'efforcer d'obtenir un consensus mutuel concernant les préférences budgétaires du gouvernement. Pour assurer la viabilité de la dette publique, le gouvernement devrait prendre des mesures énergiques à savoir le rééquilibrage budgétaire en faisant preuve de prudence dans la gestion de la dette et en privilégiant les financements sous forme de dons.

Afin d'être soutenu dans les efforts aux programmes de développement, le gouvernement burundais devrait avoir une discipline budgétaire et gérer l'aide étrangère de manière efficace. Les flux d'aide auront alors le potentiel de compenser les déficits de recettes, réduire la dette intérieure et donc contribuer à lisser les dépenses publiques en générale.

Références bibliographiques

Abuzeid, T. (2009). Aid to Africa: an unfinished agenda. Journal of International Development, 17(4), 989 - 1001.

Aggrey, S. (2013). Factors Influencing the Role of Finance Professionals for Firms Listed at the Nairobi Securities Exchange (Doctoral dissertation, University of Nairobi,).

Banque mondiale, 1998, "Assessing Aid: What Works, What Doesn't, and Why," World Bank Policy Research Report (New York: Oxford University Press).

Batten A. (2010). Foreign Aid and the Fiscal Behaviour of the Government in Papua New Guinea. National Research Institute Discussion Paper No. 114.

Butt R. and Javid A. Y. (2013). Foreign Aid and the Fiscal Behaviour of Government of Pakistan. Pakistan Institute of Development Economics Islamabad, Working Papers 2013: 96.

Bwire, T., Lloyd, T., & Morrissey, O. (2017). Fiscal reforms and the fiscal effects of aid in Uganda. The Journal of Development Studies, 53(7), 1019-1036.

Bwire, T., Morrissey, O., & Lloyd, T. (2013). A timeseries analysis of the impact of foreign aid on central government's fiscal budget in Uganda (No. 2013/101). WIDER Working Paper.

Enders, W. (1995) Applied Econometric Time Series, John Wiley & Sons, Inc., Chichester.

Enders, Walter (2010). Applied Time Series Econometrics, WileyFagernäs, S., and C. Schurich (2004), "The Fiscal Effects of Aid in Malawi", ODI/DFID, Economic and Statistics Analysis Unit (ESAU), Working Paper 7.

Franco-Rodriguez, S., McGillivray, M. and Morrissey, O. (1998). Aid and the public sector in Pakistan: evidence with endogenous aid", World Development, 26(7):1241-50.

Gupta S, Powell R and Yang Y (2006). The Macroeconomic Challenges of Scaling up Aid to Africa. IMF Working Paper WP/05/179. Washington, DC : International Monetary Fund.

Hamilton, J.D. (1994). Time Series Analysis, Princeton University Press, Princeton.

Lütkepohl, H., and H.-E. Reimers (1992). Impulse response analysis of cointegrated systems. Journal of Economic Dynamics and Control 16(1): 53-78.

Martins, P. (2010). Fiscal dynamics in Ethiopia: A cointegrated VAR model with quarterly data. CREDIT research paper 10/05.University of Nottingham, School of Economics.

McGillivray, M. and O. Morrissey (2000). Aid Fungibility in Assessing Aid: Red Herring or True Concern? ", Journal of International Development 12(3): 413-428.

McGillivray, M. and O. Morrissey (2001a). A Review of Evidence on the Fiscal Effects of Aid", University of Nottingham, CREDIT Research Paper 01/13.

McGillivray, M., & Morrissey, O. (2001). Aid illusion and public sector fiscal behaviour. Journal of Development Studies, 37, 188–236.

McGillivray, M., & Morrissey, O. (2004). Fiscal Effects of Aid. In T. Addison & A. Roe (Eds.), Fiscal Policy for Development (pp. 72–96). Basingstoke: Palgrave for UNU-WIDER.

McGillivray, M., and B. Ouattara. (2005). Aid Debt Burden and Government Fiscal Behaviour in Cote d'Ivôire, Journal of African Economies 14, 247-269.

Morrissey, O (2012). Aid and Government Fiscal Behaviour: What Does the Evidence Say? UNU-WIDER working Paper 2012/01

Morrissey, O. (2015a). Aid and government fiscal behaviour: What does the evidence say? World Development, 69, 98–105. doi: 10.1016/j.worlddev.2013.12.008

Morrissey, O. (2015b). Aid and domestic resource mobilisation with a focus on sub-Saharan Africa. Oxford Review of Economic Policy, 31(3–4), 447–461. doi:10.1093/oxrep/grv029

Morrissey, O., M'Amanja, D., & Lloyd, T. (2007). Aid and growth in Kenya: A time series approach, chapter 16. In S. Lahiri (Ed.), Theory and practice of foreign aid (pp. 313–332). Amsterdam: Elsevier.

OCDE (2023). « Niveau d'APD en 2022 », OCDE (2017).

OCDE. (2024). Niveaux d'APD en 2023-Données préliminaires-Note de synthèse détaillée.

Osei, R., and Morrissey, O. (2003). Modelling the Fiscal Effects of Aid: An Impulse.

Sims, C. A. (1980). 'Macroeconomics and Reality'. Econometrica , 48: 1-48.

Annexes

Résultats de la stationnarité

Test de stationnarité de Dickey Fuller Augmenté			Test de stationnarité de Philips et Perron	
En niveau			En niveau	
Variables	Probabilité à 5%	Stationnaire	Probabilité à 5%	Stationnaire
RFTOT	0,888	Non	0,998	Non
APD_DONS	0,386	Non	0,065	Non
APD_ASSTECHN	0,566	Non	0,560	Non
APD_PRETS	0,752	Non	0,355	Non
DETTINT	0,997	Non	1,000	Non
DEPENSCOURANTES	0,737	Non	0,433	Non
DEPENSINVEST	0,332	Non	0,692	Non
En différence première			En différence première	
RFTOT	0,004	I(1)	0,002	I(1)
APD_DONS	0,000	I(1)	0,000	I(1)
APD_ASSTECHN	0,030	I(1)	0,000	I(1)
APD_PRETS	0,000	I(1)	0,000	I(1)
DETTINT	0,016	I(1)	0,016	I(1)
DEPENSCOURANTES	0,001	I(1)	0,000	I(1)
DEPENSINVEST	0,000	I(1)	0,000	I(1)

Retard optimal

Ret	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-877,9				6,90E+19	65,5	65,6	65,9
1	-834,3	87,0	49	0,001	1,20E+20	66,0	66,8	68,6
2	-778,4	111,8	49	0	1,70E+20	65,4	66,9	70,5
3	277,5	2112,0	49	0	2,4e-11*	-9,2	-7,0	-1,8
4	5526,9	10499*	49	0		-395,402*	-392,704*	-386,331*

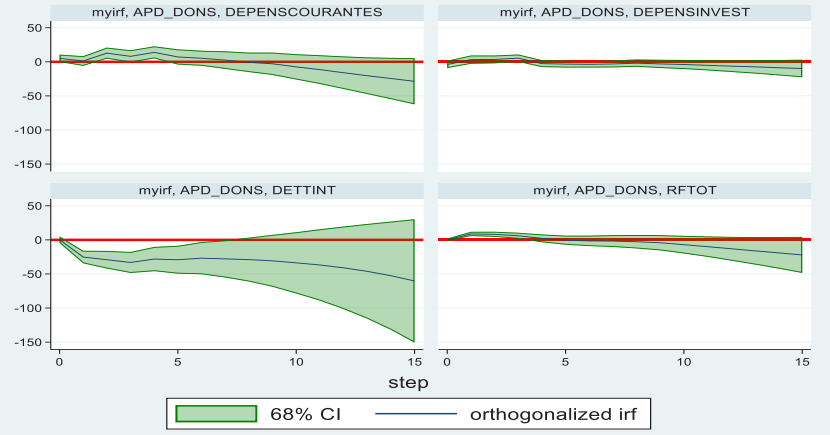
Rang de la cointégration

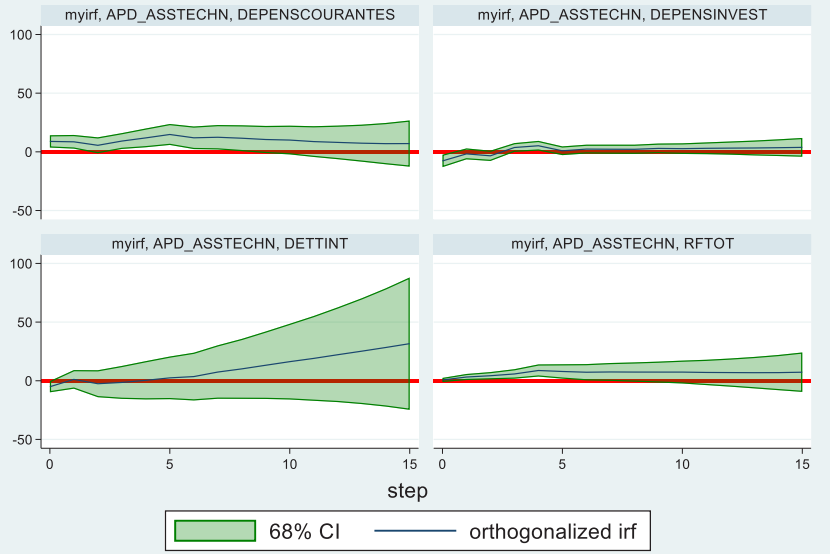
Rang maximum	Paramètres	LL	Valeur propre	Statistique de trace	Valeur Critique 5%
0	56	-1028,12		165,92	124,24
1	69	-996,17	0,88	102,04	94,15
2	80	-979,02	0,68	67,74*	68,52
3	89	-965,20	0,60	40,10	47,21
4	96	-956,61	0,44	22,91	29,68
5	101	-948,77	0,41	7,24	15,41
6	104	-946,17	0,16	2,03	3,76
7	105	-945,15	0,07		

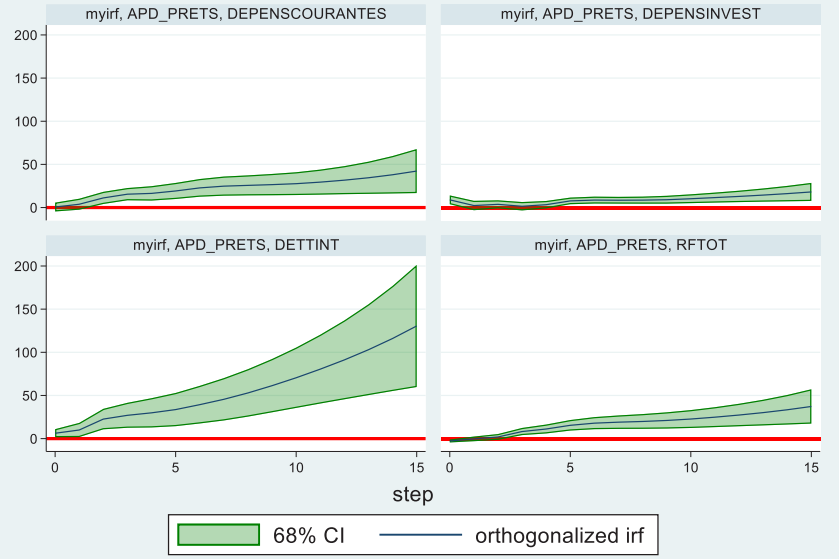
Résultats du VECM

	Variables dépendantes			
VECM	**D(RFTOT)**	**D(DETTINT)**	**D(DEPENSCOURANTES)**	**D(DEPENSINVEST)**
EC(-1)	(-0.541***)	0.218	0.059	(-0.564*)
D(RFTOT(-1))	-0.004	-0.193	0.553	-0.204
D(APD_DONS(-1))	-0.072	(-0,285***)	-0.099	-0.173
D(APD_ASSTECHN(-1))	-0.09	(3,247***)	1.422	0.049
D(APD_PRETS(-1))	(0,064***)	(-0,157***)	-0.018	0.016
D(DETTINT(-1))	(-0,353***)	(1,332***)	0.179	-0.455
D(DEPENSCOURANTES(-1))	(0,354***)	(-0,848***)	(-0,593**)	0.229
D(DEPENSINVEST(-1))	(0,18***)	0.277	0.299	-0.333
C	1.492	15.402	11.541	8.667
Tests de diagnostic		Retards	Probabilité	***:Significativité à 1%
		1	0.742	**:Significativité à 5%
Autocorrélation		2	0.189	*:Significativité à 10%
Héteroscédasticité			0.851	
Normalité			0.836	

Fonctions de réponses impulsionnelles






myirf, APD_PRETS, DEPENSCOURANTES
myirf, APD_PRETS, DEPENSINVEST
myirf, APD_PRETS, DETTINT
myirf, APD_PRETS, RFTOT
200
150
100
50
0
0
5
10
15
step
68% CI
orthogonalized irf
Graphs by irfname, impulse variable, and response variable

