UNIVERSITÉ DU BURUNDI
GRENIER DU SAVOIR DU BURUNDI
Dépôt institutionnel officiel
https://repository.ub.edu.bi

# Analyse de la fonction de réaction de la banque de la République du Burundi face aux chocs macroéconomiques, pp. 35-70,

**NIZIGIYIMANA Révérien**

**2016-05**

UB, Cahiers du CURDES

https://repository.ub.edu.bi/handle/123456789/606

NIZIGIYIMANA Révérien, Analyse de la fonction de réaction de la banque de la République du Burundi face aux chocs macroéconomiques, pp. 35-70, Cahiers du CURDES n° 15, Mai 2016.

Document téléchargé depuis le **Grenier du Savoir du Burundi** — https://repository.ub.edu.bi

# ANALYSE DE LA FONCTION DE REACTION DE LA BANQUE DE LA REPUBLIQUE DU BURUNDI FACE AUX CHOCS MACROECONOMIQUES

Université du Burundi, FSEA-CURDES, B.P 1049, Bujumbura-Burundi

**NIZIGIYIMANA Révérien**

**Résumé**

Dans un contexte où le paradigme dominant privilégie la règle à la discrétion en matière de politique monétaire, cet article essaie d'évaluer si le comportement des autorités monétaires peut être formalisé à travers une règle simple activiste de type Taylor.

A cet égard, l'estimation de la fonction de réaction de la BRB, à travers une approche positive à la Taylor, a été effectuée. Il s'est révélé que la fixation des taux de la BRB a une composante systématique simple mais pas de type-Taylor.

En effet, les autorités monétaires accordent plus de priorité au contrôle de la masse monétaire qu'au ciblage directe de l'inflation. Cependant, cette stratégie paraît inefficace au regard de l'absence du lien très étroit entre les deux variables.

Ceci semble faire parti des éléments qui sont à la base de l'imperfection de la maitrise de l'inflation au Burundi.

**Mots clés:** BRB, politique monétaire, règle à la Taylor, inflation

*Bien qu'aucune banque centrale ne suive vraiment de règle à la lettre, le comportement de chacune, dans la réalité, peut fort bien être formalisé à l'aide d'une règle simple activiste [Cateau G. et Murchison S. (2010)]*

---

## 1. Introduction

Durant ces dernières années, la politique monétaire est restée au cœur de la théorie économique et l'optimalité de sa conduite a été de plus en plus soumise à une dynamique de débats sans cesse renouvelés. Ces débats portaient d'un côté sur la réflexion en termes d'objectifs à prioriser et basculant de l'autre côté vers une analyse en termes de démarche stratégique qu'il serait optimal de mettre en œuvre.

C'est ainsi que l'environnement intellectuel du début des années 1990 se voit nourri et dominé par la conception de l'infériorité de la politique de contrôle de la masse monétaire par rapport à une nouvelle stratégie de ciblage de l'inflation apparaissant dès lors, surtout à l'endroit des banquiers centraux, beaucoup plus pragmatique.

Ceci se justifie par le fait qu'une « bonne » politique monétaire est indispensable au bon fonctionnement d'une économie. D'une part, si elle est trop expansionniste, elle génère de l'inflation. Elle modifie les prix relatifs, rend l'information contenue dans les prix beaucoup plus brouillée, induit de l'incertitude qui affecte les anticipations des agents économiques, fait que les prévisions deviennent plus aléatoires et la croissance économique plus incertaine. D'autre part, si elle est trop restrictive, elle risque d'engendrer un niveau d'inflation structurellement faible. Ceci pourrait introduire des distorsions

dans l'activité économique (récession ou chômage) et accentuer le risque de déflation.

Ainsi, le consensus largement partagé est qu'une politique monétaire optimale est celle qui crée un environnement de croissance économique durable et saine en assurant son objectif de stabilité des prix.

Selon Wicksell (1898), la fixation arbitraire du taux d'intérêt par les banques centrales entraine un processus cumulatif générateur de l'instabilité financière. En effet, il y a de forte chance que ce taux d'intérêt soit différent du rendement du capital, ce qui provoque un mouvement explosif d'inflation ou de récession. Et quant à Cateau G. et Murchison S. (2010), la politique monétaire se révèle la plus efficace lorsque le grand public comprend bien les objectifs de la banque centrale ainsi que les moyens d'y parvenir et les jugent crédibles. Ils ajoutent que des règles simples de type Taylor peuvent souvent fournir une bonne approximation de la règle optimale de politique monétaire car lui conférant le caractère de prévisibilité dont les agents économiques privés ont besoin pour savoir comment la banque centrale réagira aujourd'hui et dans l'avenir.

Au Burundi particulièrement, la politique monétaire est sous la responsabilité de la BRB[6]. Son objectif est de veiller au maintien de la stabilité monétaire et à la poursuite d'une politique de crédit et de change propice au développement harmonieux de l'économie du pays [Sota (2001)].

[6] Banque de la République du Burundi

La BRB a eu, depuis sa création, ce mandat explicite de piloter la politique monétaire à la manière de la plupart des banques centrales. Cependant, ces 10 dernières années, on observe dans les faits une situation décevante des taux d'inflation tendanciellement élevés, à deux chiffres.

Cet état des faits laisse penser qu'il est impérieux d'analyser profondément le problème général de l'optimalité de la politique monétaire au regard de la fonction de réaction de la BRB aux chocs macroéconomiques.

Tout ceci nous amène finalement à s'interroger sur le système de la fixation du taux d'intérêt au Burundi. Ce qui nous conduit ipso facto à la question suivante : la politique monétaire appliquée au Burundi a-t-elle une composante systématique simple de type Taylor ?

L'objectif de cet article est de capter le comportement de la BRB à travers l'estimation d'une fonction de réaction simple de type Taylor qui guide les autorités monétaires au pilotage de la politique monétaire afin de s'en servir comme outil d'évaluation de l'optimalité de la politique monétaire menée au Burundi.

Pour mener à bon port cette étude, l'hypothèse suivante a servi de réponse provisoire à la question posée précédemment. La fixation des taux d'intérêt court du Burundi suit une composante systématique simple de type Taylor.

Pour tester cette hypothèse et pour des raisons méthodologiques, cet article se développe sur cinq sections. Après les aspects

introductifs retracés dans la première section, la seconde et la troisième section se réservent respectivement à la littérature théorique et empirique. La quatrième section s'appesantit, quant à elle, sur la méthodologie d'estimation de la fonction de réaction de la BRB, la présentation des résultats et leur interprétation. La conclusion de ce travail fait l'objet de la cinquième section.

## 2. Littérature théorique sur le cadre optimal de conduite de la politique monétaire

### 2.1. Introduction

La question de l'efficacité de la politique économique en général et de la politique monétaire en particulier constitue une thématique longtemps débattue au cœur de la théorie économique. En effet, au moment où les néoclassiques avancent l'inefficacité de la politique monétaire, les keynésiens soutiennent, quant à eux, son l'efficacité.

Toutefois, au regard des idées de Friedman[7] (1968) et des nouveaux keynésiens qui mettent avant, respectivement, l'argument des anticipations adaptatives et l'hypothèse d'imparfaite flexibilité des prix, la synthèse largement partagée est que l'efficacité de la politique monétaire doit être comprise sous l'angle de court terme.

Ceci étant, la littérature actuelle recentre le débat, beaucoup plus, sur le cadre optimal de conduite de la politique monétaire. La réflexion porte, d'un côté, sur le choix d'objectifs à prioriser :

[7]Monétariste

stabilité des prix et/ou croissance économique. Elle bascule, de l'autre côté, vers une analyse en termes de démarche stratégique qu'il serait optimal de mettre en œuvre : règle ou discrétion, contrôle monétaire, ciblage du niveau général des prix ou ciblage de l'inflation.

Ainsi, ce chapitre passe en revue les grands débats suscités autour du cadre optimal de conduite de la politique monétaire.

## 2.2. Débat sur la règle contre la discrétion

### 2.2.1. Supériorité de la règle à la discrétion

D'un côté, les tenants de la conception keynésienne[8] s'appuient sur le contexte des trente glorieuses et des bonnes performances de l'époque pour montrer la faiblesse des arguments théoriques des libéraux et justifier la désaffection vis-à-vis des règles et donc leur penchant pour la discrétion dans la conduite de la politique monétaire.

De l'autre côté, Friedman (1959) stipule que la politique monétaire discrétionnaire est néfaste. Elle est sujette à des changements imprévisibles dépendant des personnes qui en ont la charge, la rendant de ce fait même incapable d'être jugée selon un critère satisfaisant. Et d'ailleurs, l'adoption pour une règle préserve des pressions inflationnistes, ce qui réduit l'incertitude et fournit un cadre stable pour la politique monétaire d'autant plus nécessaire qu'il existe des délais longs qui rendent difficile le réglage fin de la conjoncture.

[8] Réglage fin de l'activité économique, utiliser tous les leviers de la politique économique y compris la PM.

Bien plus, l'écart entre l'optimalité a priori et l'éventuelle sous optimalité a posteriori qui résulterait d'un retournement de la conjoncture à tel point que la politique précédemment décidée s'en trouve inadaptée à la nouvelle situation, est qualifié d'incohérence temporelle. La persistance de ce problème, tant que les autorités ont la tentation d'exploiter les surprises d'inflation, semble conférer au régime de l'engagement envers une règle de politique monétaire une supériorité fort raisonnable par rapport au recours à la discrétion.

En effet, la politique monétaire conçue comme une question de contrôle optimal conduit à une politique incohérente temporellement. Ce problème exige que les autorités monétaires reviennent sur leur engagement et si ceci est répété, leur crédibilité en devient affectée. Les agents privés n'ayant plus confiance aux annonces des autorités monétaires, ne changeront pas leurs anticipations et toute politique monétaire discrétionnaire génère un biais inflationniste[9].

### 2.2.2. Objectif d'activité économique et biais inflationniste

Svensson (1995a) met en évidence une relation positive qui existe entre le biais inflationniste et l'importance attachée par les autorités monétaires à la stabilisation de l'activité d'une part, du niveau d'objectif fixé pour l'output gap, d'autre part.

[9] Mise en évidence par Barro et Gordon (1983) et récemment par Clarida, Gali et Gertler (1999) pour ce qui est des démonstrations mathématiques du biais inflationniste d'une politique monétaire discrétionnaire.

En effet, partant de la fonction d'offre de Lucas[10], Svensson conçoit la fonction de perte suivante :

$$L_t = \frac{1}{2}[(\pi_t - \pi^*)^2 + \gamma(x_t - x^*)^2]$$

Il montre l'impact de la poursuite de l'objectif de croissance sur l'inflation dans le cadre de la politique monétaire discrétionnaire.

Cette fonction intègre les objectifs que fixent les autorités pour les variables concernées. Elle traduit le fait que l'inflation ne doit pas trop fluctuer autour d'une cible, et que le niveau de production à prix flexible est inférieur à l'optimum social. En d'autres termes, la BC a un objectif de chômage inférieur au taux naturel.

$\gamma$ représente les préférences des autorités pour la stabilisation de l'activité par rapport à celle de l'inflation. L'inflation est ici la différence entre l'inflation issue d'une règle optimale de politique monétaire et celle issue d'une politique discrétionnaire.

Dans le premier cas, les autorités monétaires doivent prendre en compte dans leur minimisation de la fonction objectif, à la fois, le niveau d'inflation, mais également celui des anticipations. $L_t$ est dérivée par rapport à ces deux variables.

$$\pi_t^0 = \pi^* - \frac{\gamma\alpha}{1+\gamma\alpha^2}\varepsilon_t$$

Puisque, en espérance, $\varepsilon_t$ est un bruit blanc et que les anticipations sont rationnelles, on a : $E_{t-1}\pi_t^0 = \pi^*$

[10] . $x_t = \alpha(\pi_t - \pi_t^e) + \varepsilon_t$: Signifie que l'activité dépend des surprises monétaires.

La politique discrétionnaire est obtenue en ne dérivant la fonction de perte que par rapport au niveau d'inflation :

$$E_{t-1}\pi_t^d = \pi^* + \gamma\alpha x^*$$

Le biais inflationniste s'obtient par la différence suivante : $E_{t-1}\pi_t^d - E_{t-1}\pi_t^0 = \gamma\alpha x^*$

### 2.2.3. Des règles fixes, règles simples activistes et règles complexes parfaitement contingentes

Dans l'objectif d'éliminer la tentation de créer une inflation surprise, Friedman a été le premier à proposer une solution de l'engagement de la banque centrale à suivre un comportement systématique prévisible à l'avance.

A cet effet, il a proposé une règle fixe de croissance constante de la masse monétaire. La limite de cette règle se révèle dans sa passivité à l'évolution de la conjoncture. Elle ne réagit pas à son environnement.

Pour pallier à cette insuffisance, Cooper et Fisher (1972) puis Taylor (1981) montrent qu'une règle fixe peut être améliorée par intégration d'une composante de politique contra cyclique qui réagirait aux variations de l'inflation et du niveau de l'emploi. Cette réflexion conduit à la règle de Taylor (1993) qui a été établie à partir de données des États-Unis et s'exprime ainsi : $R_t = 4 + 1{,}5(\pi_t - 2) + 0{,}5(y_t - y_t^*)$

Où $R_t$ désigne le taux des fonds fédéraux américains, $\pi_t$ le taux d'augmentation des prix et $(y_t - y_t^*)$ l'écart entre la production observée et la production potentielle, tous trois à la période t.

Selon la règle de Taylor en effet, lorsque l'inflation est égale à 2 % et que la production se situe à son niveau potentiel, le taux des fonds fédéraux devrait être établi à un niveau équivalent à 4 % ou 400 points de base. En outre, il devrait être ajusté à la hausse ou à la baisse de 150 points de base pour chaque écart de un point de pourcentage entre l'inflation observée et le niveau de 2 % visé, et de 50 points de base pour chaque différentiel de 1 % entre la production observée et la production potentielle.

La simplicité de cette règle constitue, d'une part, son principal avantage (puisque le niveau du taux directeur résulte, pour toute période donnée, de seulement deux variables économiques). Elle constitue, d'autre part, sa limite (car sacrifiant son efficacité par la diminution de la capacité de réaction à divers états de la nature).

La règle de Taylor est un cas spécial dans la vaste catégorie des règles qualifiées de simples. Il en existe des variantes importantes qui, par exemple 1) accordent un rôle aux taux d'intérêt passés et/ou 2) substituent au taux d'inflation du moment une prévision du taux futur.

tBuiter (1988) montre que la règle optimale serait une règle Buiter (1988) montre que la règle optimale serait une règle parfaitement contingente[11]. Or (1) il est impossible de la part de la BC de prévoir l'intégralité des états futurs de la nature, (2)

[11] Prenant en compte tous les aléas afin que leur traitement ex post n'apparaisse pas comme l'exercice d'une surprise monétaire. Ce qui implique que ces aléas soient prévus dès le début dans la règle.

l'introduction de nombreuses variables dans la règle accroit sa complexité et augmente son inefficacité en posant le problème de communication, (3) l'estimation des coefficients de réponse devient pratiquement impossible, (4) plus une règle est détaillée et plus elle est spécifique au modèle à partir duquel elle a été construite.

Cependant, on sait que chaque modèle de l'économie, étant une simplification de la réalité économique, incarne de l'incertitude aussi bien au niveau de sa structure que de ses coefficients. Et dès lors, recourir à une fonction de réaction trop précise peut conduire à des erreurs importantes.

Il apparaît donc optimal de ne recourir aux règles que si elles permettent de contenir chaque nouvelle information disponible dans son champ d'action tout en restant en concordance avec ses objectifs. Ceci permet à l'optimisation initiale de rester valable par la suite pour les diverses décisions de politique monétaire. Ce qui préserve les autorités monétaires d'être obligées de mener une politique discrétionnaire, d'optimisation au coup par coup.
Ainsi, l'auteur en vient à proposer le juste milieu résidant dans la catégorie des règles simples dites activistes[12]. Il qualifie ces dernières de plus robustes car de part leur flexibilité, elles s'appliquent plus facilement à des modèles différents de l'économie et, de ce fait même, elles réduisent le risque d'erreur dans un environnement caractérisé par l'incertitude d'origine diverse.

[12] Règles de type Taylor permettant de répondre aux mouvements de certaines variables sans toute fois avoir besoin de les intégrer toutes.

Cependant, il convient de remarquer que cette manière d'envisager la robustesse d'une règle à travers sa flexibilité est un optimum de second rang qui implique l'application d'une règle mêlée à une dose de discrétion. C'est une solution intermédiaire se trouvant devant la discrétion et derrière la règle mécanique sophistiquée, parfaitement contingente. La démarche tombe inéluctablement sous la critique de l'incohérence temporelle et devrait naturellement générer un biais inflationniste.

Mac Callum (1995 et 1997) démontre que le biais inflationniste disparaît, même en régime discrétionnaire, si on laisse les autorités monétaires minimiser la fonction de perte collective. Il argue, en effet, que le raisonnement suivi par ses prédécesseurs est théoriquement faible. On ne voit pas pourquoi les banques centrales sans doutes rationnelles, elles aussi, seraient incapables d'anticiper la réaction des agents et sa conséquence[13]. Elles internalisent alors le cout d'une politique trop laxiste et cela suffit à les discipliner. Ce que Bernanke et Mishkin (1997) appellent régime de discrétion contrainte.

Cependant, il apparaît que cet argument ne reste valable que dans la poursuite d'objectifs clairs et mutuellement compatibles entre eux. Au cas contraire[14], Clarida et al (1999) ont montré qu'il restait un problème plus subtil d'incohérence temporelle rendant sous optimale toute politique monétaire faisant recours à la discrétion.

[13] C'est la critique du biais inflationniste liée à l'existence d'anticipations rationnelles.
[14] En situation de conflit d'objectifs poursuivis par la BC. Mais signalons que cette situation est moins fréquente.

En effet, le problème ici se déplace. Il va de la prise de décision vers le risque d'interférence du politique dans les choix monétaires. C'est ce qui justifie le recours aux modèles plus institutionnels dans la recherche d'une solution plus optimale.

## 2.3. Modèles institutionnels et la transparence

### 2.3.1. Modèles institutionnels de réputation, de délégation et les contrats optimaux

Barro et Gordon (1983) proposent d'envisager la politique monétaire dans le cadre d'un jeu répété entre autorités monétaires et agents privés.
La nécessité d'asseoir leur crédibilité sur un capital de réputation acquis au cours du temps suffira à leur imposer la discipline. Il existe cependant une limite liée à l'existence de la fin du mandant du banquier central. Il serait incité de tricher à la dernière période.

Roggof (1985) montre que l'intérêt de la société est de déléguer un banquier central conservateur, approuvant relativement une grande aversion pour l'inflation que les agents. Mais il s'avère que, en présence de chocs conjoncturels, ledit banquier atteint son objectif de réduction de l'inflation au prix d'une plus grande volatilité de l'activité.

Walsh (1995) propose de lier, par un contrat, le budget de la banque centrale aux performances en matière d'inflation. Ce contrat permet de stabiliser les chocs avec une politique discrétionnaire tout en éliminant le biais inflationniste.

Toutefois, Walsh (1998a) reconnaît la difficulté liée à la surveillance de l'exécution d'un tel contrat. Ici se pose donc le problème du principal-agent. Le problème de l'incohérence temporelle se déplace vers celui de l'institution chargée de l'approbation de la réalisation du mandat explicité au contrat.

A ces insuffisances des modèles institutionnels, la transparence apparaît dans la littérature comme une condition nécessaire et relativement suffisante pour asseoir la crédibilité et concevoir une politique optimale.

### 2.3.2. La transparence, condition essentielle à l'efficacité de la PM via la crédibilité

D'une manière générale, à la limite de tous les autres arrangements pris individuellement et déjà exposés jusqu'ici, il reste théoriquement un problème de crédibilité qui doit se résoudre par la transparence. Cette dernière semble, au bout de compte, constituer le concept le plus usité pour faire valoir un cadre performant de conduite de la politique monétaire.

n'est pas besoin d'embaucher un banquier conservateur ou d'imaginer des contrats « à la Walsh » pour éliminer le biais inflationniste. Même la politique dite discrétionnaire est parfaitement crédible dès lors qu'elle est clairement affichée, et présentée sous forme de règle.

En effet, d'une part, la transparence suffit à écarter l'hypothèse d'incohérence des objectifs et d'autre part, elle permet aux agents économiques de vérifier que la banque centrale poursuit correctement les objectifs qui lui sont assignés : en se référant à

une règle dont les fondements ont été explicités, on peut discuter et justifier les décisions prises.

La transparence suffit donc largement pour garantir l'engagement des autorités monétaires à suivre une ligne de conduite assurant la stabilisation de l'économie. Ceci apparaît d'autant plus fondé que l'affichage d'une règle soustrait la politique monétaire aux pressions politiques qui constituent le seul véritable risque pour sa crédibilité.

En se donnant les moyens d'expliquer et de rendre compte de ses décisions, la banque centrale fonde sa légitimité et protège son indépendance. De plus, lorsqu'une ligne de conduite a été fixée et diffusée à l'avance, le temps et le coût (en termes de crédibilité) qu'implique sa renégociation doivent lui assurer la pérennité souhaitable. La transparence permet donc de protéger l'indépendance probablement nécessaire de la politique monétaire vis-à-vis des pouvoirs politiques [Pollin (2005)].

D'après cet auteur, la mise en place de la transparence implique la conception des stratégies qui appelle trois caractéristiques difficilement compatibles. Il faut en effet que le comportement de la BC soit traduit ou régulé sous forme de règle (1) assez claire permettant la vérification de l'effectivité de son application, (2) qui s'approche autant que possible de l'arbitrage optimal entre variabilité de l'inflation et celle de la production, (3) qui offre une souplesse suffisante pour tenir compte d'événements particuliers (crise financière, choc extérieur,...) ou d'évolution dans le modèle de l'économie (la dynamique de la demande ou de l'inflation).

Au regard de ces trois critères, en attendant des travaux supplémentaires qui puissent être menés pour enfin définir des règles d'objectifs spécifiques[15] combinant efficience, souplesse et transparence, il semble que la règle d'instrument utilisée à titre de référence et servant de guideline serait la meilleure solution.

## 3. Brève littérature empirique sur les règles monétaires

La formalisation économétrique des règles de politique monétaire ou fonctions de réaction de la banque centrale a trouvé une large attention tant dans les milieux des économistes que dans ceux des praticiens de la politique monétaire. Les conclusions quant à leur robustesse et leur pouvoir descriptif, dépendent généralement beaucoup plus du modèle économique retenu et des méthodes économétriques d'estimation utilisées.

En effet, dans les pays développés, beaucoup d'économistes se sont largement intéressés à décrire les réactions des banques centrales dans toutes leurs facettes. La littérature empirique y abonde énormément.

McCallum (1987), sur les données américaines, estime une règle de revenu nominal à laquelle il prétend donner le mérite de la réduction de la variabilité du revenu nominal sur la période 1954-1985 et maintenir l'inflation à zéro. Une vision qui est soutenue par Durand et Payelle (1998).

Taylor (1993) conçoit sa règle initiale qui décrit assez fidèlement la politique monétaire de la FED pendant la période 1987-1992, avec

[15] Règle de ciblage plus spécifique précisant l'horizon de réalisation de l'objectif, la BC étant assignée une fonction de perte à minimiser.

des coefficients de réaction à l'écart d'inflation et à l'output gap de 0.5.

Utilisant des simulations dynamiques stochastiques sur plusieurs pays de l'euro système, les Etats-Unis et le Japon, Taylor (1999) parvient à montrer que les règles simples sont plus robustes et efficaces que les règles optimales, contingentes.

Pour la zone Euro, Verdelhand (1999) estime une règle simple de Taylor avec la méthode des moments généralisée. Il trouve un coefficient de 1.3 pour l'écart d'inflation et 0.6 pour l'écart de production.

Clarida et *al.* (1998,1999, 2000), en utilisant une règle de Taylor version *forward-looking*, trouvent une adéquation avec les politiques monétaires menées par la FED et les banques centrales européennes pour stabiliser l'inflation. Bien plus, Clarida (2001) recourt à un modèle structurel VAR pour identifier d'autres éléments pertinents que les banques centrales pourraient intégrer dans leur règle *forward-looking*. Il identifie le taux de change comme un élément clé. Cette approche pourrait d'après lui permettre de décomposer les effets des chocs pour chacun des pays formant une union monétaire.

Ensuite, pour le cas des pays émergents, Parsley et Popper (2009), proposent une application à une petite économie ouverte qu'est la Corée du Sud avec la prise en compte du taux de change sur la période janvier 1999 – Avril 2009. Leur objectif est de déterminer si l'autorité monétaire cible le taux de change ou simplement si elle réagit aux variations du taux de change dans le but d'atteindre ses

autres objectifs. Les résultats de leur modèle *forward-looking* révèlent que la banque de Corée suit une politique de ciblage d'inflation et le taux de change apparaît comme un objectif indirect ayant une influence sur l'output et l'inflation.

Enfin, dans les pays en développement particulièrement africains, une faiblesse de la littérature empirique marque le champ de recherches appliquées à ce sujet. Cependant, depuis 2000, un essaie de construction d'une règle monétaire à la Taylor voit le jour en Ouganda.

En effet, Abdalla et *al.* (2000) trouvent une divergence entre les taux pratiqués par la banque centrale d'Ouganda et ceux issus de la règle de Taylor. En considérant comme variables explicatives les gaps mensuels de production et d'inflation sur la période 1990 à 1998, en plus de la constante, ils obtiennent un coefficient de 0.11 pour le gap d'inflation, soit une valeur relativement très faible.

S'agissant du gap de production, son coefficient est négatif (-1.16), ce qui est contraire à la théorie. En estimant de nouveau l'équation avec la prise en compte de variables du secteur extérieur (la variation des réserves internationales, le taux de change réel), les résultats obtenus apparaissent relativement meilleurs, mais ils ne permettent pas une bonne description de l'historique des taux d'intérêt.

En Afrique du Sud, Ruthira et Paya (2010) aboutissent à la confirmation des hypothèses de la prise en compte des prix des actifs financiers dans la modulation du taux d'intérêt ainsi que celle de la non linéarité de cette règle de *Taylor-augmentée* sur la période 1986-2008.

N'Guenang et *al.* (2009) estiment, par la méthode des moments généralisée, une règle active qui pourrait crédibiliser la politique monétaire de la BEAC au sein de la zone CEMAC. Après une première estimation d'une règle *forward-looking* de base, intégrant uniquement les gaps d'inflation et d'output, ils incorporent ensuite la croissance de la masse monétaire M2 et enfin, ils ajoutent le différentiel d'inflation avec le principal partenaire économique qu'est la France. De ces trois modèles, le dernier semble beaucoup plus concluant en considération de l'erreur absolue moyenne et du coefficient de Theil.

Pour la zone UEMOA, Tenou (2002) adapte la règle initiale de Taylor en y ajoutant des variables comme le taux d'intérêt retardé d'une période , le différentiel d'inflation et le différentiel de taux d'intérêt entre la zone et la France. Il procède ensuite à des estimations sur des données annuelles (1970-1999) et sur données trimestrielles (1991-1999) par la méthode des moindres carrés ordinaires. Ses résultats d'estimations lui permettent de conclure que la règle estimée sur données annuelles retrace assez bien l'historique du taux du marché monétaire (surtout sur la période 1987-1999). L'estimation sur des données trimestrielles donne aussi des résultats satisfaisants. Le coefficient de lissage du taux d'intérêt montre que la BCEAO fixe ses taux en fonction de ses taux passés. Le coefficient du taux d'intérêt retardé est de 0.82 sur les données annuelles et de 0.76 sur la base des données trimestrielles.

Il trouve aussi que le taux d'intérêt du marché monétaire est relativement plus sensible à l'écart de production qu'au différentiel

du taux d'intérêt. De façon générale, la BCEAO semble tenir compte des variables économiques fondamentales que sont l'inflation et l'écart de production dans la fixation de ses taux d'intérêt.

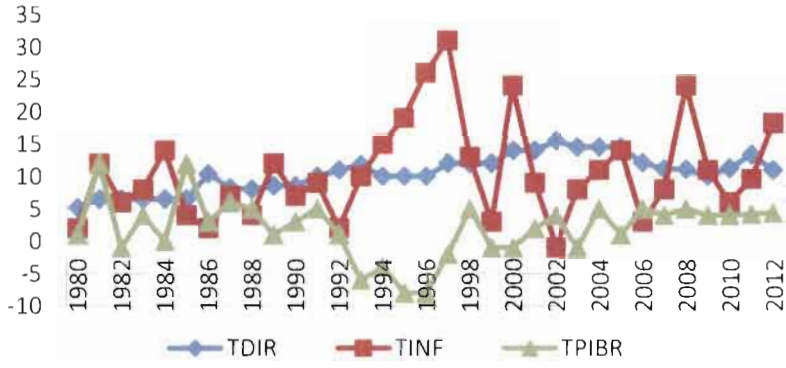
Quant à Zeida(2011), dans le cadre d'évaluation de la conduite de politique monétaire de la BCEAO, Il opte pour une spécification de règle de Taylor avec anticipations tournées vers le futur. Pour l'estimation de la règle, il se sert de la Méthode des Moments Généralisée (MMG) après qu'une spécification d'un Vecteur Auto Régressif (VAR) non structurel ait été analysée à travers des fonctions de réponse impulsives. Ses résultats montrent que la BCEAO fixe son taux de pension en incluant 87% de sa valeur passée, et en réagissant plus que proportionnellement à toute déviation de l'inflation anticipée par rapport à la cible d'inflation de 2%. La production n'intervient pas par conséquent dans la prise de décision de la banque centrale et il conclut que la règle serait beaucoup proche du cadre de ciblage d'inflation.

## 4. Analyse empirique de la fonction de réaction de la banque de la République du Burundi

Etant donnée la nature sociale de la science économique, il serait illusoire de donner une conclusion ne se fondant que sur l'analyse de la littérature économique seule. La particularité de la science économique est d'être fondée sur une base théorique discutable dans le temps et dans l'espace. Afin d'éviter des affirmations gratuites, ce chapitre se réserve à la vérification empirique pour le cas du Burundi. Avant de recourir à l'analyse économétrique pour estimer la fonction de réaction de la BRB, on essaie de mettre en

évidence par une analyse graphique (figure suivante) l'efficacité limitée de la politique monétaire des taux d'intérêt directeurs au Burundi.

**Figure1 : Evolution du taux directeur, du taux d''inflation et du taux de croissance du PIB réel au Burundi (en % âge)**




**Source** : Auteur à partir des données de la BM, des rapports annuels de la BRB

L'analyse de ce graphique ne révèle pas grand-chose pour ce qui est de la relation entre le taux directeur et la croissance du PIB réel encore moins entre le taux directeur et l'inflation. En effet, on assiste à une absence de relation linéaire clairement visible entre ces trois variables. Le taux d'inflation et le taux de croissance du PIB réel évoluent en dent de scie sur toute la période d'étude alors que le taux directeur affiche une tendance constante. Ce qui justifie

le recours à l'estimation économétrique pour essayer de capter toute éventuelle relation qui existerait entre les trois variables.

## 4.1. Estimation de la fonction de réaction de la BRB

### 4.1.1. Elément sur modèle théorique de Taylor

Pour le cas des Etats-Unis, Taylor (1993) a initié la règle en supposant implicitement que le degré de lissage des taux d'intérêt est égal à 0. Dans ce cas, la règle théorique de Taylor pour les Etats Unis, est telle que la fixation du taux d'intérêt de court terme, pour une période donnée, ne dépend que des valeurs courantes de seulement deux variables.

Elle s'écrit :

$$i_t = (r - \alpha\pi_{cible}) + (1 + \alpha)\pi_t + \beta(y_t - y_t^*)$$

A lire cette règle, une valeur élevée du coefficient de réaction au gap d'inflation, $\alpha$, implique une réaction relativement rapide du taux d'intérêt à l'écart entre le niveau anticipé de l'inflation et sa valeur cible. De même, un niveau élevé de $\beta$ signifie que le taux d'intérêt de court terme est très sensible au gap de production.

Taylor suppose en plus que la banque centrale réagit de façon équivalente à l'écart du taux d'inflation et au gap de production. De ce fait, il attribue aux paramètres $\alpha$ et $\beta$ la même valeur de 0.5. Il admet, en outre, que les valeurs du taux d'intérêt réel ($r$) et du taux d'inflation cible ($\pi_{cible}$) sont constantes et égales à 2.

### 4.2.2. Modèle retenu pour la BRB et procédure d'estimation

Afin de prendre en compte les spécificités de l'économie burundaise, certaines modifications ont été apportées à la règle de Taylor originale. Il s'agit clairement d'intégrer des arguments supplémentaires comme variables explicatives dont la variation peut influencer raisonnablement la prise des décisions des autorités monétaires lors de la fixation des taux directeurs.

En effet, il a été question d'une part, de prendre en compte le comportement de lissage[16] du taux d'intérêt dans la fonction de réaction de la BRB. Dans la réalité, afin de limiter la volatilité de leurs taux directeurs, les banques centrales préfèrent procéder à une modification progressive de ceux-ci. Ceci permet, d'un coté, de préserver la crédibilité des autorités monétaires et de l'autre, d'éviter les chocs-surprises qui perturberaient le marché monétaire.

D'autre part, on a pris en compte la croissance de l'agrégat monétaire « $M_2$ »[17] d'autant plus que la BRB contrôle étroitement la croissance de cet agrégat pour des fins du ciblage intermédiaire. On a essayé d'intégrer, dans la règle simple activiste de Taylor, la règle fixe passive de Friedman de croissance monétaire. Ce qui, par ailleurs, nous a permis d'apprécier le poids accordé à chacune de ces variables stratégiques de la politique monétaire et d'en conclure le type de ciblage principalement adopté par la BRB.

---

[16] Certains auteurs tels qu'Orphanides (1997), Clarida, Gali, et Gertler (1998) dans leurs travaux pionniers, proposent de tenir compte de ce comportement de lissage du taux d'intérêt dans les fonctions de réaction des banques centrales. Cela revient à considérer que le taux d'intérêt courant s'ajuste partiellement au taux d'intérêt passé.

[17] Prise en compte aussi par Kamgnia (2009) dans l'estimation de la fonction de réaction de la BEAC.

L'intéressement des autorités monétaires au contrôle du niveau des réserves de change a aussi fait objet d'investigation. La justification tient ici au fait que le maintien d'un certain niveau des réserves de change est indispensable à la préservation de la valeur externe de la monnaie burundaise[18]. Pour des raisons d'indisponibilité des données, le taux de change officiel a servi de variable proxy du niveau des réserves de change. Ainsi, la spécification économétrique de la règle retenue est la suivante:

$$TD_t = \rho_0 + \rho_1 TD_{t-1} + \rho_2 Dinf_t + \rho_3 Gapp_t + \rho_4 TM2_t + \rho_5 TCO_t + \varepsilon_t$$

Avec :

$TD_t$ : Taux directeur appliqué par la BRB au temps t

$Dinf_t$ : Ecart d'inflation au temps t

$Gapp_t$ : Out put gap au temps t

$TM2_t$ : Taux de croissance de la masse monétaire en pourcentage du PIB au temps t

$TCO_t$ : Taux de change officiel au temps t

$\varepsilon_t$ : Terme d'erreur au temps t

La procédure d'estimation de cette règle « type Taylor » est organisée en deux étapes : on a estimé d'abord un modèle spécifiant la règle simple de Taylor (comportant seulement l'écart d'inflation, l'output Gap et prenant en compte le comportement de lissage des taux directeurs). Puis ensuite, on a intégré dans la règle

[18] Le franc burundais

les variables supplémentaires, évoquées précédemment, afin de vérifier dans quelle mesure elles sont prises en compte ou non dans la formation des taux de la BRB. Dans les deux cas, on s'est servi de la méthode des moments généralisée[19].

A la lumière des travaux de Mésonnier et Renne (2004), De lucia et Lucas (2007), nous avons limité les instruments aux seules variables retardées. La production potentielle a été obtenue à l'aide du filtre HP tandis que le taux d'inflation cible est la moyenne de l'intervalle visé pour objectif d'inflation au Burundi ; soit ici 7.5%[20].

### 4.3. Présentation, interprétation et discussion des résultats

Les données utilisées dans les régressions proviennent essentiellement du CD-ROOM de la BAD, data base 2011 sur les indicateurs de développement en Afrique. Les données non disponibles sur cette source sont tirées des rapports annuels de la BRB.

[19]Cette méthode est utilisée par Clarida, Gali et Gertler [1997], ou Mésonnier et Renne [2004]). L'estimation par la MMG présente l'avantage d'englober plusieurs autres méthodes parmi lesquelles les moindres carrés ordinaires, les doubles moindres carrés, les moindres carrés non linéaires, le maximum de vraisemblance, qui en constituent des cas particuliers. La méthode des moments généralisés, grâce à sa robustesse, n'exige pas que les résidus soient normalement distribués, mais juste de préciser l'ensemble des variables pouvant influencer la prise de décision des autorités monétaires en temps t, constituant l'ensemble des variables instrumentales dans l'estimation [Hurlin(2005)].

[20] L'intervalle-objectif de l'inflation au Burundi pour la période d'étude est [5%,10%]; soit un taux cible moyen de 7.5% [Bararuzunza (2010)]

**Tableau 1 : Présentation des résultats de l'estimation de la règle-type de Taylor**

| | Règle 1 | Règle 2 |
|---|---|---|
| Variables | TD | TD |
| C | 1.4245* | 4.8701* |
| | (2.0395) | (32.7720) |
| TD (-1) | 0.8672* | 0.6859* |
| | (16.3711) | (53.3432) |
| DINF | 0.0439* | 0.0801* |
| | (4.2044) | (52.4087) |
| GAPP | 1.2954 | 0.3282* |
| | (0.9297) | (4.9356) |
| TM2 | | -0.2173* |
| | | (-44.6929) |
| TCO | | 0.0051* |
| | | (34.7855) |
| DUM86 | 2.3708** | -0.6406* |
| | (2.8687) | (-16.2240) |
| AR(1) | | -0.1732* |
| | | (-13.4918) |
| $R^2$ | 0.6431 | 0.6677 |

* et ** : indique un coefficient statistiquement significatif, respectivement au seuil de 1% et de 5%

**Source** : auteur à partir des données du CD-ROOM de la BAD, data-base 2011, et des rapports annuels de la BRB

A l'analyse du tableau des résultats, la Règle 1 (comportant seulement l'écart d'inflation, l'output Gap et prenant en compte le comportement de lissage des taux directeurs), traduit un effet d'inertie très accentué des taux directeurs (le coefficient associé au taux retardé d'une période est très élevé, il est de l'ordre de 0.87). Cependant le principe de Taylor n'est pas respecté ni pour l'out put gap, ni pour l'écart d'inflation. En effet, il apparaît que le

coefficient associé à l'écart d'inflation, (0.04), est très faible bien qu'il soit statistiquement significatif.

Quant à celui associé à l'out put gap, il est statistiquement nul. Ce qui traduirait, au total, la passivité des taux directeurs aussi bien à l'écart d'inflation qu'à celui de la production. En plus, il ressort de cette estimation un taux d'intérêt réel d'équilibre très faible, soit 1.24%. Et enfin, son $R^2$ n'est pas très élevé. Ainsi, les résultats de la Règle 1 ne confortent pas les attentes de la règle simple de Taylor. Ceci présage dès lors l'existence d'autres variables qui fondent réellement la modulation des taux de la BRB.

L'ajout des variables monétaires supplémentaires[21] dans la règle est effectué à travers la spécification « Règle 2 ». Les nouveaux résultats affichent une légère amélioration quant à $R^2$ (il passe de 0.64 à 0.67). Ainsi, 67% des variations du taux directeur sont expliquées par les variations des variables explicatives retenues dans la règle.

En plus, le coefficient[22] associé à l'out put gap est significatif, positif et est égal à 0.3. Un écart positif de la production à son niveau potentiel de 100 points de base entraine une réaction à la hausse moins que proportionnelle du taux directeur de 30 points de base.

Quant à la réaction du taux court à l'écart d'inflation, le coefficient est significatif mais très faible, soit 0.08. Ce qui n'est pas conforme au principe de Taylor stipulant que ce dernier doit être

[21] Variables jugées susceptibles d'être prises en compte par la BRB dans la fixation de ses taux

[22] Il est plus ou moins proche de 0,5 de la règle de Taylor

supérieur à l'unité pour mettre en évidence une réaction du taux directeur plus que proportionnelle à la variation de l'écart d'inflation. En revanche, le taux directeur est lié, d'une part, négativement à la croissance de la masse monétaire et, d'autre part, positivement au taux de change officiel. Ce qui est conforme à la théorie économique.

En effet, une augmentation de la masse monétaire[23] entraine une diminution du taux d'intérêt alors qu'une dépréciation de la monnaie nationale[24], augmentation du taux de change, en cotation à l'incertain, entraine une politique de stérilisation ayant pour effet l'augmentation du taux d'intérêt. Cette politique attire les capitaux étrangers en devises afin que, par création de sa demande, on puisse redonner de la valeur à la monnaie nationale.

Ces résultats mettent ainsi en évidence, la priorité accordé par la BRB au contrôle monétaire et du taux de change, par rapport au ciblage directe de l'inflation. Signalons cependant, que malgré la significativité statistique des coefficients qui leur sont associés, celui du TCO est très faible (0.005) au moment où celui du TM2 est de « -0.22 » ; soit une variation, en sens contraire, de 2% du taux d'intérêt à la suite d'une variation de 10% de la croissance monétaire.

Le taux d'intérêt réel d'équilibre est de 4.9 et l'effet d'inertie des taux demeure élevé, de l'ordre de 0.67%. Cependant, bien qu'on ait ajouté la variable « dummy » pour contrôler l'effet de la libéralisation financière intervenue en 1986, tout en intégrant une

[23] Action directe et délibérée des autorités monétaires
[24] Résultat des mécanismes du marché, en régime de change flexible

composante autorégressive corrigeant le problème d'autocréation des erreurs, le $R^2$ est resté « pas suffisamment très élevé ». Donc, il y a lieu de toujours soupçonner d'autres enjeux entrant en ligne de compte dans la fixation des taux directeurs de la BRB.

Toutefois, les résultats obtenus permettent de conclure que la fixation des taux de la BRB a une composante systématique simple mais pas de type-Taylor, car n'accordant pas de priorité au contrôle direct de la dynamique de l'inflation comme prévu par la règle de Taylor originale.

## 5. Conclusion

L'objectif de cet article étant de capter la fonction de réaction qui guide les autorités de la BRB au pilotage de la politique monétaire, une hypothèse de base a servi de fil conducteur : la fixation des taux d'intérêt court au Burundi suit une composante systématique simple de type Taylor.

L'estimation de la fonction de réaction de la BRB, à travers une approche positive à la Taylor, a été effectuée et les résultats obtenus permettent de conclure que la fixation des taux de la BRB a une composante systématique simple mais pas de type-Taylor. La BRB n'accorde pas plus de priorité au contrôle direct de la dynamique de l'inflation comme prévu par la règle de Taylor originale. Ceci infirme notre hypothèse.

Le cadre logique de décision de la banque centrale se résout plus à soutenir la conjoncture économique, le niveau des réserves de changes par un dispositif de contrôle de la masse monétaire par

ailleurs inefficace au ciblage de l'inflation ou du niveau général des prix.

Les résultats non satisfaisants sur la relation entre le taux directeur et l'inflation mettent en évidence la pertinence du débat sur l'infériorité du contrôle monétaire par rapport à un ciblage d'inflation ou du niveau général des prix au service de l'objectif de la stabilité des prix.

L'on ne saurait pas affirmer que la recherche sur ce thème est dès lors bouclée, plusieurs pistes de réflexions nous sont encore ouvertes, en tant que chercheurs, dans l'avenir. Par exemple, il serait plus intéressant de refaire le même exercice à l'aide des données trimestrielles afin d'améliorer la fiabilité des données.

## Bibliographie


1. Cateau G. et Murchison S. (2010) : « L'efficacité des règles de politique monétaire en présence d'incertitude », *Revue de la banque de Canada*, Printemps 2010.
2. Clarida R., Galí J., Gertler M. (1998) : « Monetary policy rules in practice: some international evidence », *European Economic Review*, 42, pp. 1033-1067.
3. Clarida, R.H. (2001) : « The empirics of monetary policy rules in open economies » *NBER,* Working paper n0 8603, November pp. 1-25.
4. Diane, B. (2010) : « Estimation d'une règle de ciblage d'inflation pour la BCEAO », *Document d'Etude et de Recherche* N° DER/10/04, Décembre, pp.1-35.
5. Durand J-J., Payelle N. (1998) : «Règles de politique monétaire et objectif de PIB nominal : Application au cas français», *Revue Economique* n03, pp. 665-675.
6. Jondeau E., Le Bihan H., Galles C. (2004) : « Assessing Generalized Method-of-Moments Estimates of the Federal Reserve Reaction Function», *American Statistical Association, Journal of Business & Economic Statistics*, April, Vol. 22, No. 2, pp. 1-15.
7. Kydland, F. et E. Prescott (1977): « Rules rather than discretion : the inconsistency of optimal planes", *Journal of Political Economy*, vol 85, n° 3, pp. 473-491.

8. Mac Callum, B.T. (1987) : « The Case of Rule in the Conduct of Monetary Policy: a Concret Example», *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Richmond, septembre-octobre, pp. 10-18.

9. Mesonnier, J-S., et Renne, J-P. (2004) : « Règle de Taylor et politique monétaire dans la zone euro », Banque de France, avril, pp.1-36.

10. N'guenang C. K., Talabong H., Ould I. S., et Kamgna S. Y. (2009) : « Fonction de réaction de la Banque Centrale et crédibilité de la politique monétaire : cas de la BEAC », juin, pp. 1-29.

11. Nubukpo K.K., (2002) : « L'impact de la variation des taux d'intérêt directeurs de la BCEAO sur l'inflation et la croissance dans l'UMOA », *Notes d'Information et Statistiques, Série Études et Recherches* n0 526, BCEAO, Dakar, juin, pp. 1-32.

12. Rogoff K. (1985) : « The optimal Degree of Commitments to a monetary target », *Quarterly Journal of Economics*, nov 1985, vol 100, n°4, pp. 1169-1190.

13. Ruthira N. et Paya I. (2010) : « Forecasting Monetary Policy Rules in South Africa », *University of Pretoria – Lancaster University,* Working paper n0 189, September, pp. 1-29.

14. Sibi, F. (2001) : « Règle de Taylor et application à la zone-euro» *Colloque du GDR – PAU,* mai, pp. 1-34

15. Taylor J. B. (1999): « The Robustness and Efficiency of Monetary Policy Rules as Guidelines for Interest Rate Setting by the European Central Bank », *Journal of Monetary Economics*, pp. 655-679.
16. Tenou K. (2002) : « la règle de Taylor : un exemple de règle de politique monétaire appliquée au cas de la BCEAO», *Note d'information et Statistiques, Etude et Recherche* N° 523, Banque Centrale des Etas de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO), mars, pp. 1-26.
17. Zeida T. H. (2011) : « Règles de politique monétaire : essai de modélisation pour la BCEAO », *UO2*, UFR/SEG, juillet 2011.

## ANNEXES

### Tableau1 : Règle de type Taylor 1

Dependent Variable: TD
Method: Generalized Method of Moments
Date: 05/10/12 Time: 19:25
Sample(adjusted): 1985 2010
Included observations: 26 after adjusting endpoints
No prewhitening
Bandwidth: Fixed (2)
Kernel: Bartlett
Convergence achieved after: 51 weight matricies, 52 total coef iterations
Instrument list: TD(-1)TD(-2) TD(-3) TD(-4) GAPP2(-1) GAPP2(-2) GAPP2(-3) GAPP2(-4) GAPP2(-5) DINF2(-1) DINF2(-2) DINF2(-3) DINF2(-4) DINF2(-5) TM2(-1) TM2(-2)TM2(-3) TM2(-4) TM2(-5) TCO(-1) TCO(-2)TCO(-3) TCO(-4) TCO(-5)

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| TD(-1) | 0.685935 | 0.012859 | 53.34329 | 0.0000 |
| GAPPR | 0.328181 | 0.066492 | 4.935640 | 0.0001 |
| DINF | 0.080107 | 0.001528 | 52.40872 | 0.0000 |
| TM2 | -0.217287 | 0.004862 | -44.69286 | 0.0000 |
| TCO | 0.005130 | 0.000147 | 34.78548 | 0.0000 |
| DUM86 | -0.640605 | 0.039485 | -16.22403 | 0.0000 |
| C | 4.870052 | 0.148604 | 32.77203 | 0.0000 |
| AR(1) | -0.173224 | 0.012839 | -13.49179 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.667649 | Mean dependent var | 11.20654 |
| Adjusted R-squared | 0.538401 | S.D. dependent var | 2.311983 |
| S.E. of regression | 1.570786 | Sum squared resid | 44.41261 |
| Durbin-Watson stat | 1.675608 | J-statistic | 0.299411 |

Inverted AR Roots -.17

**Source** : Auteur sur base des régressions effectuées sur Eviews

**Tableau2 : Règle de type Taylor 2**

Dependent Variable: TD
Method: Generalized Method of Moments
Date: 05/09/12 Time: 20:33
Sample(adjusted): 1985 2010
Included observations: 26 after adjusting endpoints
No prewhitening
Bandwidth: Fixed (2)
Kernel: Bartlett
Convergence achieved after: 45 weight matricies, 46 total coef iterations
Instrument list: TD(-2) TD(-3) TD(-4) TD(-5) TCO(-1) TCO(-2) TCO(-3)
TCO(-4) TCO(-5) GAPPR(-1) GAPPR(-2) GAPPR(-3) GAPPR(
-4) GAPPR(-5) DINF2(-1) DINF2(-2) DINF2(-3) DINF2(-4)
DINF2(-5) TM2(-1) TM2(-2) TM2(-3) TM2(-4) TM2(-5)

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| TD(-1) | 0.719665 | 0.002735 | 263.1502 | 0.0000 |
| TCO | 0.004770 | 5.08E-05 | 93.84991 | 0.0000 |
| GAPPR | 1.95E-08 | 1.23E-10 | 158.9603 | 0.0000 |
| DINF | 0.135520 | 0.001210 | 111.9812 | 0.0000 |
| TM2 | -0.216749 | 0.002293 | -94.51059 | 0.0000 |
| C | 4.673927 | 0.057711 | 80.98910 | 0.0000 |
| R-squared | 0.669820 | Mean dependent var | | 11.20654 |
| Adjusted R-squared | 0.587276 | S.D. dependent var | | 2.311983 |
| S.E. of regression | 1.485302 | Sum squared resid | | 44.12242 |
| Durbin-Watson stat | 2.233113 | J-statistic | | 0.345237 |

**Source** : Auteur sur base des régressions effectuées sur Eviews

Centre Universitaire de Recherche pour le Développement Economique et Social

**Référence bibliographique des Cahiers du CURDES**

Pour citer cet article / How to citate this article

NIZIGIYIMANA Révérien, Analyse de la fonction de réaction de la banque de la République du Burundi face aux chocs macroéconomiques, pp. 35-70, Cahiers du CURDES n° 15, Mai 2016.

Contact CURDES : curdes.fsea@yahoo.fr