



Revue Intelligence Stratégique
Journal des publications scientifiques
Volume 2, numéro 3
Janvier-Mars 2019
p-ISSN : 3006-547X ; e-ISSN : 3006-5488
<https://doi.org/10.62912/>

EFFETS DU CADRE OPERATIONNEL SUR LA BASE MONETAIRE EN RDC

Daniel KASONGO ILUNGA

Chef de Travaux à la Faculté des Sciences Economiques et de Gestion à l'Université de
Lubumbashi, Lubumbashi-RDC

RESUME

Ce texte examine les effets du cadre opérationnel sur l'objectif opératoire de la politique monétaire dans le cas de la République Démocratique du Congo, qui a expérimenté une baisse de l'inflation historique sur la période 2005-2013. En s'appuyant sur une estimation économétrique de type VAR et un modèle vectoriel à correction d'erreurs, les résultats de l'étude tendent à confirmer les caractéristiques communes des instruments de la politique monétaire des économies moins avancées en proie à la dollarisation et caractérisées par une faiblesse de la profondeur financière, une inefficience du système bancaire, une prédominance budgétaire et des déficiences institutionnelles.

Mots-clés : base monétaire, politique monétaire, Banque Centrale du Congo.

SUMMARY

This paper research discusses the effects of the operational frame concerning the practical objective of the monetary politics in relation to the Democratic republic of Congo, which has experienced a decrease in the historical inflation between 2005-2013. In referring to an econometric estimation of VAR kind and to an error-correction vector model, the study results are likely to confirm the common characteristics of the instruments of the monetary politics of less advanced economies subject to the dollarization and marked by a weakness of the effectiveness of the bank system, a budgetary predominance and institutional lacknesses.

Keywords : reserve money, monetary policy, Central Bank of Congo.

INTRODUCTION

L'évolution de la science économique contemporaine a remis en selle une gestion orientée vers la satisfaction des besoins collectifs par la mise en œuvre de politiques économiques. Parmi celles-ci, la politique monétaire, qui revêtait, au départ un rôle marginal dans un contexte caractérisé par la prédominance des théories classiques, a pris une place importante avec les idées keynésiennes et néo-quantitativistes qui ont érigé la stabilité des prix en nécessité sacro-sainte du bien-être collectif.

La lutte contre l'inflation, et ses conséquences néfastes sur le maintien des équilibres macro-économiques, a toujours été le cheval de bataille des autorités monétaires de l'ère contemporain. En République Démocratique du Congo (RDC), l'avènement du franc congolais en 1998 a auguré de lendemains meilleurs quant à la conduite d'une politique monétaire moderne et rigoureuse, s'inscrivant dans un cadre institutionnel assaini. Les soubresauts de l'environnement politique ont fait que les trois premières années ont été marquées par l'instabilité liée au second épisode de la guerre. Au cours de ces années (1998 à 2001), l'économie congolaise a enregistré une hyperinflation qui atteignit 135 % à fin 1998, 500 % en moyenne sur la période 1999-2000 avant de retomber à 135 % en 2001. La croissance économique a été négative, passant de -1,7 % à fin 1998 à -2,1 % en 2001, avec un creux de - 6,9 % en 2000.¹

A partir de l'année 2002, les efforts de stabilisation économique ont été amorcés, avec l'assistance des institutions financières internationales. Le rythme de formation des prix a été maîtrisé. Il se situa à 15,80 % en 2002, redescendit à 4,44 % en 2003 avant de remonter à plus de 9,22 % en 2004. L'année 2005 est ponctuée par un taux d'inflation supérieur à 20 %, de l'ordre de 21,27 %, qui fléchit à 18,20 % en 2006 et à 9,96 % en 2007. Cette période d'accalmie sur le marché est suivie par une dérive des prix de 27,57 % en 2008, de 53,44 % en 2009, avant que la désinflation ne pointe à l'horizon en 2010, avec un rythme de formation des prix évalué à 9,84 % en 2010.

¹ Données provenant des rapports annuels de la Banque Centrale du Congo (BCC).

A fin 2011, le taux d'inflation bondit à 15,44 %. A partir de 2012, le taux d'inflation chuta à moins de 2%. La relative stabilité du rythme de formation des prix au cours de la période allant de 2005 à 2013, est la résultante, entre autres, de l'amélioration du cadre de conduite de la politique monétaire congolaise, sur le plan institutionnel et sous l'angle opérationnel. Il y a lieu de noter particulièrement l'élan de coordination de la politique monétaire avec les politiques budgétaires et de change.

Toutefois, force est de relever qu'au regard de la précarité du système financier congolais, les résultats satisfaisants de la politique monétaire congolaise voilent des contrariétés théoriques, des problèmes structurels et des effets collatéraux de l'environnement macro-financier. Le taux d'intérêt à court terme, modifié régulièrement, est l'instrument de la politique monétaire au Congo, tel qu'annoncé par l'autorité monétaire. En particulier, l'adossement des taux de l'open market sur le taux directeur dénote d'une volonté d'indexer les instruments de conduite de la politique monétaire à l'évolution de l'activité économique, conformément à la théorie monétaire.

A l'opposé de ces deux instruments du cadre opérationnel utilisés par la BCC, nous avons observé que l'instrument réserves obligatoires présente une certaine rigidité.

Constituées par les banques commerciales à la suite des mesures de contrainte quantitative de rationnement du crédit et de gestion de la liquidité, les réserves obligatoires présentent l'avantage d'agir directement sur la création monétaire.

Nous avons noté au cours de l'intervalle 2005-2013 trente-huit modifications du taux d'intérêt (haussières et baissières) alors que le coefficient de réserves obligatoires n'a subi que six modifications, toutes orientées vers la hausse. Le taux d'intérêt nominal a été porté à 70 % le 26 octobre 2009 avec un coefficient de réserves obligatoires rehaussé de 5 % à 7%, dans un contexte économique difficile (crises financières puis économiques consécutives aux subprimes américains).

Si la positivité du taux directeur réel est la ligne de conduite de l'autorité monétaire congolaise, il est intéressant de comprendre la portée des instruments de la politique monétaire congolaise à la détermination des variations de la base monétaire, objectif opératoire du ciblage monétaire pratiqué au Congo. Au demeurant, force est de relever que le contexte dans lequel l'autorité monétaire a conduit sa politique a été marqué par un environnement politique post-conflit, une stabilisation relative de l'économie sur fond d'une croissance économique régulière ainsi qu'une décrue de l'inflation. Cependant, le système financier du pays demeure embryonnaire et juxtaposé à des circuits informels florissants.

Cet article se propose (i) d'évaluer les effets du cadre opérationnel sur la base monétaire dans le cas de la RDC et (ii) d'identifier les instruments qui contribueraient significativement au ciblage monétaire de la BCC. Au vu de la forte dollarisation, de la faible profondeur financière et de la vulnérabilité du pays aux chocs de l'échange en raison de sa structure productive, le taux de change représenterait un axe central du cadre opérationnel de la politique monétaire.

Les résultats trouvés tendent à établir que le cadre opérationnel de la politique monétaire conduite sur la période 2005-2013 est protéiforme. En effet, le test de la cointégration des variables reliées aux instruments a mis en exergue l'existence d'une cointégration de quatrième rang qui a donné lieu à l'estimation d'un modèle vectoriel à correction d'erreurs. Celui-ci a permis de trouver que les adjudications de devises seraient l'unique instrument qui affecterait la base monétaire à travers le pass-through des réserves obligatoires, pendant qu'aucun instrument ne parviendrait à contenir les fluctuations de la base monétaire à court terme.

Le reste de l'article est subdivisé en six points. La section suivante présente une brève revue de la littérature sur le cadre opérationnel de la politique monétaire congolaise, suivie par quelques considérations sur la politique monétaire congolaise sur la période sous-revue. La section suivante présente certains faits stylisés. La cinquième section expose l'estimation économétrique et les sources de données. La partie suivante présente les

résultats. La dernière section conclut et en déduit quelques leçons pour la politique monétaire congolaise.

I. REVUE DE LA LITTÉRATURE

Plusieurs recherches ont été publiées sur la politique monétaire congolaise, et spécialement sur le caractère opérationnel. Ces études décrivent les caractéristiques dans lesquelles la politique monétaire est conduite et expliquent les facteurs qui compromettent son inefficacité.

Après la décennie 1990 marquée par des épisodes hyperinflationnistes, la RDC a enregistré une désinflation à partir des années 2001 dans le sillage des mesures de libéralisation économique et de rétablissement du régime de change flexible. Par la suite, la BCC a introduit graduellement des modifications dans le cadre opérationnel, avec à la clé une réorganisation des opérations de refinancement et une réorientation de l'open market.

Dans leur exercice d'évaluation de l'efficacité de la politique monétaire congolaise, Fischer, Lundgren et Jahjah² argumentent que le cadre opérationnel appliqué en RDC s'appuie sur le taux d'intérêt (principal instrument) et que les autres instruments qui sont actionnés par la BCC pour contrer les chocs autonomes de la demande de monnaie sont les opérations d'open-market, les réserves obligatoires et les adjudications de devises. Ils infèrent que les déviations par rapport à l'objectif d'inflation en RDC sont corrigées à travers la variation de la base monétaire à l'aide des modifications du taux directeur.

A long terme, ils concluent que l'inflation congolaise est principalement déterminée par le taux de change et la base monétaire, sur fond d'une forte dollarisation. L'étude avance que le taux d'intérêt directeur

² FISHER F., LUNDGREN C. et JAHJAH S., « Vers une politique monétaire plus efficace : le cas de la République Démocratique du Congo », dans *IMF Working Paper*, n° WP/13/226, Washington, 2013. Cette étude porte sur la période 2002 à 2012. Ces auteurs estiment par ailleurs que la transmission du taux directeur aux autres taux est faible du fait de la dollarisation et le recours important aux prêts en devises, facteurs qui affaibliraient le mécanisme de transmission en RDC

est l'outil dont se sert à la BCC pour réagir face aux chocs d'inflation, mais avec un décalage temporel allant de six à huit mois.

Le rôle du taux d'intérêt dans le cadre opérationnel de la politique monétaire congolaise a également été mis en évidence par l'étude de Kayembe et Mutombo³ qui affirment que la trajectoire de son évolution depuis les années 2000 s'apparenterait à la règle de Taylor. Les instruments de la politique monétaire sont également mis en relief dans le papier de Beaugrand⁴, qui focalise son attention sur l'interaction entre la dollarisation de l'économie congolaise et les fluctuations du taux de change.

Comme dans la plupart des pays en développement, la gestion de la liquidité est un facteur crucial du cadre opérationnel de la politique, en raison de la faible profondeur des marchés financiers. C'est ainsi que la littérature empirique a mis en exergue le caractère déstabilisateur des déficits budgétaires financés par la création monétaire sur la liquidité globale. C'est le cas des études de Bailey⁵, Sargent et Wallace⁶, Dornbusch, Sturzenegger et Wolf⁷, Edwards et Tabellini⁸, Cuckierman, Edwards et Tabellini⁹, Clík¹⁰,

³ KAYEMBE et MUTOMBO, « Estimation de la règle de Taylor et mécanisme d'ajustement du taux d'intérêt directeur par la Banque Centrale du Congo », dans *Cahiers économiques et sociaux*, n° 3-4, vol. XXX, Kinshasa, 2013.

⁴ BEAUGRAND P., « Overshooting and Dollarization in the Democratic Republic of the Congo », dans *IMF Working paper*, Washington, 2003.

⁵ BAILEY M.J., « The Welfare Cost of Inflationary Finance », dans *Journal of Political Economy*, Vol. 64, 1956, pp. 93-110.

⁶ SARGENT T.J. et WALLACE N., « Some unpleasant monetarist arithmetic », dans *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Vol. 5, n° 3, 1981, pp. 1-17.

⁷ DORNBUSCH R., STURZENEGGER F. et WOLF H., « Extreme Inflation: Dynamics and Stabilization », dans *Brookings Papers in Economic Activity*, Vol. 2, 1990, pp. 1-64.

⁸ EDWARDS S., et TABELLINI G., « Political Instability, Political Weakness and Inflation », dans *NBER Working Paper*, n° 3721, 1991.

⁹ CUCKIERMAN A., EDWARDS S. et TABELLINI G., « Seigniorage and Political Instability », dans *American Economic Review*, Vol. 82, 1992, pp. 537-555.

¹⁰ CLÍK R.W., « Seigniorage in a Cross-Section of Countries », dans *Journal of Money, Banking, and Credit*, Vol. 10, 1998, pp. 154-171.

Fischer, Sahay et Végh¹¹, Catao et Terrones¹², Baldini et Ribeiro¹³, et le Fonds Monétaire International.¹⁴

La RDC n'échappe pas à cette hypothèse de la prédominance fiscale. Beaugrand¹⁵, Akitoby¹⁶ et Nachegea¹⁷ se sont intéressés à la relation déficit-inflation dans le contexte congolais et ont abouti au constat de l'existence d'une relation statistiquement significative entre le financement du déficit public et l'indice des prix à la consommation qui transite par les perturbations de la liquidité. Par ailleurs, les papiers de Beaugrand¹⁸ et de Nachegea¹⁹ tendent à confirmer que le taux de change présenterait un rôle crucial dans la variabilité de la croissance de la masse monétaire large, et corollairement, de la base monétaire.

Il importe donc d'analyser l'effet de la cohérence du cadre opérationnel sur la base monétaire d'autant que, en régime de ciblage monétaire, l'efficacité de la politique monétaire est subordonnée à la capacité de la banque centrale à maîtriser les variations de la masse monétaire à partir de ses instruments. Sous cette conception, les modifications des composantes de la base monétaire sont censées entretenir un lien de cause à effet avec l'évolution des prix. Cette assertion a retenu l'attention des chercheurs, qui

¹¹ FISCHER S., SAHAY R. et VEGH C.A., « Modern Hyper- and High Inflation », dans *Journal of Economic Literature*, Vol. 45, 2002, pp. 837-880.

¹² CATAO L. et TERRONES M.E., « Fiscal Deficits and Inflation », dans *Journal of Monetary Economics*, Vol. 52, 2005, pp. 529-54.

¹³ BALDINI A. et RIBEIRO M. P., « Fiscal and Monetary Anchors for Price Stability : Evidence from Sub-Saharan Africa », dans *IMF Working Paper*, n° 08/121, Washington, 2008.

¹⁴ Fonds Monétaire International, dans *World Economic Outlook*, Octobre, Washington, 1996 ; Fonds Monétaire International, *Perspectives économiques régionales. Afrique subsaharienne. Un changement de cap s'impose*, Washington, Avril 2016.

¹⁵ BEAUGRAND P., « Zaïre's hyperinflation, 1990-96 », dans *IMF Working paper*, Washington, 1997.

¹⁶ AKITOBY, B., « Empirical Evidence of the Sources of Hyperinflation and Falling Currency », dans *Post-Conflict Economics in Sub-Saharan Africa: Lessons from the Democratic Republic of the Congo*, édité par Jean. A. P. Clément, Fonds Monétaire International, Washington, 2004.

¹⁷ NACHEGEA J.C., « Fiscal dominance and inflation in the Democratic Republic of the Congo », dans *IMF working paper*, Washington, 2005.

¹⁸ BEAUGRAND P., « Overshooting... », *Art. cit.*

¹⁹ NACHEGEA J.C., « fiscal... », *Art. cit.*

l'ont vérifié dans la plupart des pays et des regroupements économiques. Se basant sur les séries temporelles de 110 pays sur une trentaine d'années (de 1960 à 1990), Mc Candless et Weber²⁰ trouvent une corrélation entre la croissance de la base monétaire et l'inflation à long terme. Le FMI²¹, considérant sur une période plus étendue (1960 à 1995) aboutit au même enseignement : dans les pays moins avancés, l'inflation est expliquée par la croissance des agrégats monétaires et le taux de change.

Plus récemment, Lougani et Swagel²² confirment les conclusions du FMI²³ et argumentent que de 1964 à 1998, la croissance de la masse monétaire dans 53 pays en développement expliquait 2/3 de la variabilité de l'inflation pendant que le taux de change était à la base de 7 à 22,3 % des fluctuations des prix. Certains pays africains ont fait l'objet des vérifications empiriques spécifiques sur ce lien étroit qui existerait entre les agrégats monétaires et la variation des prix, avec des résultats similaires pour le Nigéria²⁴, le Kenya²⁵, l'Ouganda²⁶, le Cameroun²⁷, les pays de la Communauté Economique des Etats de l'Afrique de l'Ouest, CEDEAO en sigle²⁸, la Zambie²⁹

²⁰ CANDLESS Mc et WEBER, « Some Monetary Facts », dans *Quarterly Review*, Vol. 19, n° 3, Federal Reserve Bank of Minneapolis, 1995, pp. 1-11.

²¹ FMI, dans *World Economic... Op. cit.*

²² LOUGANI P. et SWAGEL P., « Sources of Inflation in Developing Countries », *IMF Working Paper*, n° 01/198, Washington, 2001.

²³ FMI, dans *World Economic... Op. cit.*

²⁴ KUIJS L., « Determinants of Inflation, Exchange Rate, and Output in Nigeria », dans *IMF Working Paper*, n° 98/160, Washington, 1998.

²⁵ DUREVALL D. et NDUNG'U N. S., « A Dynamic Model of Inflation for Kenya, 1974-1996 », dans *IMF Working Paper*, n° 99/97, Washington, 1999.

²⁶ NACHEGA J.C., « Financial Liberalization, Money Demand, and Inflation in Uganda », dans *IMF Working Paper*, n° 01/118, Washington, 2001.

²⁷ Idem, « A Cointegration Analysis of Broad Money Demand in Cameroon », dans *IMF Working Paper*, n° 01/26, Washington, 2001.

²⁸ TOE M.D. et HOUNKPATIN R., « Lien entre la masse monétaire et l'inflation dans les pays de l'UEMOA, dans *Document d'Etude et de Recherche*, Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest », n° 07/02, Dakar, 2007.

²⁹ CHILESHE P. et al., « Monetary Policy Transmission Mechanism in Zambia », dans *Working Paper*, n° 01, Bank of Zambia, Lusaka, 2014.

et la RDC³⁰. D'autres publications ont également étayé cette relation, à l'image de celle Teles et Uhlig³¹ et Gertler et Hofman³².

Dans la plupart des pays en développement, l'instrument principal du ciblage monétaire (à savoir le taux d'intérêt) est inopérant à cause essentiellement du faible développement du secteur financier, comme cela a été démontré notamment par les études de Nabukpo³³ et Tadenyo³⁴ pour la zone monétaire ouest africaine et celle de Saxegaard³⁵ pour la zone monétaire de l'Afrique centrale, l'Ouganda et le Nigéria. Ce constat est également évoqué par Fischer, Lundgren et Jahjah pour le cas de la RDC.³⁶ Cependant, le papier de Kayembe et Mutombo³⁷ tend à affirmer que l'instrument taux d'intérêt serait le pivot du cadre opérationnel de la politique monétaire congolaise.

Comme le montre Mishra et Montiel³⁸, l'efficacité des instruments de la politique monétaire est cruciale dans l'orientation de la demande globale et l'atteinte de l'objectif de stabilité des prix. En d'autres termes, la contribution du cadre opérationnel à l'orientation des variations de la base

³⁰ UMBA G. B. et RASHIDI L.M., « Délais de transmission des variations monétaires sur le niveau des prix : cas de la République Démocratique du Congo », dans *Document de travail*, Banque Centrale du Congo, Kinshasa, 2016.

³¹ TELES P. et UHLIG H., « Is Quantity Theory Still Alive ? », dans *Working Paper Series*, Banque Centrale Européenne, n° 1605, Francfort, 2013.

³² GERTLER P. et HOFMAN B., « Monetary facts revisited », dans *BIS Working Paper*, n° 566, Bale, 2016.

³³ NABUKPO K.K., « L'impact de la variation des taux d'intérêt directeurs de la BCEAO sur l'inflation et la croissance dans l'UMOA », dans *Notes d'information et Statistiques*, Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest, n° 526, Dakar, 2002.

³⁴ TADENYO Y. D., « Impact des chocs des taux d'intérêt de la BCEAO sur l'évolution de l'inflation dans la zone UEMOA : Implications pour la poursuite de l'objectif de stabilité des prix », dans *Revue économique et Monétaire*, Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest, n° 18, Dakar, 2015, pp. 9-47.

³⁵ SAXEGAARD M., « Excess Liquidity and Effectiveness of Monetary Policy : Evidence from Sub-Saharan Africa », dans *IMF Working Paper*, n° 06/115, Washington, 2006.

³⁶ FISHER F., LUNDGREN C. et JAHJAH S., *Art. cit.* Cependant, les auteurs n'apportent pas de preuve empirique quant au caractère inopérant du taux d'intérêt en RDC.

³⁷ KAYEMBE et MUTOMBO, *Art. cit.*

³⁸ MISHRA P. et MONTIEL P., « How Effective is Monetary Transmission in Low-Income Countries ? A Survey of the Empirical Evidence », dans *IMF Working Paper*, n° 12/143, Washington, 2012.

monétaire est clé dans la conduite de la politique monétaire en régime de ciblage monétaire. Ce papier fait suite à la littérature existante et étend la réflexion sur deux points précis.

Premièrement, il s'efforce de déterminer les instruments qui concourent significativement à la variation de la base monétaire à long terme dans un contexte de faible profondeur financière, de dollarisation, de prédominance budgétaire avec l'inexistence du marché des titres publics. Ensuite, la présente recherche établit l'amplitude avec laquelle les instruments du cadre opérationnel affectent la base monétaire dans le cas de la RDC.

II. CONSIDERATIONS SUR LE CADRE OPERATIONNEL DE LA POLITIQUE MONETAIRE CONGOLAISE

La politique monétaire congolaise est pilotée dans un environnement macroéconomique particulier, caractérisé par une forte dollarisation et une extraversion de l'économie. Ces deux caractéristiques présentent des freins dans la transmission des impulsions monétaires à l'économie réelle, et placent le taux de change parmi les variables essentielles dans l'édifice des indicateurs macroéconomiques fondamentaux.

Afin de renforcer le cadre opérationnel, plusieurs mesures ont été prises par la Banque Centrale du Congo depuis 2002. Les principales sont résumées dans le tableau ci-dessous :

Tableau n° 1. Mesures du cadre opérationnel de la politique monétaire congolaise (2001-13)

N°	Mesure	Date	Incidences
1.	Octroi de l'indépendance « légale » à la BCC et affirmation de son objectif principal par la loi n° 005/2002	Février 2002	Théoriquement, la BCC conduit sa politique monétaire sans interférence de l'autorité politique. Aussi, elle poursuit un objectif de stabilité des prix clairement affirmé dans la Loi. L'évaluation de l'efficacité de la BCC à l'aune de la réalisation cet objectif devient un exercice facile.
2.	Lancement de l'opération de vente	Janvier	La BCC se dote d'un instrument

	des billets de trésorerie (open-market)	2003	supplémentaire, par lequel elle peut ponctionner ou injecter la liquidité en circulation en monnaie nationale
3.	Modification des guichets de la BCC. L'ancien guichet de réescompte devient le guichet des prêts à court terme. Ceux des avances en comptes courants et du call money sont remplacés par le guichet des facilités permanentes, suivis dans la foulée par l'abandon de la capacité de financement et du plafond de refinancement aux banques. La politique monétaire congolaise se dote d'un instrument supplémentaire : adjudication des devises	Février 2005	Les deux guichets séparent clairement le rôle de la BCC en tant qu'institution chargée de fluidifier les flux de la compensation de son rôle de prêteur en dernier ressort (avec une maturité maximale de 7 jours) ³⁹ . L'adjudication des devises permet à la BCC d'être un acteur du marché des changes, et de pouvoir lisser, le cas échéant, les évolutions erratiques du taux de change. L'abandon des instruments directs au profit des instruments indirects est accompli.
4.	Mise à jour des modalités de l'instrument d'open market. Les billets de trésorerie (dénommés bons BCC actuellement) sont vendus par adjudication, à la hollandaise. D'abord, ce système est ouvert aux banques, aux entreprises et aux particuliers, avant d'être restreint aux seuls établissements bancaires	Mars 2008	L'adjudication des billets de trésorerie est une avancée, qui permet notamment de dégager un taux moyen pondéré résultant des forces du marché (offre et demande).
5.	Mise en place et début des réunions du Comité de Politique Monétaire (CPM). Ce comité est appuyé par deux sous-comités, s'occupant respectivement de la prévision de la liquidité et de l'adjudication des billets de trésorerie	Janvier 2010	La structure CPM formalise le cadre de prise de décision du cadre opérationnel et constitue une avancée dans le cadre de la communication. ⁴⁰ Toutefois, la justification des décisions prises est assez ambiguë, de même que sa composition et les droits au vote.

³⁹ La maturité maximale du bon BCC aujourd'hui est de 14 jours.

⁴⁰ Le Comité de Politique Monétaire (CPM) n'a pas d'existence légale. Bien plus, il est illégal dans ce sens que les pouvoirs qui lui ont été octroyés reviennent au Conseil de la Banque (

Source : Banque Centrale du Congo (avec nos propres commentaires).

Il sied de noter que la faible capitalisation de la BCC, l'étroitesse du champ d'action de ses guichets de refinancement, l'atonie du marché monétaire et les imperfections du marché du crédit limitent la portée du taux d'intérêt directeur. Bien plus, l'autorité monétaire congolaise ne dispose pas de l'indépendance opérationnelle dans l'instrumentation de sa politique.⁴¹ Pourtant, l'indépendance de l'autorité monétaire est un facteur important de sa crédibilité. Elle est également déterminante dans sa capacité à atteindre les objectifs qui lui sont assignés, à éviter le problème de l'incohérence temporelle, nonobstant l'impact de la politique budgétaire.⁴²

L'indépendance de l'autorité monétaire peut être déclinée en (i) indépendance instrumentale se limitant au contrôle des instruments⁴³ et (ii) indépendance relative au choix des objectifs.⁴⁴

La situation de la BCC sur le volet indépendance d'objectif n'est guère reluisante, étant donné que l'objectif de stabilité des prix affirmé par la constitution et la loi portant constitution de la Banque centrale ne donne pas d'indication chiffrée du taux d'inflation cible synonyme de stabilité du niveau des prix. En dépit de ce pouvoir laissé à l'Institut d'émission de la RDC de définir, de manière quantitative, le taux d'inflation correspondant à la stabilité des prix, aucune cible n'est clairement identifiée, ce qui dénote d'un manque

⁴¹ Ce constat est également étayé par les études de Nachega (2005) et Fischer, Lundgren et Jahjah (2013).

⁴² A ce sujet, il y a lieu de souligner les conclusions de Thomas Sargent et Neil Wallace (1981) sur une « arithmétique monétariste déplaisante » dans l'hypothèse où les efforts de la politique monétaire s'évaporent avec les travers de la politique budgétaire.

⁴³ WALSH C. E., « Optimal contracts for central bankers », dans *The American Economic Review*, vol. 85, n°1, 1995, pp. 150-167. Dans cet article, Walsh préconise un gouverneur de la banque centrale soumis à un contrat, afin qu'il remplisse les tâches qui lui reviennent (stabilité des prix), et qu'en cas d'échec, des sanctions soient prises sous la forme de la suppression de primes ou le licenciement.

⁴⁴ ROGOFF K., « The Optimal Degree of Commitment to an Intermediate Monetary Target », dans *Quarterly Journal of Economics*, vol. 100, issue 4, 1985, pp. 1169-1189. Dans cette réflexion, l'auteur estime qu'il y a lieu de nommer un gouverneur conservateur, qui ne se soucie guère des conséquences du taux d'inflation sur l'emploi. Son unique but est d'atteindre le taux d'inflation qui minimise l'écart entre le taux effectif de la hausse des prix et le taux cible, même si celui-ci n'est pas socialement le meilleur.

de responsabilité. L'indication numérique approximative du taux d'inflation correspondant à la stabilité des prix de « 5 % »⁴⁵ mentionnée dans le cadre de référence est sibylline.

Quant à la véritable indépendance, celle ayant trait à la mise en œuvre de la politique monétaire, quelques considérations peuvent être énoncées au sujet de la BCC, notamment à la suite des évidences énoncées par Grilli, Masciandaro et Tabellini⁴⁶, qui ont construit deux indices (celui de l'indépendance politique et celui de l'indépendance économique), et de Cukierman et al.⁴⁷ qui a défini un indicateur global d'indépendance de la Banque centrale découlant de l'indépendance légale, du turnover du gouverneur et d'un indicateur composite sous forme de questionnaire adressé aux gouverneurs en fonction du degré d'indépendance fondé sur les deux autres critères, à savoir l'indépendance légale et l'indépendance effective.

Pour ce qui est de l'indépendance légale de la BCC, les aspects politiques attestent une faible indépendance, observée à travers la non-définition du mode de désignation du gouverneur, qui est laissé à l'entière discrétion du pouvoir exécutif. Qui plus est, la participation des représentants des structures politiques au Comité de Politique Monétaire (CPM), même sans droit de vote, est un facteur contre-productif sur le plan de l'indépendance politique. Le fait que les avis (voir les votes) des participants ne soient pas rendus publics renforce le caractère non démocratique des décisions prises par cette instance.⁴⁸

Le cadre opérationnel mis en place par la BCC est caractérisé par un ciblage monétaire, qui transite par la base monétaire comme objectif opératoire et la masse monétaire M1 comme objectif intermédiaire. Quant

⁴⁵ Banque Centrale du Congo, Cadre de référence, p. 76.

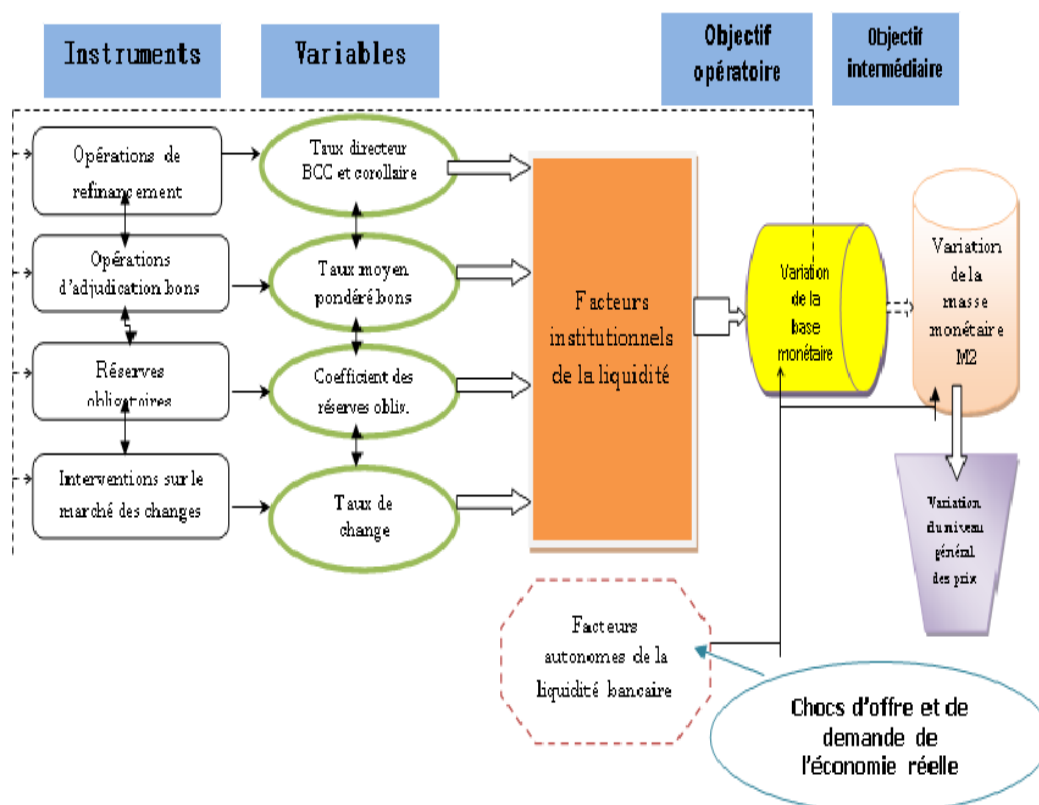
⁴⁶ GRILLI V., MASCIANDARO D. et TABELLINI G., « Institutions and Policies », dans *Economic Policy*, Vol. 6, n° 13, 1991, pp. 341-392.

⁴⁷ CUKIERMAN A., WEBB S. B. et NEYAPTI B., « Measuring the independence of central banks and its effects on Policy Outcomes », dans *The World Bank Economic Review*, Vol. 6, n° 3, Washington, 1992.

⁴⁸ Jusqu'à ce jour, aucun compte-rendu des réunions du Comité de Politique Monétaire ne donne des précisions sur les votes lors de la prise des décisions.

aux instruments, il est fait recours aux opérations de refinancement, à l'open market, au système de réserves obligatoires et aux interventions sur le marché des changes. Schématiquement, l'agencement du cadre opérationnel se présente comme suit :

Figure n° 1. Schéma du cadre opérationnel de la BCC



Source : Schéma de la BCC et l'auteur.

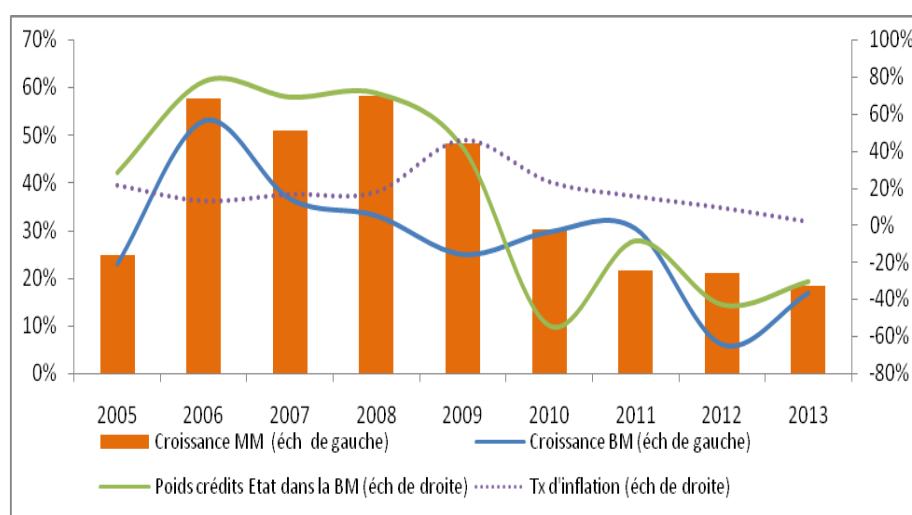
III. QUELQUES FAITS STYLISÉS

L'analyse de la structure de la sphère monétaire congolaise et de ses aspects fonctionnels suggère que (i) l'inflation congolaise serait d'origine monétaire et qu'il y aurait une dominance budgétaire dans la stabilité des prix en RDC confirmé par la littérature ; (ii) l'agrégat M2 traduirait mieux les variations qui affectent la demande de la monnaie ; (iii) la dollarisation

présenterait un co-mouvement avec les agrégats monétaires et l'inflation ; et (iv) le cadre instrumental serait caractérisé par une évolution ambivalente.

En premier lieu, l'inflation au Congo-Kinshasa transite par les agrégats monétaires et elle est, en grande partie, induite par la dominance budgétaire comme établi par la littérature (graphique n° 1 ci-dessous).

Graphique n°1. Origine monétaire et dominance budgétaire de l'inflation en RDC

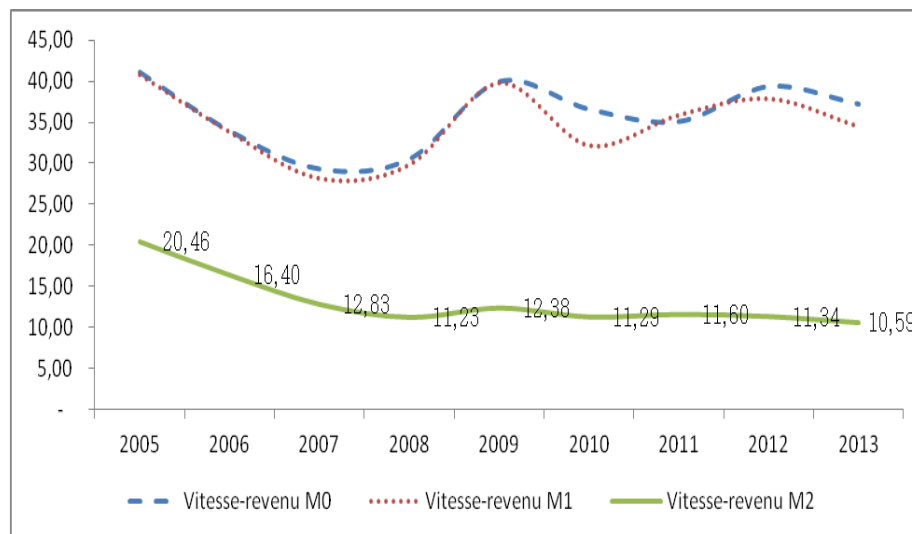


Source : L'auteur, sur base des statistiques de la BCC.

L'impact des crédits nets à l'Etat dans l'évolution des objectifs de la politique monétaire congolaise et l'origine monétaire de l'inflation sont observables à travers l'évolution synchrone des variables exposées dans la représentation graphique supra. L'abandon progressif des financements monétaires importants des déficits du Trésor est un des facteurs importants ayant contribué à la faible variabilité des agrégats monétaires. Par ailleurs, la magnitude des besoins de financement du compte du Trésor sur la période est illustrative de la forte contrainte que font peser les opérations du cadre budgétaire sur l'efficacité de la politique monétaire.

Ensuite, le choix porté sur l'agrégat restreint M1 comme objectif intermédiaire serait aberrant. En effet, l'examen des vitesses-revenu des agrégats monétaires laisse penser que l'agrégat M2 traduirait plus finement les fluctuations de la demande de monnaie (graphique 2).

Graphique n° 2. Vitesse-revenu de circulation de la monnaie de 2005 à 2013 (en points)

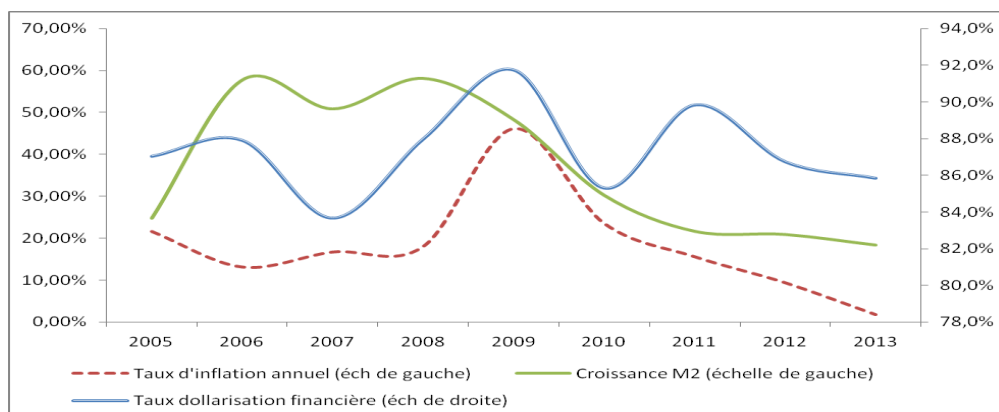


Source : L'auteur, sur base des statistiques publiées par la BCC.

Par ailleurs, la variation de la dollarisation financière tendrait à afficher un co-mouvement avec les agrégats monétaires et l'inflation (graphique n° 3).⁴⁹

⁴⁹Ce constat a été également trouvé par Fischer, Lundgren et Jahjah (2013)

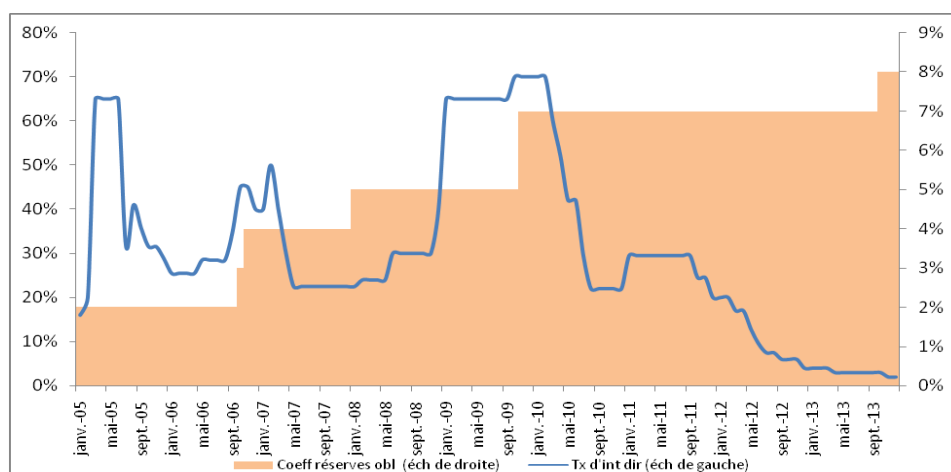
Graphique n°3. Taux de dollarisation financière, croissance de M2 et taux d'inflation



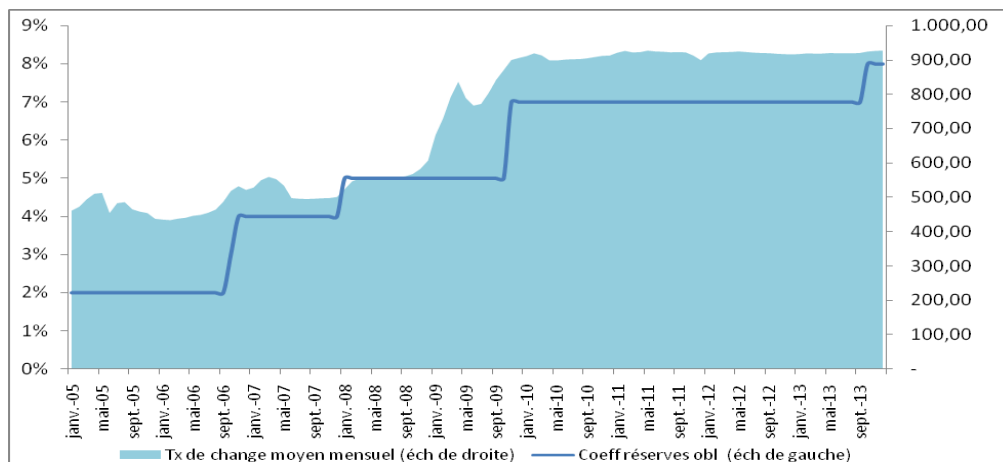
Source : L'auteur, sur base des statistiques publiées par la BCC.

Enfin, le cadre opérationnel serait singularisé par une ambivalence des instruments observable à travers le décalage entre le taux d'intérêt directeur et le coefficient des réserves obligatoires et le taux de change (graphiques n° 4 et n° 5).

Graphique n° 4. Taux d'intérêt et coefficient des réserves obligatoires



Source : L'auteur, sur base des statistiques publiées par la BCC.

Graphique n° 5. Taux de change et coefficient des réserves obligatoires

Source : L'auteur, sur base des statistiques publiées par la BCC.

IV. MODELISATION ET SOURCES DE DONNEES

Le cadre opérationnel de la politique monétaire a des répercussions directes sur l'objectif opératoire. Dans le cas de la RDC, l'autorité monétaire applique le ciblage monétaire : la base monétaire est l'objectif opératoire dont le lien avec l'objectif intermédiaire est supposé être stable et direct. Fischer et al.⁵⁰ ont trouvé que la base monétaire et le taux de change expliquaient l'inflation à long terme avec des élasticités respectives de 0,31 et 0,80 ; il s'ensuit qu'il y a un problème d'endogenité du cadre opérationnel étant donné que le taux de change, intimement lié à l'instrument adjudications de devises, est censé influencer la base monétaire. Pour ce faire, nous modélisons le cadre opérationnel à l'aide d'un modèle vectoriel autoregressif (VAR) multivarié où il n'y a pas d'a priori sur les variables endogènes et exogènes, comme suit : $VBM = f(TXID, TMP, COEFF, TXCH)$ (1)

Où VBM est la variation de la base monétaire sur laquelle les instruments agissent, $TXID$ le taux d'intérêt directeur qui se rapporte aux opérations de refinancement, TMP le taux moyen pondéré des bons BCC qui reflète le prix sur les opérations d'open market, $COEFF$ le taux des réserves

⁵⁰ Fischer et al., *Art. cit.*

obligatoires et *TXCH* le taux de change, ajusté à travers les interventions sur le marché des changes.

La variation de la base monétaire est induite par le cadre opérationnel de la politique monétaire, mais pas de façon linéaire. Les signes attendus des variables adossées aux instruments sont négatifs.

Le taux d'intérêt étant le prix des interventions au guichet de refinancement, une hausse traduit la volonté de la BCC de rendre le loyer de l'argent cher, et donc de limiter la création monétaire des banques. Elle devrait donner lieu à une baisse de la base monétaire (resserrement de la politique monétaire). Le signe attendu est négatif. Le taux moyen pondéré des bons BCC est le prix des opérations d'open market. Une augmentation de ce taux signifie une ponction (baisse) de la liquidité en circulation, et partant, celle de la base monétaire. L'effet sur la base monétaire est le même que pour les taux d'intérêt.

Les modifications du taux des réserves obligatoires à la hausse ont pour origine une expansion forte de la base monétaire et une tension sur la liquidité que l'on voudrait diminuer parce que leurs fluctuations erratiques au regard de la trajectoire programmée déstabiliseraient le niveau des prix. Le taux de change varie dans le même sens. Lorsqu'il enregistre une augmentation (dépréciation avec la cotation à l'incertain), cela signifie que la liquidité en circulation en monnaie domestique présente une variation positive, et par voie de conséquence, la base monétaire évolue en marge du niveau compatible avec le taux d'inflation anticipé.

Le modèle sous sa forme vectorielle est ainsi écrit :

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + \mu_t \quad (2)$$

$$Y_t = \begin{bmatrix} y_t \\ x_{1t} \\ x_{2t} \\ x_{3t} \\ x_{4t} \end{bmatrix}; \quad A_0 = \begin{bmatrix} a_1^0 \\ a_2^0 \\ a_3^0 \\ a_4^0 \\ a_5^0 \end{bmatrix}; \quad A_p = \begin{bmatrix} a_{1p}^1 & a_{1p}^2 & a_{1p}^3 & a_{1p}^4 & a_{1p}^5 \\ a_{2p}^1 & a_{2p}^2 & a_{2p}^3 & a_{2p}^4 & a_{2p}^5 \\ a_{3p}^1 & a_{3p}^2 & a_{3p}^3 & a_{3p}^4 & a_{3p}^5 \\ a_{4p}^1 & a_{4p}^2 & a_{4p}^3 & a_{4p}^4 & a_{4p}^5 \\ a_{5p}^1 & a_{5p}^2 & a_{5p}^3 & a_{5p}^4 & a_{5p}^5 \end{bmatrix}; \quad \mu_t = \begin{bmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \\ \mu_{3t} \\ \mu_{4t} \\ \mu_{5t} \end{bmatrix}$$

Y étant le vecteur des cinq variables, la cohérence du cadre opérationnel est mesurée à l'aide du test de cointégration à la Johansen⁵¹ qui permet d'établir la relation de stabilité à long terme. Afin d'évaluer l'amplitude avec laquelle les élasticités avec lesquelles, les instruments affectent la base monétaire, un modèle vectoriel à corrections d'erreurs est estimé.⁵² Par la suite, nous présentons la causalité au sens de Granger à la suite du modèle VAR.

Les séries chronologiques ont été tirées des publications de la BCC (bulletins mensuels d'informations statistiques et rapports annuels) en séries mensuelles, sur la période allant de janvier 2005 à décembre 2013. Le choix de l'année 2015 est motivé par la modification du cadre opérationnel opéré par l'institut d'émission congolais au niveau des guichets de refinancement. Plus globalement, l'année 2005 marque le tournant de l'abandon des instruments directs au profit des outils indirects dans la conduite de la politique monétaire.

V. RESULTATS

V. 1. Tests de racine unitaire

Sur base des tests de Dickey Fuller Augmenté (ADF), qui est basé sur l'estimation par les moindres carrés et Phillips et Perron (PP), nous trouvons la présence d'une racine unitaire dans les séries chronologiques.

⁵¹ JOHANSEN S., « Statistical Analysis of Cointegration Vectors », dans *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, 1988, pp. 231-254.

⁵² Les données sont transformées en logarithme naturel. Le nombre de retard p (ou ordre de p) est déterminé à partir des critères de AKAIKE, SCHWARZ et HANNAN-QUINN. Les deux derniers critères valident le choix d'un retard.

Tableau n° 2. Tests de Dickey Fuller Augmenté (*probabilité critique supérieure au seuil de 5 % = hypothèse H_0*)

N°	Variables	Statistique	Probabilité critique	Ordre d'intégration
1	VBM	-2,68	0,08	Intégré d'ordre 1
2	TXID	0,14	0,96	Intégré d'ordre 1
3	TMP	-0,56	0,87	Intégré d'ordre 1
4	COEFF	-1,54	0,51	Intégré d'ordre 1
5	TXCH	-0,79	0,82	Intégré d'ordre 1

Source : L'auteur, sur base des résultats d'Eviews.

Toutes les variables ont une probabilité critique supérieure à 5 %, qui signifie qu'elles ont une racine unitaire.

Tableau n° 3. Tests de Phillips-Perron (*probabilité critique supérieure au seuil de 5 % = hypothèse H_0*)

N°	Variables	Statistique ajusté	Probabilité critique	Ordre d'intégration
1	VBM	-1,17	0,69	Intégré d'ordre 1
2	TXID	0,34	0,98	Intégré d'ordre 1
3	TMP	-0,90	0,78	Intégré d'ordre 1
4	COEFF	-1,46	0,55	Intégré d'ordre 1
5	TXCH	-0,99	0,75	Intégré d'ordre 1

Source : L'auteur, sur base des résultats d'Eviews.

Toutes les probabilités critiques sont supérieures à 5 %. Nous retenons l'hypothèse H_0 . Il y a présence d'une racine unitaire. Les données sont transformées en différences premières. A présent, nous recherchons l'existence de la cointégration au sein des variables du cadre opérationnel à l'aide de la procédure de Johansen.⁵³

V. 2. Tests de cointégration de Johansen (1988)

La vérification d'une relation de long terme entre deux ou plusieurs variables non stationnaires peut se faire à l'aide de la cointégration, qui passe par la recherche de l'existence d'un vecteur de cointégration, et en éliminant son effet, le cas échéant comme l'estime Boubonnais. La théorie économétrique renseigne que deux ou plusieurs séries sont cointégrées lorsque (i) elles sont affectées d'une tendance stochastique de même ordre

⁵³ JOHANSEN S., *Art. cit.*

d'intégration et (ii) leur combinaison linéaire permet de ramener à une série d'ordre d'intégration inférieur.

La stabilité de la relation de long terme entre la base monétaire, le taux d'intérêt directeur, le taux moyen pondéré des bons BCC, le taux des réserves obligatoires et le taux de change est réalisée avec la cointégration au sens de Johansen qui utilise deux tests statistiques, à savoir le test de la trace et celui de la valeur propre maximale.⁵⁴

Tableau n° 5. Résultats du test de cointégration-valeur trace

<i>Nombre équ. de coint.</i>	<i>Stat. valeur trace</i>	<i>Valeur critique (5%)</i>	<i>Probabilité</i>
Aucune	66,57	69,82	0,09
Une	30,64	47,86	0,69
Deux	12,16	29,80	0,93
Trois	5,17	15,49	0,79
Quatre	0,03	3,84	0,87

Source : L'auteur, sur base des résultats d'Eviews.

Tableau n° 6. Résultats du test de cointégration – valeur maximale

Nombre équ. de coint.	Stat. valeur maximale	Valeur critique (5%)	Probabilité
Aucune	35,93	33,88	0,03
Une	18,47	27,58	0,46
Deux	7,00	21,13	0,95
Trois	5,13	14,26	0,72
Quatre	0,03	3,84	0,87

Source : L'auteur, sur base des résultats d'Eviews.

L'hypothèse nulle (H0) n'est rejetée que si la statistique de la valeur trace ou celle de la valeur maximale est inférieure à la valeur critique. Lorsque la statistique est inférieure à la valeur critique, il y a relation de cointégration et le rang est celui de la valeur la plus faible. De l'analyse des deux tableaux précédents, nous en déduisons qu'il existe quatre vecteurs de cointégration, ce qui suggère que le cadre opérationnel de la politique monétaire congolaise présente une cohérence multidimensionnelle. Celle pourrait être expliquée par la prédominance budgétaire, la forte dollarisation

⁵⁴ Les tests réalisés sur les résidus du modèle (Shapiro-wilk, Anderson-Darling, Lilliefors, Jarque-Bera) établissent qu'ils suivent la loi normale et sont donc des bruits blancs.

de l'économie et le poids élevé des flux informels, qui tendraient à désagréger la structure de la liquidité globale de l'économie. Estimons à présent le modèle vectoriel à correction d'erreurs.

V. 3. Modèles vectoriels à correction d'erreurs

La mise en exergue de relations existant entre les variables économiques fournit des éléments de réflexion propices à une meilleure compréhension des phénomènes économiques.

La présence d'une relation de cointégration entre deux ou plusieurs variables engendre l'existence d'une relation causale entre celles-ci dans au moins une direction. Cette relation causale est analysée à l'aide au test de causalité de Granger qui s'appuie sur le modèle vectoriel à correction d'erreurs.

Le modèle vectoriel à correction d'erreurs prend la forme ci-après (Cadoret et Benjamin, 2004) :

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Z_{t-(k-1)} + \Pi Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Avec

$$\Gamma_i = \sum_{j=i+1}^k -A_j, i=1, \dots, k-1 \quad ; \quad \Pi = A_1 + \dots + A_k - I$$

Où k est le nombre de décalages, Z_t le vecteur des variables, Γ_t la matrice des coefficients des ajustements à court terme et Π celle des ajustements des variables du modèle à long terme. La matrice Π est factorisée en $\Pi = \alpha\beta' + \Omega$ avec α la vitesse d'ajustement (qui doit être négative), β une matrice des coefficients de long terme telle que $\beta' Z_{t-1}$ donne au plus $n-1$ relations de cointégration assurant la convergence à long terme de Z_t vers son équilibre et Ω les constantes. Si Z_t est un vecteur composé de variables $I(1)$ alors les variables ΔZ_{t-i} est également $I(0)$. Le problème consiste à tester si Π est de rang r avec $0 < r \leq n-1$, c'est-à-dire s'il existe r vecteurs de cointégration. Le modèle vectoriel à corrections d'erreurs est estimé sous la forme décrite ci-dessus :

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \Pi Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Etant donné que l'ordre de k (ou p) est égal à 1. Le traitement des données aboutit aux résultats ci-après :

Tableau n° 7. Matrice des coefficients des ajustements à court terme

	VBM	TXID	TMP	COEFF	TXCH
ΔVBM_{t-1}	0,04 (0,40)	-0,02 (0,93)	-0,13 (2,88)	0,00 (0,06)	0,00 (1,35)
$\Delta TXID_{t-1}$	-0,13 (0,29)	0,17 (1,61)	0,00 (0,01)	0,03 (0,72)	0,03 (1,83)
ΔTMP_{t-1}	0,06 (0,25)	-0,13 (2,24)	0,09 (0,83)	0,00 (0,19)	0,00 (0,38)
$\Delta COEFF_{t-1}$	1,70 (1,22)	-0,49 (0,27)	-0,38 (0,52)	0,21 (0,10)	-0,04 (0,04)
$\Delta TXCH_{t-1}$	-0,19 (0,06)	2,81 (4,20)	1,68 (1,35)	0,31 (1,34)	0,30 (3,07)
R²	0,43	0,28	0,40	0,15	0,29
R² ajusté	0,38	0,22	0,36	0,08	0,23

Source : L'auteur, sur base des résultats d'Eviews. (Les t statistiques entre parenthèses au seuil de signification de 95 %).

Aucun instrument du cadre opérationnel n'ajuste à court terme la base monétaire avec un coefficient statistiquement significatif, ce qui tend à confirmer l'inefficacité actuelle de la politique monétaire congolaise et la prédominance budgétaire.⁵⁵ S'agissant des autres instruments, le taux d'intérêt est ajusté à court terme avec une élasticité importante de 2,81 par rapport aux variations du taux de change, en raison de la dollarisation et de l'extraversion de l'économie congolaise. En revanche, l'élasticité négative du lien entre le taux d'intérêt directeur et le taux moyen pondéré paraît surprenante.

Elle semble justifier la déconnexion entre le taux moyen pondéré (qui découle des forces du marché) et le taux directeur dont le rôle est limité en raison du faible approfondissement financier et de la sous-capitalisation de la BCC (qui ne joue pas son rôle de prêteur en dernier ressort de manière optimale). Par ailleurs, le taux de change est influencé, à court terme, par des variables extérieures au cadre opérationnel de la politique monétaire et sa

⁵⁵ AKITOBY B., *Op. cit.*; NACHEGA J.C., *Fiscal... Art. cit.*; FISHER F., LUNDGREN C. et JAHJAH S., *Art. cit.*

propre valeur du mois précédent (avec une élasticité de 30 %), ce qui laisse penser que les anticipations des agents économiques congolais quant à la dépréciation de la monnaie nationale sont fortes.

Quant à la matrice Π qui récapitule les ajustements des variables des quatre vecteurs de cointégration à long terme, elle se présente comme suit :

Tableau n° 8. Matrice des coefficients des ajustements à long terme

		1 ^{ère} équ. cointég.	2 ^{ème} équ. cointég.	3 ^{ème} équ. cointég.	4 ^{ème} équ. cointég.
Forces de rappel (vitesses d'ajustement à court terme)	VBM	-0,86 (6,49)	0,41 (1,31)	-0,39 (1,32)	-0,02 (0,35)
	TXID	0,07 (2,44)	-0,19 (2,67)	0,16 (2,44)	-0,01 (0,08)
	TMP	0,07 (1,29)	0,69 (5,16)	-0,65 (5,30)	-0,19 (0,15)
	COEFF	0,01 (1,40)	0,01 (0,21)	-0,01 (0,28)	-0,06 (2,04)
	TXCH	0,02 (3,51)	0,01 (0,88)	-0,01 (0,70)	0,01 (0,80)
Coefficients de long terme	VBM_{t-1}	1,00	0,00	0,00	0,00
	TXID_{t-1}	0,00	1,00	0,00	0,00
	TMP_{t-1}	0,00	0,00	1,00	0,00
	COEFF_{t-1}	0,00	0,00	0,00	1,00
	TXCH_{t-1}	-0,25 (1,00)	6,06 (-1,78)	6,75 (1,77)	-1,62 (3,30)
Constantes	Constantes	0,42 (0,25)	-39,74 (1,78)	-43,78 (1,76)	8,80 (3,30)

Source : L'auteur, sur base des résultats d'Eviews.

La principale force de rappel de la base monétaire en cas de déséquilibre dépendrait fondamentalement de son niveau du mois précédent (avec une élasticité de 86 % statistiquement significative), ce qui reviendrait à considérer que son ajustement transiterait par d'autres instruments avant d'atteindre la base monétaire. Les opérations d'open-market serviraient essentiellement à influencer sur le taux d'intérêt et non sur la base monétaire, ce qui confirme le fait que le taux moyen pondéré ne soit pas un véritable instrument parce que déterminé par le marché et non par la BCC. L'ampleur

de l'élasticité de la force de rappel du taux moyen pondéré des bons BCC indiquerait l'agilité de la réaction de la BCC en cas de chocs sur la liquidité.

A long terme, le cadre opérationnel de la politique monétaire congolaise est déterminé par le taux de change. Ainsi, les adjudications de devises (adossé au taux de change) s'avéreraient être l'unique instrument qui comporterait un effet sur les variations de la base monétaire en longue période. Cet instrument n'aurait pas d'effet direct sur la base monétaire mais transiterait par le coefficient des réserves obligatoires avec une importante et significative élasticité (162 %). Ainsi, en RDC, les signaux des tensions sur la liquidité de l'économie seraient aperçus à travers la variation erratique de la base monétaire suivie par la dépréciation du taux de change. La contribution du cadre opérationnel au rétablissement du trend de la base monétaire sur la trajectoire prévue consisterait uniquement à actionner le coefficient des réserves obligatoires, qui est le pass-through par lequel les adjudications de devises atteindraient la base monétaire.

Ces résultats rejoignent ceux de Mishra et Montiel⁵⁶ qui ont argumenté sur la faiblesse de l'instrument taux d'intérêt dans les pays africains, en raison notamment de la faible intégration aux marchés financiers internationaux, de la faiblesse des marchés domestiques de bons du trésor et marché monétaire. Nos résultats tendent à attester empiriquement que le taux d'intérêt n'influe que très mollement sur la base monétaire. Les résultats de notre recherche s'écartent de ceux de Kayembe et Mutombo.⁵⁷ L'importance du taux de change dans le cadre opérationnel a également été trouvée par Fischer, Lundgren et Jahjah, Beaugrand⁵⁸ et Nachegea⁵⁹. Cependant, cette étude se démarque de ces dernières, particulièrement de celle de Fischer, Lundgren et Jahjah en ce qu'elle lève le voile sur le lien univoque existant entre le taux de change et la base monétaire via le pass-through du système des réserves obligatoires.

⁵⁶ MISHRA P. et MONTIEL P., *Art. cit.*

⁵⁷ KAYEMBE et MUTOMBO, *Art. cit.*

⁵⁸ BEAUGRAND P., « Overshooting... *Art. cit.*

⁵⁹ NACHEGEA J.C., *Fiscal... Art. cit.*

Les réponses impulsionnelles de la base monétaire (avec un choc d'un écart-type) montrent que le taux de change stabilise la base monétaire après plus de 12 mois, ce qui tend à établir l'inefficacité de la politique monétaire à stabiliser à très brève échéance le taux de change en cas de chocs (d'offre ou de demande). Le fait que les réserves obligatoires soient principalement utilisées par la BCC comme instrument transitoire pour affecter la base monétaire paraît symptomatique de l'inefficience des réponses asymétriques du taux de change sur la base monétaire.⁶⁰

Par ailleurs, le fait que le taux de change se place comme la variable déterminante du cadre opérationnel à long terme semble confirmer la prédominance budgétaire évoquée par Beaugrand (1997), Akitoby⁶¹ et Nachegea⁶².

L'effet des chocs associés aux termes de l'échange sur le taux de change sur fond de dollarisation, de forte extraversion de l'économie, de structure productive restreinte et de faiblesses institutionnelles amplifierait l'impact du taux de change sur la base monétaire et tendrait à expliquer la longueur du retour à l'équilibre du taux de change en cas de choc.

V. 4. Causalité au sens de Granger

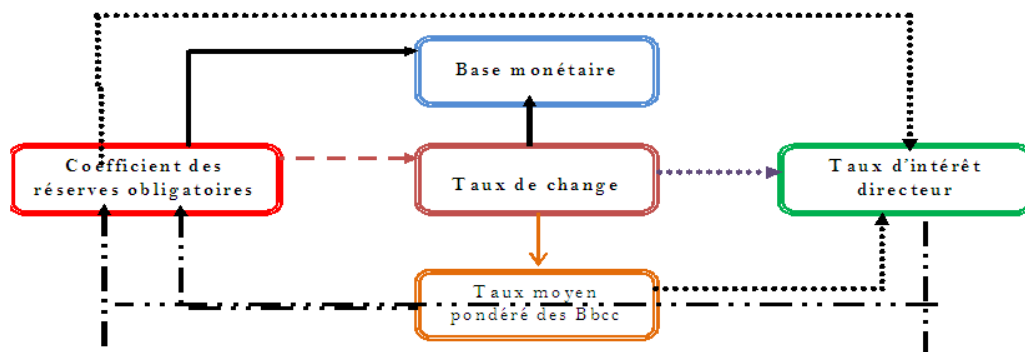
La causalité au sens de Granger permet d'établir les liens de causalité entre les cinq variables du modèle VAR. Cette estimation considère que, à court terme, si y_t est la cause de x_t si la prédictibilité de y_t est améliorée lorsque l'information relative à x_t est incorporée dans l'analyse.

Au seuil de 5 %, les tests de causalité de Granger sur le modèle VAR aboutissent au schéma ci-dessous :

⁶⁰ SAXEGAARD M., *Art. cit.*

⁶¹ AKITOBY B., *Op. cit.*

⁶² NACHEGEA J.C., *Fiscal... Art. cit.*



Légende :

- Sens de causalité du taux de change vers la base monétaire (première relation causale) ;
- Sens de la causalité du coefficient des réserves obligatoires vers le taux de change (deuxième relation causale) ;
- Sens de causalité du taux moyen pondéré des bons BCC vers le coefficient des réserves obligatoires et du taux d'intérêt directeur vers le coefficient des réserves obligatoires (troisième relation causale) ;
- Sens de causalité du taux de change vers le taux moyen pondéré des bons Bcc ;
- Sens de causalité du taux de change vers le le taux d'intérêt directeur, du coefficient des réserves obligatoires vers le le taux d'intérêt directeur et du taux moyen pondéré des bons Bcc vers le taux d'intérêt directeur.

Source : L'auteur, sur base des résultats de la causalité au sens de Granger.

La première relation causale qui est unidirectionnelle (la base monétaire est causée par le coefficient des réserves obligatoires et le taux de change) confirme les résultats précédents et illustreraient l'impact de la dollarisation financière et l'existence d'une « taxe monétaire » prélevée sur les banques en cas de dérèglement du marché des changes. En obligeant les banques à convertir en francs congolais une quote-part des ressources collectées en devises (dont le taux n'a cessé de grimper sur la période sous-étude), la BCC aboutit à un double résultat :

- Elle parviendrait à agir indirectement sur la masse monétaire en monnaies étrangères, dont une partie est conservée sous forme d'encaisses fiduciaires échappant totalement aux statistiques monétaires. Ainsi, elle se donnerait un volant d'ajustement en cas de choc de liquidité sur les devises susceptibles d'obérer ses prévisions

monétaires, sachant que le taux de bancarisation est à niveau insuffisant ;

- Elle transférerait partiellement le coût de sa politique monétaire sur les banques.

La deuxième relation causale illustrerait la théorie de l'approche monétaire du taux de change qui postule notamment que les autorités monétaires contrôlent la masse monétaire en circulation et que « la politique monétaire n'a d'effet que sur les prix ». ⁶³

La troisième relation causale semble confirmer le faible niveau de l'approfondissement financier en présence d'un système bancaire inefficent et hors banque. Le taux d'intérêt directeur n'a pas d'impact. L'estimation économétrique a montré que c'est à partir du 8^{ème} mois (avec un R^2 de 55 %) que les variations du taux d'intérêt affectent la monnaie centrale. Aussi, les opérations d'open market auraient un impact limité sur l'orientation de la politique monétaire. Les banques se serviraient de cet outil pour rentabiliser leurs avoirs.

La quatrième relation causale tendrait à établir que le taux de change a une relation causale en direction du taux moyen pondéré des bons BCC. Il s'ensuit que la BCC stériliserait la masse monétaire en CDF injectée ou aspirée à travers les ventes et les achats de devises aux banques via l'open market, ce qui laisse à penser que le but poursuivi n'est pas celui de stabiliser le taux d'intérêt mais plutôt le taux de change. Les mesures de politique budgétaire ne sont pas étrangères à cette liaison de causalité. ⁶⁴

⁶³ BENASSY A., « Comment se fixent les taux de change ? Un bilan », dans *Economie et prévision*, n° 107, 1993.

⁶⁴ La mesure prise par le Gouvernement en 2014 de supprimer l'obligation faite aux entreprises minières et pétrolières de payer leurs impôts en dollars américains est inadaptée. Elle exercerait un effet baissier sur les réserves de change du pays (dont la seule source provenait justement de cette fiscalité en monnaies étrangères) et priverait la BCC (et l'Etat) d'un matelas de devises pour leurs opérations courantes. Dans la situation actuelle du pays caractérisée par une consommation intérieure alimentée par les importations et une quasi-inexistence d'une production locale destinée à subvenir à la consommation domestique, les secteurs minier et pétrolier constituent la seule source de devises du pays.

La dernière relation causale mettrait en évidence les liens qui vont du taux de change, du coefficient des réserves obligatoires et du taux moyen pondéré des bons BCC vers le taux d'intérêt directeur. Ainsi, cette dernière variable ne jouerait pas son rôle de principal instrument de la politique monétaire en ciblage monétaire. Le canal de transmission par le taux d'intérêt est inopérant en RDC et ce fait constituerait l'une des explications de la déconnexion entre les taux de débiteurs des banques et le taux directeur. Ce constat a été également trouvé par J. P. TSASA.⁶⁵ La décision prise par le Comité de politique monétaire de la BCC en date du 04 octobre 2013 d'augmenter simultanément le coefficient des réserves en le modifiant de 7 à 8 % et d'abaisser le taux directeur de 3 à 2 % éclaire la boucle rétroactive inverse qui existe entre le taux directeur et le coefficient des réserves obligatoires.

CONCLUSION

Cet article s'est appesanti sur les effets du cadre opérationnel de la politique monétaire congolaise sur la monnaie centrale. Les principales conclusions auxquelles l'étude aboutit sont au nombre de trois.

De prime abord, l'étude a démontré qu'à long terme, le cadre opérationnel était ancré sur le taux de change. L'instrument adjudications de devises semble être le seul ayant influencé durablement la variation de la base monétaire de 2005 à 2013, comme cela découle de l'estimation du modèle vectoriel à correction d'erreurs. La baisse de l'inflation observée sur la période sous étude serait faiblement expliquée par le cadre opérationnel, étant donné que la relation taux de change, base monétaire est unidirectionnelle à court terme et indirecte à long terme.

Deuxièmement, ce papier a mis en relief l'inexistence, en longue période, d'une trajectoire rectiligne entre les fluctuations de la base monétaire et le taux de change, qui est pourtant adossé à un instrument du

⁶⁵ TSASA J.P.V., « Evaluation de la politique monétaire R.D. Congo. Un regard rétrospectif », dans *Note conjoncturelle*, Laboratoire d'analyse-recherche en économie quantitative, 2012. Ici, l'auteur trouve que le taux d'intérêt directeur de la BCC ne cause pas l'activité réelle en RDC.

cadre opérationnel. L'interaction entre les deux variables transiterait par les réserves obligatoires, qui sembleraient en être le pass-through.

Enfin, nos résultats ont ressorti l'ineffectivité du canal du taux d'intérêt en RDC établie par ailleurs par la littérature pour la quasi-totalité des économies avancées. En plus, notre recherche apporterait deux compléments d'information sur le cas particulier du pays, à savoir : (i) il n'impacterait mollement la base monétaire qu'à travers les réserves obligatoires avec lesquelles il entretiendrait une causalité bidirectionnelle et (ii) il y aurait une substitution entre le taux d'intérêt et le taux de change en tant qu'axe central du cadre opérationnel de la politique monétaire conduite en RDC. Comme conséquence de ce dernier effet, la consolidation du niveau des réserves de changes serait un des déterminants de la cohérence du ciblage monétaire.

Comme leçons de politique, nos résultats suggèrent que, primo, l'accumulation des réserves de change (dont le niveau optimal est à déterminer) devrait être un des objectifs intermédiaires de la politique monétaire. Secundo, le rétablissement de la fiscalité en devises, seul levier devant permettre la consolidation du matelas de réserves du pays, conforterait la réactivité de la BCC dans sa riposte contre les déviations de la courbe d'évolution de la base monétaire. Tertio, l'instrument « réserves obligatoires » devrait être modifié de façon prospective dès l'apparition des signes précurseurs des chocs futurs sur les taux de change.

La détermination d'un niveau optimal du coefficient des réserves obligatoires en mesure de rendre fluide le pass-through entre le taux de change et la base monétaire demeure un challenge pour les futures recherches, de même que l'identification de l'amplitude avec laquelle la prédominance budgétaire affecte le taux de change dans le contexte congolais.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

AKITOBY, B., « Empirical Evidence of the Sources of Hyperinflation and Falling Currency », dans *Post-Conflict Economics in Sub-*

- Saharan Africa: Lessons from the Democratic Republic of the Congo*, Fonds Monétaire International, Washington, 2004.
- BAILEY M.J., « The Welfare Cost of Inflationary Finance », dans *Journal of Political Economy*, Vol. 64, 1956.
- BALDINI A. et RIBEIRO M. P., « Fiscal and Monetary Anchors for Price Stability : Evidence from Sub-Saharan Africa », dans *IMF Working Paper*, n° 08/121, Washington, 2008.
- Banque Centrale du Congo, Cadre de référence.
- BEAUGRAND P., « Overshooting and Dollarization in the Democratic Republic of the Congo », dans *IMF Working paper*, Washington, 2003.
- BEAUGRAND P., « Zaïre's hyperinflation, 1990-96 », dans *IMF Working paper*, Washington, 1997.
- BENASSY A., « Comment se fixent les taux de change ? Un bilan », dans *Economie et prévision*, n° 107, 1993.
- CANDLESS Mc et WEBER, « Some Monetary Facts », dans *Quarterly Review*, Vol. 19, n° 3, Federal Reserve Bank of Minneapolis, 1995.
- CATAO L. et TERRONES M.E., « Fiscal Deficits and Inflation », dans *Journal of Monetary Economics*, Vol. 52, 2005.
- CHILESHE P. et al., « Monetary Policy Transmission Mechanism in Zambia », dans *Working Paper*, n° 01, Bank of Zambia, Lusaka, 2014.
- CLICK R.W., « Seigniorage in a Cross-Section of Countries », dans *Journal of Money, Banking, and Credit*, Vol. 10, 1998.
- CUCKIERMAN A., EDWARDS S. et TABELLINI G., « Seigniorage and Political Instability », dans *American Economic Review*, Vol. 82, 1992.
- CUKIERMAN A., WEBB S. B. et NEYAPTI B., « Measuring the independence of central banks and its effects on Policy Outcomes », dans *The World Bank Economic Review*, Vol. 6, n° 3, Washington, 1992.

- DORNBUSCH R. et al., « Extreme Inflation: Dynamics and Stabilization », dans *Brookings Papers in Economic Activity*, Vol. 2, 1990.
- DUREVALL D. et NDUNG’U N. S., « A Dynamic Model of Inflation for Kenya, 1974-1996 », dans *IMF Working Paper*, n° 99/97, Washington, 1999.
- EDWARDS S. et TABELLINI G., « Political Instability, Political Weakness and Inflation », dans *NBER Working Paper*, n° 3721, 1991.
- FISCHER S., SAHAY R. et VEGH C.A., « Modern Hyper- and High Inflations », dans *Journal of Economic Literature*, Vol. 45, 2002.
- FISHER F. et al., « Vers une politique monétaire plus efficace : le cas de la République Démocratique du Congo », dans *IMF Working Paper*, n° WP/13/226, Washington, 2013.
- FMI, dans *World Economic Outlook*, Octobre, Washington, 1996.
- *Perspectives économiques régionales. Afrique subsaharienne. Un changement de cap s’impose*, Washington, Avril 2016.
- GERTLER P. et HOFMAN B., « Monetary facts revisited », dans *BIS Working Paper*, n° 566, Bale, 2016.
- GRILLI V., MASCIANDARO D. et TABELLINI G., « Institutions and Policies », dans *Economic Policy*, Vol. 6, n° 13, 1991.
- JOHANSEN S., « Statistical Analysis of Cointegration Vectors », dans *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, 1988.
- KAYEMBE et MUTOMBO, « Estimation de la règle de Taylor et mécanisme d’ajustement du taux d’intérêt directeur par la Banque Centrale du Congo », dans *Cahiers économiques et sociaux*, n° 3-4, vol. XXX, Kinshasa, 2013.
- KUIJS L., « Determinants of Inflation, Exchange Rate, and Output in Nigeria », dans *IMF Working Paper*, n° 98/160, Washington, 1998.

- LOUGANI P. et SWAGEL P., « Sources of Inflation in Developing Countries », *IMF Working Paper*, n° 01/198, Washington, 2001.
- MISHRA P. et MONTIEL P., « How Effective is Monetary Transmission in Low-Income Countries ? A Survey of the Empirical Evidence », dans *IMF Working Paper*, n° 12/143, Washington, 2012.
- NABUKPO K.K., « L'impact de la variation des taux d'intérêt directeurs de la BCEAO sur l'inflation et la croissance dans l'UMOA », dans *Notes d'information et Statistiques*, Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest, n° 526, Dakar, 2002.
- NACHEGA J.C., « Fiscal dominance and inflation in the Democratic Republic of the Congo », dans *IMF working paper*, Washington, 2005.
- NACHEGA J.C., « A Cointegration Analysis of Broad Money Demand in Cameroon », dans *IMF Working Paper*, n° 01/26, Washington, 2001.
- NACHEGA J.C., « Financial Liberalization, Money Demand, and Inflation in Uganda », dans *IMF Working Paper*, n° 01/118, Washington, 2001.
- ROGOFF K., « The Optimal Degree of Commitment to an Intermediate Monetary Target », dans *Quarterly journal of Economics*, vol. 100, issue 4, 1985.
- SARGENT T.J. et WALLACE N., « Some unpleasant monetarist arithmetic », dans *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Vol. 5, n° 3, 1981.
- SAXEGAARD M., « Excess Liquidity and Effectiveness of Monetary Policy : Evidence from Sub-Saharan Africa », dans *IMF Working Paper*, n° 06/115, Washington, 2006.
- TADENYO Y. D., « Impact des chocs des taux d'intérêt de la BCEAO sur l'évolution de l'inflation dans la zone UEMOA : Implications pour la poursuite de l'objectif de stabilité des prix », dans *Revue économique et Monétaire*, Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest, n° 18, Dakar, 2015.

-
- TELES P. et UHLIG H., « Is Quantity Theory Still Alive ? », dans *Working Paper Series*, Banque Centrale Européenne, n° 1605, Francfort, 2013.
- TOE M.D. et HOUNKPATIN R., « Lien entre la masse monétaire et l'inflation dans les pays de l'UEMOA, dans *Document d'Etude et de Recherche*, Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest », n° 07/02, Dakar, 2007.
- TSASA J.P.V., « Evaluation de la politique monétaire R.D. Congo. Un regard rétrospectif », dans *Note conjoncturelle*, Laboratoire d'analyse-recherche en économie quantitative, 2012.
- UMBA G.B. et RASHIDI L.M., « Délais de transmission des variations monétaires sur le niveau des prix : cas de la République Démocratique du Congo », dans *Document de travail*, Banque Centrale du Congo, Kinshasa, 2016.
- WALSH C. E., « Optimal contracts for central bankers », dans *The American Economic Review*, vol. 85, n°1, 1995.