



HAL
open science

POLITIQUE MONETAIRE, STABILITE MONETAIRE ET CROISSANCE ECONOMIQUE EN REPUBLIQUE DEMOCRATIQUE DU CONGO

Hénock Muanza Katuala

► **To cite this version:**

Hénock Muanza Katuala. POLITIQUE MONETAIRE, STABILITE MONETAIRE ET CROISSANCE ECONOMIQUE EN REPUBLIQUE DEMOCRATIQUE DU CONGO. 2020. ⟨hal-02616124⟩

HAL Id: hal-02616124

<https://hal.science/hal-02616124v1>

Preprint submitted on 24 May 2020

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



HAL Authorization

POLITIQUE MONETAIRE, STABILITE MONETAIRE ET CROISSANCE ECONOMIQUE EN REPUBLIQUE DEMOCRATIQUE DU CONGO *

Hénock M. KATUALA †
Université protestante au Congo
katualahenock@outlook.fr

Résumé. Ce papier tente d'apprécier l'incidence de la politique monétaire sur la stabilité monétaire (interne et externe) et la croissance économique en R.D. Congo de 1990-2019. Dans ce sens, nous avons évalué les propriétés empiriques du multiplicateur monétaire congolais à travers l'analyse de sa stabilité et sa prédictibilité. Les tests de racine unitaire ADF, de cointégration (Engle-Granger, 1987) et quatre (4) modèles de type ARIMA (Box-Jenkins) ont servi à ces fins. L'estimation bayésienne du modèle VAR structurels (B-SVAR) a été effectuée sur les séries trimestrielles obtenues après désagrégation (Denton, 1971). La causalité de Granger (1980) et la cointégration de Johansen (1991) ont permis de statuer sur les liens entre variables. L'identification des chocs du modèle est inspirée des travaux de Binning (2013) qui combinent les restrictions de signes et de zéros tant à court terme qu'à long terme dans le cadre de modèles VAR structurels sous-identifiés. Nos résultats ont révélé les faits stylisés suivants : (i) l'existence d'une relation de long terme entre la base et la masse monétaire. Ce qui pourrait justifier l'utilisation du multiplicateur dans la conduite de la politique et du ciblage monétaire en R.D. Congo ; (ii) les chocs sur le taux directeur n'ont pas donné des retombées escomptées sur la croissance économique ; (iii) les cours du pétrole sont restés rigides et (iv) les chocs de demande impactent la dynamique de la stabilité monétaire.

Mots-clés : Politique monétaire, Inflation, Réserves internationales de changes, Croissance économique, Analyse bayésienne

Classification JEL : E52, E58, E31, C11, O55.

Abstract (*Monetary policy, monetary stability and economic growth in the Democratic Republic of Congo*). This paper attempts to assess the impact of monetary policy on monetary stability (internal and external) and economic growth in DR Congo from 1990-2019. In this sense, we evaluated the empirical properties of the Congolese monetary multiplier through the analysis of its stability and its predictability. The ADF unit root, cointegration (Engle-Granger, 1987) and four (4) ARIMA (Box-Jenkins) models were used for these purposes. The Bayesian estimation of the structural VAR model (B-SVAR) was carried out on the quarterly series obtained after disaggregation (Denton, 1971). The causality of Granger (1969) and the cointegration of Johansen (1991) made it possible to rule on the links between variables. The identification of model shocks is inspired by the work of Binning (2013) which combines the restrictions of signs and zeros both in the short term and in the long term within the framework of under-identified structural VAR models. Our results revealed the following stylized facts: (i) the existence of a long-term relationship between the base and the money supply. This could justify the use of the multiplier in the conduct of policy and monetary targeting in DR Congo; (ii) the shocks on the key rate have not had any expected impact on economic growth; (iii) oil prices have remained rigid and (iv) demand shocks impact the dynamics of monetary stability.

* Mai 2020. Les propos développés dans cet article n'engagent que leurs auteurs et ne représentent pas nécessairement l'opinion de leurs institutions d'attache.

† Étudiant au Département des sciences économiques, Option : Économie mathématique, Université Protestante au Congo, Kinshasa, RDC. Fax : +243 828-651-114.

Key-words: Monetary policy, Inflation, International exchange reserves, Economic growth, Bayesian analysis
JEL classification : E52, E58, E31, C11, O55

INTRODUCTION

L'objectif principal de la politique monétaire de la Banque Centrale du Congo (BCC) est d'assurer la stabilité monétaire qui se décline en deux sous-objectifs : la stabilité interne (inflation faible¹) et la stabilité externe (taux de couverture extérieure² de la monnaie suffisante). Les statuts de la BCC autorisent également à la banque centrale, sans préjudice à son objectif de stabilité monétaire, d'apporter son soutien aux politiques économiques générales élaborées par le gouvernement pour encourager la croissance économique. Pour atteindre ses objectifs, la BCC : (i) utilise son principal instrument, le taux directeur (TDIR) ; (ii) agit sur la quantité de crédits à travers le plafonnement de taux d'intérêt des banques commerciales et (iii) manipule le coefficient de réserves obligatoires. Il est donc primordial pour la BCC de savoir si son action affecte ses principales variables d'intérêt à savoir : l'inflation, les réserves de change (ou le taux de couverture extérieur de la monnaie), et l'activité. Le présent article s'intéresse donc à l'incidence des chocs de politique monétaire (taux directeur et base monétaire) sur la stabilité monétaire et la croissance en R.D. Congo et rejoint de ce fait la plupart des travaux sur les mécanismes de transmission de la politique monétaire dans les pays en développement en utilisant spécifiquement une modélisation macroéconomique structurelles de vecteur autorégressive sous l'approche Bayésienne (*B-SVAR*).

La politique monétaire se définit comme l'ensemble des moyens mis en œuvre par les autorités monétaires afin d'atteindre des objectifs de politique économique. A cette fin, les banques centrales ont la possibilité de se doter d'une large palette d'outils stratégiques comme relayé ci-haut. Dans plusieurs pays développés, la stratégie la plus largement adoptée est celle du ciblage direct de l'inflation, qui consiste à fixer comme objectif intermédiaire l'inflation anticipée, et de disposer comme indicateurs, entre autres, le taux de croissance d'un agrégat monétaire. Cette stratégie a émergé à la suite du développement financier qu'ont connu les pays occidentaux au cours des années 80, rendant de ce fait aléatoire et inefficace une stratégie de politique monétaire s'appuyant principalement sur la croissance d'un agrégat monétaire (Ngoma et Onomo, 2019). Dans les pays en voie de développement, l'état embryonnaire du système financier autorise une stratégie de ciblage monétaire.

Pour appuyer une stratégie de politique monétaire basée sur un instrument donné, par exemple le taux directeur, certaines conditions doivent être remplies d'un point de vue empirique, notamment l'existence d'une relation de long terme et la stabilité du lien entre la base monétaire et l'agrégat monétaire cible. Ce lien fait référence au concept de *multiplicateur monétaire*. Celui-ci se définit, de manière formelle, comme le rapport entre la base monétaire et la masse monétaire. Sur le plan de l'analyse économique, il représente la capacité du système bancaire à faire fructifier, au travers de l'octroi de crédits, la matière première que constitue la monnaie centrale.

¹ La norme retenue par les économistes est l'intervalle de 2 à 3%. (Bikai et Essiane, 2018)

² Le taux de couverture extérieure est le rapport entre les avoirs extérieurs de la banque centrale du Congo et ses engagements vis à vis du secteur bancaire et des Etats. Pour renforcer la stabilité externe, la BCC a bénéficié, de la part du FMI, d'une facilité de crédit rapide (FCR) de 368,4 millions de dollars pour soutien de la Balance de paiement. Faisant passer les réserves de change de 2 à 5 semaines d'importations de biens et services sur ressources propres (FMI, Décembre 2020).

Le multiplicateur monétaire a attiré l'attention de la littérature depuis les articles séminaux de Brunner (1961) et Brunner et Meltzer (1964). Il s'interprète comme la capacité du système bancaire à faire fructifier la matière première que constitue la monnaie centrale. Il mesure de ce fait la quantité de crédit supplémentaire pouvant être accordée par le système bancaire à partir de la monnaie centrale créée par la Banque Centrale. En effet, ce pouvoir de création monétaire des banques commerciales provient du fait que les agents économiques ne détiennent pas la totalité de leurs avoirs sous forme d'espèces, bien plus ils sont amenés à faire des transactions avec d'autres agents économiques qui peuvent être de la même banque. Toutefois, dans cette activité de création monétaire, commandée par leurs disponibilités en monnaie centrale, les banques sont limitées par plusieurs facteurs dont la préférence des agents pour le numéraire, la part de marché respective de chaque banque commerciale, le taux de réserves obligatoires à constituer.

Cette littérature s'est rapetissée à la fin des années 80, en même temps qu'émergeait la stratégie de ciblage direct d'inflation. Jusqu'à présent, au mieux de notre connaissance, aucun papier n'a eu à traiter de la problématique du multiplicateur monétaire en RDC. Ce qui fait que cette étude constitue la première tentative, d'où son originalité.

Le multiplicateur monétaire se situe ainsi au cœur d'une stratégie de ciblage des agrégats monétaires, car l'efficacité des interventions des autorités monétaires dépend de ses caractéristiques empiriques. Ces caractéristiques tiennent à sa stabilité, à l'existence d'une relation de long terme entre base monétaire et masse monétaire, et partant, à sa prédictibilité, car la politique monétaire étant un processus essentiellement tourné vers le futur, la prévision du multiplicateur monétaire sera utile dans la définition de l'action de la Banque Centrale sur la quantité de monnaie centrale.

La stabilité du multiplicateur a également été testée dans le cas de la Turquie par Sahinbeyoglu (1995) sur données mensuelles, en appliquant des tests de racine unitaire et des tests de cointégration. Virmani (2007) quant à lui s'applique au cas de l'Inde et démontre que cette stabilité existe ou pas selon que l'on considère différentes mesures de la masse monétaire (M1, M2, M3). En Afrique subsaharienne, Munyankindi, Ananias et Adha (2008) montrent que le multiplicateur monétaire n'est pas stable, malgré l'existence d'une relation de long terme entre masse monétaire (M2) et base monétaire au Rwanda. Ce qui complique le contrôle de la masse monétaire par la banque centrale avec la base monétaire comme instrument; car le multiplicateur monétaire n'étant pas stable, de modestes fluctuations de ce dernier sont susceptibles de causer de fortes variations du stock de monnaie.

S'agissant de la prédictibilité du multiplicateur monétaire, plusieurs modèles ont été proposés dans la littérature depuis l'article séminal de Bomhoff (1977). Ce dernier proposait en effet un modèle *ARIMA* simple sur données mensuelles. Par la suite, Hafer et Hein (1983) ont proposé de comparer les capacités prédictives des modèles *ARIMA* aggregate (c'est-à-dire sur le multiplicateur monétaire lui-même) et des modèles *ARIMA* components (c'est-à-dire un modèle *ARIMA* pour chaque ratio définissant le multiplicateur monétaire, c'est les ratios sur dépôts de la circulation fiduciaire et des réserves de banques) sur données mensuelles américaines. Ils arrivent à la conclusion que les capacités prédictives de ces deux modélisations sont similaires. Ce résultat est contesté dans le cas du Pakistan par Arby (2000), qui montrent que le modèle aggregate fournit de meilleures prévisions comparées aux modèles component. Moosa et Kim (2004) aboutissent au même résultat s'agissant du Royaume-Uni. A rebours, Johannes et Rasche (1979) illustrent la primauté en matière de prévision des modèles component par rapport au modèle aggregate. A cette nuance aggregate et component, Hafer, Hein et Kool (1985) y superposent, à des fins de comparaison,

estimation classique et estimation par filtre Kalman de ces modèles *ARIMA*. L'estimation par filtre de Kalman du modèle aggregate semble la plus performante.

La littérature s'est également intéressée à la contribution relative des comportements de la banque centrale, du système bancaire et des agents privés non financiers à l'évolution de la masse monétaire. Munyankindi, Ananias et Adha (2008) calculent ces contributions et déterminent que la base monétaire est le plus gros contributeur à l'expansion monétaire (+ de 77 %) au Rwanda. Adam et Kessy (2010) débouchent sur le même résultat pour la Tanzanie.

Deux champs d'analyse de la politique monétaire apparaissent prioritaires pour cette étude : (i) l'analyse de l'impact des chocs monétaires sur l'activité et l'inflation (Sims, 1992 ; Bernanke et Gertler, 1995 ; Mishkin, 1996 ; Bernanke et al., 2005 ; Uhlig, 2005 ; Rafiq et Mallick, 2008 ; Dimitrijevic et Lovre, 2013 ; Roberts, 2004 ; Mishkin, 2007, 2009 ; Reynard, 2007 ; Bonga-Bonga et Kabundi, 2015 ; Bikai et Kenkouo 2015 ; Ngerebo, 2016) ; et (ii) l'analyse de l'influence des impulsions monétaires sur l'équilibre monétaire externe (Artus, 1986 ; Aghion et al., 2000 ; Lane et Burke, 2001 ; Kim, 2003 ; Mohanty et Turner, 2006 ; BCE, 2006 ; Khan, 2008).

La question de l'efficacité de la politique monétaire dans les pays en développement n'est pas tranchée dans la littérature économique. Certains auteurs mettent en exergue la faiblesse des canaux de transmission de la politique monétaire et particulièrement le canal du taux d'intérêt, en raison de la faiblesse du cadre institutionnel, des marchés financiers embryonnaires, de la surliquidité bancaire, de la persistance de la circulation fiduciaire, de la faiblesse et de l'instabilité des multiplicateurs monétaire et du crédit ainsi que la prépondérance du secteur bancaire, (Mishra et al. 2013 ; Saxegaard, 2006 ; Buigut, 2009 ; Mishra et al., 2016 ; Matata, 2019). D'autres auteurs par contre aboutissent à l'efficacité des canaux de transmission dans certains pays en développement (Cheng, 2006 ; Saad, Mohammed et Zakaria, 2011 ; Berg et al 2013). Un consensus semble toutefois se dégager selon lequel, le canal du taux d'intérêt est plus efficace dans les pays ayant des marchés financiers suffisamment développés (Peiris et Saxegaard, 2007 ; Mohanty et Turner, 2006 ; Mishra et al., 2013, 2016 ; Davoodi et al., 2013).

En Afrique subsaharienne, plusieurs études ont abordé cette thématique dont la plupart confirment la faiblesse du canal du taux d'intérêt dans la région de la CMA (Fielding, 1994 ; Saxegaard, 2006 ; Kamgna et Ndambendia, 2008 ; Bikai et Kenkouo, 2015). En d'autres termes, les modifications du taux directeur de la BEAC³ n'ont presque pas ou très peu d'effets sur l'activité et les prix. Aucune de ces études ne s'est cependant intéressée à l'impact du taux d'intérêt sur la stabilité monétaire externe et principalement sur les réserves de change.

De plus, la plupart des études utilisent des approches classiques d'estimation qui laissent très peu de place au jugement d'expert largement utilisé dans les banques centrales et qui peut être rendu possible grâce à l'usage des techniques d'estimation bayésiennes. Il faut cependant rappeler que les travaux de Davoodi et al. (2013) montrent que l'usage des inférences statistiques standards abouti toujours à la faiblesse des mécanismes de transmission dans les pays en développement. Ces auteurs utilisent ainsi les modèles de type *VAR*⁴ bayésiens (*B-VAR*) et *FAVAR*⁵, et parviennent à démontrer que le canal du taux d'intérêt, du crédit et du taux de change dans les pays d'Afrique de l'Est sont fonctionnels. Toutefois, ils retrouvent le

³ Banque des Etats de l'Afrique Centrale

⁴ Vector Auto Regressive

⁵ Factor Augmented Vector Autoregressive

résultat largement partagé dans la littérature selon lequel, le canal du taux d'intérêt semble plus pertinent dans les pays ayant une importante profondeur des marchés financiers.

La problématique fondamentale cette étude est de savoir si la politique monétaire est efficace sur la stabilité monétaire et l'activité mais aussi de vérifier si le multiplicateur monétaire⁶ en R.D. Congo est suffisamment stable, et partant, prédictible, pour que la Banque Centrale puisse s'y appuyer. Elle se scinde donc en deux parties pour répondre à ce double objectif de la manière suivante : (i) une brève analyse du multiplicateur monétaire à travers son évolution historique, sa stabilité, sa prédictibilité et la cointégration entre base monétaire et masse monétaire ; (ii) Avec l'usage des techniques bayésiennes dans les modèles VAR structurels (B-SVAR), nous analyserons ensuite les effets de la politique monétaire de la BCC sur ses principaux objectifs.

A ce titre, l'étude innove sur le type de modèle utilisé (*SVAR Bayésien*) qui donne davantage de poids à l'expérience des experts sur les économies étudiées, mais elle permet également d'apprécier les effets de la politique monétaire sur la stabilité monétaire externe. La R.D Congo étant en régime de change flexible, l'évaluation d'un tel effet est d'une importance capitale car elle permet d'apprécier l'action de la banque centrale sur les réserves de change et donc sa capacité à lutter pour la préservation de la parité de la monnaie par rapport à la monnaie d'ancrage (le dollar américain). La stratégie d'identification des chocs utilisée dans notre approche méthodologique s'inspire des travaux de Binning (2013), qui combine à la fois des restrictions de signes, de zéros, de court terme et de long terme. L'usage des contraintes de signe sur l'inflation en particulier permet de résoudre le problème de « Price Puzzle » qui est très rencontré dans la littérature et matérialise l'augmentation de l'inflation à la suite d'une augmentation du taux d'intérêt (Sims, 1992 ; Bernanke et al., 2005 ; Rabanal, 2007).

La suite de l'article est structurée comme suit. La section 2 décrit nos données. La troisième section analyse la performance économique des indicateurs macroéconomique de la R.D. Congo de 1980 à 2019. La section quatrième explique les modèles d'estimés et de prédicts ainsi que les méthodes d'identification. Quant à la cinquième section, elle présente les résultats et recommandations de politiques économiques. La section six conclut.

1. DONNEES

Nos données sont extraites de bases des données de la Banque centrale du Congo (Rapports sur la politique monétaire et Rapports annuels), Banque Mondiale (World Development Indicators) et du Fond Monétaire International (FMI). Nous avons utilisé la procédure de désagrégation des chroniques suivant l'approche de Denton (Denton, 1971), pour obtenir les séries trimestrielles couvrant la période 1980-2019. Pour la stabilité et la prédictibilité du Multiplicateur monétaire (Cf. Section 4 et 5), nous considérons la période de 1990-2014. Cette période nous a été imposée par la disponibilité des données. Quant à l'estimation des modèles *B-VARs*, nous saturons toute la période de notre échantillon. Nos variables macroéconomiques d'intérêt sont le taux de croissance du prix du pétrole (DOILP), le taux de croissance des réserves de change (GRES), le taux de croissance du PIB réel per capita (GPIB), le taux d'inflation en glissement annuel (INFL) et un indicateur de politique

⁶ La stabilité du multiplicateur monétaire est appréhendée à l'aide d'un test de racine unitaire de Dickey-Fuller augmenté, la relation de long terme entre base monétaire et masse monétaire est analysée en s'appuyant sur un test de cointégration d'Engle-Granger, diverses approches de prévision sont utilisées pour apprécier sa prédictibilité.

monétaire (le taux directeur de la BCC). La base monétaire⁷ et la masse monétaire sont spécialement utilisées pour estimer la stabilité et la prédictibilité du Multiplicateur monétaire. Le Tableau 18 résume nos variables et leurs sources.

2. PERFORMANCE ECONOMIQUE EN R.D. CONGO

Dans la présente section, nous élargissons le travail de Boketsu et Diwambuena (2019) dans la présentation de la dynamique de l'économie congolaise, soit pour une période de 1980-2019. Nous calculons les performances économiques pour chaque période correspondant à l'exercice du pouvoir de l'autorité monétaire de la R.D. Congo. Etant donné qu'en RDC le gouverneur de la Banque centrale du Congo est le responsable de la conception et de la mise en œuvre de la politique monétaire, nous établissons une correspondance entre chaque période et un ancien gouverneur de la BCC. Les données disponibles renseignent une durée moyenne au gouvernement de la Banque centrale du Congo d'au plus 4 ans. Dans certains cas, nous formons des périodes communes à un seul gouverneur comme des gouverneurs à une seule période. Le tableau 19 associe chaque période à ces autorités monétaires.

Nous analysons la dynamique macroéconomique en RD Congo sous quatre (4) secteurs majeurs notamment : le secteur monétaire, le secteur de finances publiques, le secteur réel et le secteur extérieur. Pour le secteur monétaire, nous scriptons la dynamique du (i) taux d'intérêt nominal et du (ii) taux de change officiel (TCO). Pour le secteur de finances publiques, nous considérons les variables ci-après : (i) le ratio du niveau de la dette publique par rapport au PIB et du (ii) ratio de la dépense publique par rapport au PIB. Quant au secteur réel, nous analysons (i) le PIB per capita, (ii) la dynamique de l'indice de prix à la consommation et (iii) de la population. Enfin, dans le secteur extérieur, nous analysons (i) le ratio de la Balance commerciale par rapport au PIB, (ii) l'évolution du compte courant ainsi que (iii) le terme de l'échange. Nos analyses se basent sur (i) les moyennes, (ii) les volatilités et/ou (iii) la croissance en (%) pour chaque variable retenue.

2.1. Secteur Monétaire

La dynamique du taux d'intérêt est résumée dans le Tableau 1. La moyenne du taux d'intérêt nominal se situe entre 3,2% (2010-2013) et 10,5% (2006-2009). Le taux d'intérêt nominal a historiquement atteint son niveau le plus bas (soit 3,2%) entre 2010 et 2013 mises à part ses réalisations négatives des années 90. La moyenne de la volatilité de l'instrument principal de la politique monétaire se situe entre 1,9 (2002-2005/ 2010-2013) et 9,0 (2014-2017). La dynamique du taux de change officiel est condensée dans le Tableau 2. La moyenne du TCO a atteint son bas niveau entre 1998-2001 (92,3) et son plus haut niveau entre 2018-2019 (1165,1). Une augmentation du TCO implique la dépréciation de la monnaie locale. Avec la dépréciation de la monnaie locale, les produits exportés deviennent plus compétitifs que les produits importés. Cette réalité est loin d'être une position de force pour l'économie congolaise dont plus de 70% de sa production provient sur secteur minier à la valeur ajoutée souffre de non-inclusivité d'une part, et une dépendance accrue aux importations en terme des biens et services. La moyenne de la volatilité du TCO se situe entre 5,4 (2014-2017) et 273,5 (2018-2019). De par ces résultats, nous constatons que la conduite de la politique monétaire et de taux de change été stable durant la période allant de 2010-2017.

⁷ En effet, la base monétaire constitue un instrument de politique monétaire pour la BCC en ce sens que celle-ci l'influence directement dans le cadre de la détermination des objectifs de refinancement du système bancaire. Il s'avère donc tout aussi pertinent d'apprécier son incidence sur la stabilité monétaire.

TABLEAU 1
EVOLUTION DU TAUX D'INTERET NOMINAL

Indicateur	90-93	94-97	98-01	02-05	06-09	10-13	14-17	18-19
Moyenne				6,0	10,5	3,2	12	7,8
Volatilité				1,9	4,5	1,9	9,0	7,4

Note : Les cellules vides indiquent la non prise en compte des valeurs très négatives, à quatre (4) chiffres, du taux d'intérêt nominal caractérisant l'épisode d'hyperinflation enregistré durant cette période en R.D. Congo. Les calculs sont élaborés par les auteurs à partir des données de la BCC

TABLEAU 2
EVOLUTION DU TAUX DE CHANGE OFFICIEL (TCO)

Indicateur	90-93	94-97	98-01	02-05	06-09	10-13	14-17	18-19
Moyenne			92,3	407,5	637,1	156,3	916,7	1165,1
Volatilité			129,2	30,7	163,1	177,6	5,4	273,5

Note : Les cellules vides indiquent la non prise en compte des valeurs très élevées, à cinq (5) chiffres, du taux de change officiel caractérisant l'épisode de la plus grande dépréciation de la monnaie locale enregistré durant cette période en R.D. Congo. Les calculs sont élaborés par les auteurs à partir des données de la BCC

2.2. Secteur de Finances publiques

La dynamique du ratio dépenses publiques par rapport au PIB est synthétisée dans le Tableau 3. La moyenne du ratio dépenses-PIB se situe entre 22,6% (2002-2005) et 6,4% (1994-1997). Le ratio a été moins volatile entre 2010-2013 (0) et plus volatile entre 2018-2019(8,4). L'évolution du ratio de la dette publique-PIB est reprise dans le Tableau 4. La moyenne du ratio dette publique-PIB la plus élevée a été atteinte entre 1994-1997 (199,63%) et la plus faible entre 2010-2013 (10,9%). La moyenne de la volatilité de ce ratio se situe entre 0,23 (1994-1997) et 24,7 (1998-2002). L'évolution de ce ratio accuse une pente négative, de ce fait, la forte réduction du niveau de la dette publique a été possible grâce à la stratégie d'allègement de la dette multilatérale pour les pays pauvres très endettés initié par le FMI et l'Association internationale de développement (IDA) de la Banque mondiale⁸

TABLEAU 3
EVOLUTION DU RATION DEPENSES PUBLIQUES-PIB

Indicateur	90-93	94-97	98-01	02-05	06-09	10-13	14-17	18-19
Moyenne	18,3	6,4	9,5	22,6	19,2	7,3	16,7	8,6
Volatilité	2,9	1,3	0,8	7,3	0,9	0	2,2	8,4

Note : Les calculs sont élaborés par les auteurs à partir des données de la BCC

TABLEAU 4
EVOLUTION DU RATION DETTES PUBLIQUES-PIB

Indicateur	90-93	94-97	98-01	02-05	06-09	10-13	14-17	18-19
Moyenne		199,63	29,3	38,9	39,8	10,9	16,3	16,5
Volatilité		0,23	24,7	2,9	9,7	8,5	0,8	3,7

Note : Les cellules vides indiquent l'absence des données. Les calculs sont élaborés par les auteurs à partir des données de la BCC

2.3. Secteur Réel

La dynamique du PIB per capita est synthétisée dans le Tableau 5. La moyenne du PIB per capita la plus élevée est de USD 574,9 et a été atteinte durant la période 1990-1993 tandis que la plus basse est de USD 287,9 et a été réalisée durant la période 2002-2005. La croissance du PIB per capita la moins élevée est négative de 10,6% et a été atteinte durant la période de 1990-1993. La croissance la plus élevée du PIB per capita est de 10,3% et a été réalisée pendant la période 2018-2019. La moyenne de la volatilité du PIB per capita se situe entre 5,3

⁸ Url : <https://www.imf.org/fr/News/Articles/2015/09/14/01/49/pr10274>

(2014-2017) et 96,2 (1990-1993). En effet, la forte décroissance du PIB per capita ainsi que la grande partie de la volatilité du PIB per capita durant la période 1990-1993 est tributaire de l'incertitude politique qui a caractérisée cette période occasionnant même l'hyperinflation couplée de la dépréciation monétaire comme démontré ci-haut.

La dynamique de l'IPC est résumée dans le Tableau 6. La moyenne du taux d'inflation la plus faible est de 7,2% et a été atteinte durant la période 2010-2013 alors que la plus élevée est de 2879,9% et a été réalisée durant la période 1990-1993. La moyenne de la volatilité du taux d'inflation se situe entre 5,7 (2010-2013) et 4093,8 (1994-1997). Nous constatons que la maîtrise du taux d'inflation a été quasi parfaite durant la période 2010-2017. Par ailleurs, la même réalité sur les incertitudes politiques au début des années 90 cause la forte volatilité des prix y observée.

L'évolution de la population est résumée dans le Tableau 7. On observe que la moyenne du taux de croissance de la population se situe entre 2,6% (1998-2001) et 3,4% (1994-1997). On remarque que la période d'incertitude économique et politique est aussi caractérisée par une forte croissance démographique. La moyenne de la volatilité de la population, par millions d'habitants, se situe entre 1,3 (2018-2019) et 2,7 (2014-2017).

TABLEAU 5
PERFORMANCE ECONOMIQUE DU PIB PER CAPITA

Indicateur	90-93	94-97	98-01	02-05	06-09	10-13	14-17	18-19
Moyenne	574,9	388,6	306,9	287,9	317,1	353,0	406,1	456,9
Volatilité	96,2	21,1	25,5	9,3	6,9	15,3	5,3	38,1
Croissance	-10,6	-5,4	-6,1	2,2	1,8	3,9	2,2	10,3

Note : Les calculs sont élaborés par les auteurs à partir des données de la Banque mondiale

TABLEAU 6
PERFORMANCE ECONOMIQUE DU TAUX D'INFLATION

Indicateur	90-93	94-97	98-01	02-05	06-09	10-13	14-17	18-19
Moyenne	2879,9	2718,5	316,2	12,7	27,3	7,2	11,8	17,1
Volatilité	1638,7	4093,8	181,5	6,5	16,3	5,7	18,2	13,1

Note : Les calculs sont élaborés par les auteurs à partir des données de la Banque mondiale

TABLEAU 7
EVOLUTION DE LA POPULATION

Indicateur	90-93	94-97	98-01	02-05	06-09	10-13	14-17	18-19
Moyenne	36,4	42,1	46,9	52,7	59,9	68,1	77,3	84,8
Volatilité	1,6	1,5	1,4	1,9	2,2	2,4	2,7	1,3
Croissance	2,9	3,4	2,6	3,2	3,3	3,3	3,2	3,2

Note : Les calculs sont élaborés par les auteurs à partir des données de la BCC

2.4. Secteur Extérieur

La dynamique du ratio de Balance commerciale-PIB est renseignée dans le Tableau 8. La moyenne du ratio se situe entre -15,55 (2012-2015) et 9,80 (1998-2001). Le déficit de la Balance commerciale entre 2012-2015 s'explique par une forte appréciation monétaire du CDF durant cette période.

La dynamique du compte courant est présentée dans le Tableau 9 alors que celle du terme de l'échange est synthétisée dans le Tableau 10. Sur toute la période d'analyse, le compte courant de la nation a été très volatile que le terme de l'échange.

TABLEAU 8
EVOLUTION DU RATIO BALANCE COMMERCIALE-PIB

Indicateur	91-93	94-97	98-01	02-06	07-08	09-11	12-15	16-18
Moyenne	5	8,23	9,80	8,56	6,58	-8,18	-15,55	-4,13
Volatilité	0,02	0,01	0,02	0,07	0,03	0,04	0,07	0,03

Note : Les données nous viennent du travail de Boketsu et Diwambuena (2019)

TABLEAU 9
EVOLUTION DU COMPTE COURANT

Indicateur	91-93	94-97	98-01	02-06	07-08	09-11	12-15	16-18
Moyenne				-1,46	1,19	-7,02	-5,63	-3,39
Volatilité				2,53	2,77	2,70	2,61	0,28

Note : Les cellules vides indiquent l'absence des données. Les données nous viennent du travail de Boketsu et Diwambuena (2019)

TABLEAU 10
EVOLUTION DU TERME DE L'ECHANGE

Indicateur	91-93	94-97	98-01	02-06	07-08	09-11	12-15	16-18
Moyenne	89,32	66,83	92,38	105,94	141,44	139,20	12	123,41
Volatilité	0,09	0,16	0,22	0,11	0,13	0,14	0,1	0,13

Note : Les données nous viennent du travail de Boketsu et Diwambuena (2019)

3. MECANISME

3.1. Stabilité du multiplicateur monétaire

Nous l'appréhendons en :

— analysant la stationnarité du multiplicateur monétaire, de la base monétaire et de la masse monétaire. Ce qui nous permettra de mieux appréhender leur stabilité. Nous effectuerons de ce fait le test de racine unitaire de Dickey-Fuller Augmenté.

— analysant la cointégration de la base monétaire et de la masse monétaire, afin de déterminer si ces deux variables ont une relation de long terme. Nous utiliserons, à cette fin, le test d'Engle-Granger (1987).

3.2. Prédiction du multiplicateur monétaire

Quatre (4) modèles de prévision ont été choisis pour cette prédiction :

— La prévision du multiplicateur à l'aide d'un modèle Box-Jenkins (ARIMA) de ce dernier : Cette prévision est effectuée à l'aide du modèle suivant :

$$mm_t = a_1 mm_{t-1} + a_2 mm_{t-2} + \dots + a_p mm_{t-p} + \varepsilon_t + b_1 \varepsilon_{t-1} + b_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + b_q \varepsilon_{t-q} \quad (1)$$

Avec mm_t le multiplicateur monétaire⁹ et ε_t le terme d'erreur. p est le retard maximal de la partie AR du modèle ARIMA, tandis que q est le retard maximal de la partie MA.

— La prévision du multiplicateur monétaire à l'aide de modèles ARIMA de ses composantes tendancielle et saisonnière : Le filtre Hodrick-Prescott suivant sera utilisé

⁹ $mm_t = \frac{M2_t}{B_t} = \frac{CF_t + DEP_t}{CF_t + RB_t} = \frac{CF_t / DEP_{t+1}}{CF_t / DEP_t + RB_t / DEP_t}$. Avec $M2_t$ la masse monétaire $M2$, B_t la base monétaire, CF_t la circulation fiduciaire, DEP_t l'ensemble des dépôts à vu et à terme, RB_t l'ensemble des réserves des banques à la Banque Centrale.

pour lisser la série du multiplicateur monétaire et obtenir la série tendancielle et la série saisonnière. Le programme d'optimisation est le suivant :

$$\text{Min} \sum_{t=1}^T (mm_t - \overline{mm}_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} (mm_{t+1} - \overline{mm}_t) - (mm_t - \overline{mm}_{t-1})$$

Avec \overline{mm}_t la série lissée, $mm_t - \overline{mm}_t$ la série saisonnière (sous hypothèse d'additivité), et λ le paramètre de lissage dont la valeur standard pour des séries mensuelles est égal à 14 400.

Soit : $mm_t - \overline{mm}_t = \widehat{mm}_t$, avec \widehat{mm}_t la composante saisonnière de la série mm_t .

Une fois que les composantes tendancielle et saisonnière de mm_t sont obtenues, nous leur appliquons un modèle ARIMA de prévision :

$$\widehat{mm}_t = g_1 \widehat{mm}_{t-1} + g_2 \widehat{mm}_{t-2} + \dots + g_r \widehat{mm}_{t-r} + \eta_t + j_1 \eta_{t-1} + j_2 \eta_{t-2} + \dots + j_s \eta_{t-s} \quad (2)$$

$$\overline{mm}_t = k_1 \overline{mm}_{t-1} + k_2 \overline{mm}_{t-2} + \dots + k_r \overline{mm}_{t-r} + \zeta_t + j_1 \zeta_{t-1} + j_2 \zeta_{t-2} + \dots + j_m \zeta_{t-m} \quad (3)$$

— La prévision du multiplicateur monétaire suivant une projection tendancielle telle que dans le modèle suivant :

$$mm_t = g * t + \epsilon_t \quad (4)$$

Avec t le temps, g le coefficient adossé au temps et ϵ_t le terme d'erreur.

3.3. Modèle de Vecteur Autorégressif (SVAR)

Le modèle SVAR utilisé pour cette étude ainsi que pour les données macroéconomiques est spécifié comme suit :

$$A_0 z_t = \alpha + \sum_{i=1}^p A_i z_{t-i} + \epsilon_t \quad (5)$$

Où le vecteur des variables endogènes $z_t = (DOILP_t, GRES_t, GPIB_t, INFL_t, TDIR_t)$, ϵ_t renvoie à un vecteur d'innovations non-corrélées représentant les chocs structurels du modèle.

3.4. Méthodes d'identification

La matrice A_0 est telle que le vecteur des résidus de l'estimation de la forme réduite du modèle VAR estimé avec les endogènes z_t et noté e_t peut être décomposé de sorte que

$$e_t = A_0^{-1} \epsilon_t$$

On a ainsi :

$$e_t = \begin{pmatrix} e_t^{DOILP} \\ e_t^{GRES} \\ e_t^{GPIB} \\ e_t^{INFL} \\ e_t^{TDIR} \end{pmatrix} = A_0^{-1} \begin{pmatrix} \epsilon_t^{as} \\ \epsilon_t^{res} \\ \epsilon_t^{ad} \\ \epsilon_t^{inf} \\ \epsilon_t^{polmo} \end{pmatrix}$$

Avec *as*, le choc d'offre, *res*, un choc idiosyncratique sur les réserves de change¹⁰, *ad* le choc de demande, *inf* le choc sur les prix, *polmo* le choc de politique monétaire.

Afin de déterminer la matrice A_0 , nous allons suivre l'approche de Binning (2013), qui permet d'identifier les chocs structurels en imposant des restrictions à la fois des signes et de zéros, à court terme et à long terme. Cette approche, plus flexible pour l'identification des chocs d'un modèle SVAR, propose un cadre unifié pour l'identification des chocs dans un modèle VAR sous-identifié. Cette approche permet de lever la contrainte d'une imposition d'un nombre précis de restrictions par les zéros lors du processus d'identification des chocs (Binning, 2013, p.2). Il s'agit d'une évolution par rapport à la méthode de Rubio-Ramirez and al. (2010), qui proposent un algorithme d'identification des chocs à court terme et à long terme pour les modèles exactement identifiés. L'approche de Binning (2013) permet ainsi une plus grande liberté dans la définition des chocs, comme la combinaison de restrictions sur les délais d'impact, sur les signes ou l'amplitude attendue de la réaction d'une variable donnée à un choc. Cette méthode d'identification a été implémentée sur le logiciel Eviews 10. La présentation du schéma d'identification des chocs de notre modèle est présentée au Tableau 11 ci-dessous.

TABLEAU 11

SCHEMA D'IDENTIFICATION DES CHOCS STRUCTURELS DU MODELE B-SVAR

Types de restrictions		Variable Impactée	Délai d'impact (trimestre)	Choc	Signe
Signes		DOILP	1	as	+
		GRES	0	res	+
		GPIB	0	ad	+
		GPIB	0	inf	+
		INF	0	ad	+
		INF	0	as	-
		INF	1	polmo	-
		TDIR	0	polmo	+
Zéros	Court terme	DOILP	1	ad	0
		DOILP	1	as	0
		DOILP	1	res	0
		DOILP	1	polmo	0
		GRES	0	ad	/
		GRES	0	polmo	/
		GPIB	0	polmo	0
	INF	0	polmo	/	
Long terme	/	/	/	/	

Note : construction des auteurs. Les signes « + » et « - » renvoient aux sens de l'incidence du choc sur la variable impactée. Le signe « / » dénote l'absence de restrictions. Les chocs d'offre (as) sont les chocs qui impact le prix du pétrole.

¹⁰ Un choc ne dépendant pas d'une variation d'une des variables du système. Par exemple, un choc sur le commerce ; l'endettement extérieur. Peuvent aussi être rangés comme autres facteurs, le rapatriement des réserves de change, qui est un enjeu particulièrement important pour la stabilité monétaire extérieure dans la CEMAC.

Cette spécification des chocs reprend les résultats théoriques du modèle offre agrégée – demande agrégée (AS-AD) où les chocs d’offre induisent un accroissement de la production et une baisse de l’inflation (mouvements inverses) et les chocs de demande un accroissement conjoint de la demande et de l’inflation à court terme (mouvements similaires)¹¹. Par ailleurs, nous avons spécifié un choc de politique monétaire qui a une influence retardée sur l’inflation, ce qui permet de prendre en compte les délais dans la transmission de la politique monétaire.

Cette approche est recommandée par Estrella (2015) non seulement pour se conformer aux faits stylisés qui montrent que la politique monétaire ne réagit qu’après un délai sur l’activité et les prix (Friedman, 1961 ; Bernanke et Gertler, 1995 ; Svensson, 1997 ; Baltini et Nelson, 2001) mais permet également de s’affranchir du problème de « Price Puzzle » observé assez régulièrement avec des données empiriques. En effet Estrella (2015), suggère de résoudre le problème de « Price Puzzle » en introduisant une restriction prenant en compte l’effet retardé de la politique monétaire sur l’économie. Ainsi, nous avons identifié le choc de politique monétaire en imposant un délai dans sa transmission à l’inflation et à l’activité, et en imposant une contrainte de signe sur son effet retardé sur l’inflation (Tableau 11).

Le modèle spécifié à l’équation (5) suppose l’endogénéité de l’ensemble des variables du modèle. Cette hypothèse implique que les variables domestiques telles que le taux directeur de la Banque Centrale auraient une influence sur le cours du pétrole. La R.D. Congo étant une petite économie ouverte, cette éventualité n’est vraisemblablement pas réaliste. Pour résoudre ce problème, nous avons imposé des restrictions visant à annuler les coefficients de retard associés aux variables endogènes dans l’équation du prix du pétrole de la forme réduite du modèle SVAR. Ce faisant, aucune variable du système ne pourra impacter le prix du pétrole.

3.5. Estimation Bayésienne

L’estimation de l’équation (6) quant à elle s’est effectuée suivant une approche bayésienne. Elle a été préférée à l’approche classique parce qu’elle permet d’adjoindre à l’analyse, l’information connue a priori (les priors) sur le comportement des variables étudiées dans le processus d’estimation des paramètres, ce qui permet de combiner à la fois l’expérience de l’analyste et l’information contenue dans les données (Hamilton, 1994). La différence fondamentale entre l’estimation classique et bayésienne réside sur le traitement des paramètres à estimer. Ainsi, là où l’approche classique ne fera reposer l’estimation que sur l’information contenue dans les données, l’approche bayésienne, elle, repose sur le fait que la distribution des paramètres à estimer sera proportionnelle à leur vraisemblance au regard de l’information contenue dans les données et à l’information a priori, formulée par l’analyste (hypothèses sur les distributions de probabilité des paramètres).

Formellement, soit :

$$z_t = c + \beta_1 z_{t-1} + \beta_2 z_{t-2} + \mathbf{L} + \beta_p z_{t-p} + e_t \quad (6)$$

La forme réduite du VAR structurel spécifié en (5). En posant X_t le vecteur de format $[(np + 1) \times 1]$ des variables contenant un terme constant ainsi que les retards des variables endogènes, on a :

¹¹ Toutefois, à la différence du modèle Offre agrégée-Demande Agrégée, nous n’avons pas imposé de restrictions quant à l’effet de long terme des chocs d’offre et de demande sur la croissance. Ainsi, seules les implications à court terme du modèle ont été considérées

$$X_t = \begin{pmatrix} 1 \\ z_{t-1} \\ z_{t-2} \\ M \\ z_{t-p} \end{pmatrix}, \text{ De même en posant } \Pi \equiv \begin{pmatrix} c \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ M \\ \beta_p \end{pmatrix}$$

Le modèle (12) peut se réécrire sous forme matricielle :

$$z_t = \Pi' X_t + e_t$$

Ici, les paramètres inconnus sont Π et Ω , où $\Omega \equiv E(e_t' e_t)$ désigne la matrice de variance-covariance des résidus. Ainsi, la distribution a posteriori des paramètres à estimer, $f(\Pi, \Omega | z_i)$ peut être formulée suivant le théorème de Bayes :

$$f(\Pi, \Omega | z_i) = \frac{F(z_i | \Pi, \Omega) \times P(\Pi, \Omega)}{F(z_i)} \quad (7)$$

Où $F(z_i | \Pi, \Omega)$ renvoie à la vraisemblance du modèle, $P(\Pi, \Omega)$ le prior ou la distribution de probabilité des paramètres à estimer issue des informations a priori de l'analyste et $F(z_i)$ la densité des données ou vraisemblance marginale.

Dans le cadre de nos travaux, nous avons eu recours au prior de Minnesota pour formaliser l'introduction de l'information a priori dans les modèles estimés. Celui-ci incorpore au modèle la croyance selon laquelle les variables sont stationnaires ou non. Plus précisément, le prior de Minnesota permet d'introduire l'information selon laquelle les variables composant le vecteur z_i suivent un processus autorégressif d'ordre 1 (AR(1)) ou une marche aléatoire.

Le choix du prior de Minnesota se justifie entre autres dans ce travail par l'incorporation du PIB per Capita au niveau de notre modèle. Celui-ci possédant deux tendances, soit une tendance baissière de 1990 à 2002 et haussière de 2002 à 2019, il est par conséquent nécessaire lors de l'estimation de prendre en compte cette non stationnarité. C'est ainsi qu'il a été affecté une valeur égale à 1 pour le coefficient relatif au GPIB dans le vecteur de paramètres du prior et 0,9 pour les autres variables du modèle suivant Bikai et Essiane (2018). Enfin, en ce qui concerne le vecteur des hyper-paramètres Γ^{12} relatif à la spécification de la matrice de variance-covariance du prior, nous lui avons attribué des valeurs généralement utilisées dans la littérature (voir Canova, 2007), l'hyper-paramètre λ_1 utilisé prend la valeur 0,1, traduisant une certaine certitude dans la croyance relative au comportement des variables étudiées. Ainsi, on a :

$$e_t = \begin{pmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \\ \lambda_3 \\ \lambda_0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0,1 \\ 0,5 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix}$$

¹² Ces hyper-paramètres permettent de formaliser le degré de certitude avec lequel on estime que les variables suivent ou non l'hypothèse de stationnarité. L'hyper-paramètre λ_1 contrôle la précision générale du prior et une valeur faible traduit davantage de certitude quant au comportement supposé de la variable. λ_2 Contrôle le niveau d'interaction entre les variables du modèle. Plus il est faible, moins on suppose d'interaction entre les variables. λ_3 traduit le degré avec lequel on suppose que les coefficients des retards supérieurs à 1 tendent vers 0. Enfin, plus λ_0 est faible, plus on suppose que l'influence du terme constant dans la dynamique des variables dépendantes est faible.

Enfin, nous avons simulé les distributions postérieures des paramètres à travers un rééchantillonnage par la méthode Markov Chain Monte Carlo¹³. Ainsi, nous représentons la distribution de la décomposition de la variance ainsi que la décomposition historique avec intervalles de crédibilité¹⁴, ce qui permet d'apprécier le degré d'incertitude de l'incidence des différents chocs identifiés sur les comportements des variables étudiées.

4. RESULTATS EMPIRIQUES ET DISCUSSION

Dans cette section, nous présentons et discutons les résultats issus de nos modèles. Nous commençons par présenter la stabilité du Multiplicateur monétaire congolais en fonction des tests de stationnarité et de cointégration dans la sous-section 5.1. Par après, nous abordons la prédictibilité du multiplicateur monétaire partant de nos quatre (4) modèles au sous-point 5.2. Pour statuer sur le degré d'endogénéité et la stationnarité de chacune des variables, nous utilisons les tests de racine unitaire ADF et analysons les séquences de causalités au sens de Granger (1980) au point 5.3. Pour estimer notre modèle B-SVAR au point 5.4 avec un retard (P=2) issu du test d'optimalité étant donné que nos séries sont trimestrielles. Ensuite, nous présentons la décomposition de la variance du modèle B-SVAR développé dans la sous-section 5.5. Enfin, cette section s'achèvera avec la Décomposition historique des variables au sous-point 5.6. Nous avons effectué 10.000 tirages en utilisant le logiciel Eviews 10. Les IRFs sont obtenues avec un intervalle de confiance de 68%.

4.1. Stabilité du Multiplicateur monétaire

Les résultats du test de racine unitaire de Dickey-Fuller Augmenté (ADF), présentés dans le Tableau 12, montrent que le multiplicateur monétaire est stationnaire en niveau, ce qui pourrait témoigner de l'atonie du système bancaire congolais en matière de crédits à l'économie.

La non stationnarité en niveau de la masse monétaire est tributaire d'un processus DS¹⁵, de ce fait, cette dernière devient stationnaire une fois différenciée une (1) fois. Quant à la Base monétaire, elle est aussi non stationnaire en niveau laquelle est aussi tributaire d'un processus DS et devient stationnaire après la différence première. L'absence de stationnarité à niveau de la masse monétaire et de la base monétaire dans nous pousse à effectuer un test de cointégration.

Le résultat du test de cointégration d'Engle-Granger (1987), présenté dans le Tableau 13, nous révèle que la base monétaire et la masse monétaire sont cointégrées. De ce fait, il existe une relation de long terme entre ces deux variables. Ce qui pourrait justifier l'utilisation du multiplicateur dans la conduite de la politique et du ciblage monétaire en R.D. Congo.

TABLEAU 12
P-VALUE DU TEST ADF SUR LES VARIABLES MONETAIRES EN RDC

Indicateur	En niveau		En différence première	
	Avec Constante	Avec Tendance	Avec Constante	Avec Tendance
Base monétaire	1,00	0,96	0,42	0,00
Masse monétaire	1,00	1,00	0,98	0,00
Multiplicateur monétaire	0,00	0,00	0,00	0,00

Note : Le test est effectué dans le logiciel Eviews 10 à partir des données de la BCC.

¹³ Calibré pour effectuer 1000 ré-échantillonnages

¹⁴ Pour des seuils de 30%, 50%, 68% et 90%.

¹⁵ L'influence tendancielle est statistiquement significative sur la série de la masse monétaire.

TABLEAU 13

P-VALUE DU TEST DE COINTEGRATION D'ENGLER-GRANGER ENTRE MASSE ET BASE
MONETAIRESEN RDC

Indicateur	Avec Constante		Avec Tendence	
	tau-statistic	z-statistic	tau-statistic	z-statistic
Base monétaire	0,06	0,04	0,06	0,06
Masse monétaire	0,02	0,01	0,02	0,01

Note : Les calculs sont élaborés par les auteurs à partir des données de la BCC. Le critère de Schwarz a été utilisé.

4.2. Prédiction du multiplicateur monétaire

Nous remarquons que les meilleures prévisions du multiplicateur monétaire proviennent des modèles isolant de façon explicite la composante Saisonnière ensuite de la composante tendancielle, en horizon mensuel, tel quel renseigne le Tableau 14. Ce résultat est en droite ligne des conclusions théoriques car étant étroitement lié avec l'évolution de la masse monétaire qui bénéficie de temps en temps des contrecoups en terme de demande des encaisses nominales pour des transactions (exemple ; paie des impôts), le multiplicateur monétaire souffre aussi dans une fréquence mensuelle voir trimestrielle de la saisonnalité.

Par ailleurs, la meilleure prédiction de la composante tendancielle cadre avec les résultats des tests de racine unitaire ADF de la masse et base monétaires qui ont conclu à une stationnarité autour d'une tendance déterministe.

TABLEAU 14

RMSE DES DIVERSES APPROCHES DE PREVISION

Modèles	RMSE	p	q	R-squared
Modèle 1	16,49	1	1	0,98
Modèle 2	10,72	1	1	0,98
Modèle 3	14,45	1	14	0,99
Modèle 4	15,65	-	-	0,06

Note : Les données nous viennent du travail de Boketsu et Diwambuena (2019). Le critère d' Akaike a été utilisé.

4.3. Stationnarité, Cointégration et causalité des variables

Les résultats présentés dans le Tableau 15 montrent que toutes les variables de notre modèle sont stationnaires en niveau à l'exception du taux de croissance des réserves de changes (GRES) qui le devient une fois différencié. Un test de cointégration au sens de Johansen (1991) devrait nous fixer sur la relation de long terme entre ces variables.

Le test de cointégration de Johansen¹⁶ présenté dans le Tableau 16 conduit à l'acceptation de l'existence de 3 relations de long terme entre nos variables d'étude au seuil de 1%. Ceci nous permet donc de continuer nos analyses avec la causalité entre elles.

Quant à la causalité, le test de Granger (1980) a été utilisé et nous a permis d'établir la relation représentée dans la Figure 1. Deux relations de causalité bidirectionnelle ressortent de ce test que :

¹⁶ Le test de cointégration suivant l'approche de Soren Johansen (1991) est le plus adapté dans le cas de plusieurs variables (k supérieur à 2) intégrées d'ordre différents , soit I(0) et I(1), car il permet de déterminer le nombre de relations de cointégration reliant les variables

- Une causalité bidirectionnelle entre l'évolution de réserves de change et l'inflation au seuil de 1%. Il s'agit là, selon notre étude, une relation significative entre la stabilité monétaire intérieure et extérieure. Ces résultats renforcent la quête de cette dans le sens où il faudrait encourager l'appareil monétaire avec des mesures cohérentes et précises pour orienter ce lien vers le profit de l'économie congolaise.
- Une causalité bidirectionnelle entre le taux directeur de la BCC et l'évolution de réserves de change au seuil de 5%. Cette réalité traduit à la fois l'efficacité de la politique monétaire dans l'atteinte de l'objectif de stabilité monétaire extérieure. L'influence des réserves de change sur le taux directeur s'explique par le fait que la BCC est obligée d'intervenir avec son instrument principal pour corriger les imperfections et répercussions du marché international sur l'économie nationale car cette dernière se situe dans un régime de de change flottant.

Il ressort donc de ces deux relations que les réserves de change (GRES) est la variable la plus endogène parmi les cinq (5) retenues dans cette étude. Le test de spécification du modèle en dira plus.

TABLEAU 15
P-VALUE DU TEST ADF SUR LES VARIABLES MONETAIRES EN RDC

Indicateur	En niveau		En différence première	
	Avec Constante	Avec Tendance	Avec Constante	Avec Tendance
DOILP	0,00	0,00	0,00	0,00
GPIB	0,00	0,00	0,00	0,00
GRES	0,39	0,99	0,42	0,05*
INFL	0,00	0,00	0,00	0,00
TDIR	0,00	0,00	0,00	0,00

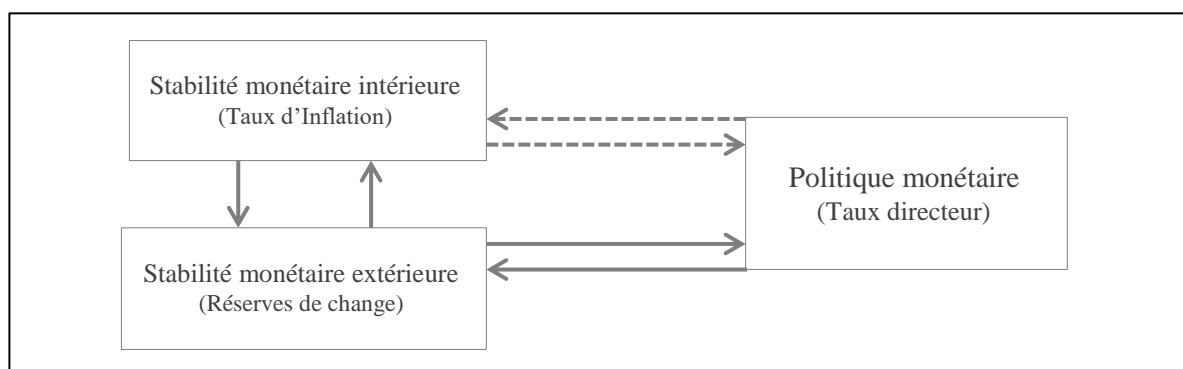
Note : Le test est effectué dans le logiciel Eviews 10 à partir des données de la BCC. (*) Une variable stationnaire sans tendance ni constante.

TABLEAU 16
RELATION DE COINTEGRATION AU SENS DE JOHANSEN DE NOS VARIABLES

Relation de long terme	Trace		Maximum Eignvalue	
	Statistique	P-value	Statistique	P-value
None*	367,80	0,00	33,88	0,00
Au plus 1*	202,76	0,00	27,58	0,00
Au plus 2*	86,13	0,00	21,13	0,00
Au plus 3	4,64	0,85	14,26	0,96
Au plus 4	1,78	0,18	3,84	0,18

Note : Le test est effectué dans le logiciel Eviews 10 à partir des données de la BCC. (*) Symbolise les relations statistiquement significatives dans le long terme. L'intervalle de Lag choisi est de 1 à 4.

FIGURE 1
DIAGRAMME D'INTERACTION POLITIQUE MONETAIRE – STABILITE MONETAIRE



Note : Figure généré par les auteurs sur base des résultats du test de causalité présenté dans le Tableau 15. Les flèches en traits continus montrent les liens de causalité directs alors que les flèches en traits entrecoupés représentent les liens théoriques indirects dérivés des résultats.

4.4. Estimation du modèle B-SVAR

Dans le cadre de nos travaux, nous avons estimé le modèle B-SVAR de l'équation (6), une estimation bayésienne avec prior de Minnesota (Robert Litterman, 1979):

Nous avons imposé des restrictions sur la dynamique des prix du pétrole. Nous présentons ici les résultats de l'analyse bayésienne, car faisant l'objet principal de notre étude.

4.4.1. Modèle B-SVAR avec restrictions

Nous avons imposé des restrictions sur l'existence d'impact sur le prix du pétrole ainsi que sur le délai d'impact fixé jusqu'à une période afin de tenir compte de l'impuissance de l'économie congolaise sur la scène internationale ainsi que le délai minimum requis pour le mécanisme monétaire selon Friedman (1961). Le Tableau 17 présente le système d'équation du modèle B-SVAR estimé. Le Tableau 23 présente les fonctions de réponses de ce modèle.

TABLEAU 17
ESTIMATION DU MODELE B-SVAR AVEC RESTRICTIONS

	<i>Doilp</i>	<i>Gpib</i>	<i>Gres</i>	<i>Infl</i>	<i>Tdir</i>
<i>Doilp</i> (-1)	0.77 (0.05)	85.08 (36.45)	2.06 (14.09)	-7.43 (118.81)	-106.55 (184.80)
<i>Doilp</i> (-2)	-0.01 (0.04)	-9.25 (29.94)	-0.34 (11.58)	-19.15 (97.60)	-29.21 (151.81)
<i>Gpib</i> (-1)	6.85 (7.50)	0.61 (0.06)	-0.01 (0.02)	0.24 (0.18)	0.53 (0.27)
<i>Gpib</i> (-2)	-5.88 (5.50)	0.07 (0.04)	0.02 (0.02)	0.10 (0.13)	-0.04 (0.20)
<i>Gres</i> (-1)	3.44 (0.00)	-0.35 (0.17)	0.47 (0.07)	-1.92 (0.54)	0.92 (0.84)
<i>Gres</i> (-2)	-2.94 (0.00)	-0.05 (0.11)	-0.04 (0.05)	-0.79 (0.37)	0.66 (0.57)
<i>Infl</i> (-1)	-1.98 (2.10)	-0.01 (0.02)	-0.01 (0.01)	0.75 (0.05)	-0.47 (0.08)
<i>Infl</i> (-2)	-3.26 (1.80)	-0.02 (0.01)	-0.01 (0.01)	0.14 (0.04)	-0.09 (0.07)
<i>Tdir</i> (-1)	-7.87 (1.70)	-0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	-0.19 (0.04)	0.51 (0.06)
<i>Tdir</i> (-2)	2.47 (1.20)	-0.01 (0.01)	0.01 (0.00)	-0.02 (0.03)	0.07 (0.04)
<i>C</i>	0.03 (0.01)	-0.21 (6.78)	-0.69 (2.62)	-10.10 (22.09)	39.77 (34.36)
R-squared	0.81	0.92	0.95	0.99	0.99
Adj. R-squared	0.77	0.90	0.94	0.99	0.99

Partant du système d'équations estimées dans le Tableau 17, l'on note les faits stylisés significatifs ci-après :

La dynamique du revenu des ménages, captée par la croissance du PIB per capita, exerce une influence négative sur les réserves de changes au seuil de 5%. Cette réalité est pertinente car

la hausse des revenus de ménage se manifeste par la hausse de la demande globale qui de plus est satisfaite par les importations de biens et services occasionnant ainsi la sortie des devises, la R.D. Congo étant un pays à très faible production intérieure.

L'évolution des réserves de change exerce une influence positive sur les prix du pétrole. Cette réalité n'est pas tjrs vérifiable. La R.D. Congo n'étant pas un exportateur du pétrole encore moins un grand pays dans le commerce international, il lui est quasiment impossible d'influer sur l'évolution des prix du pétrole quel qu'en soit la nature de politique de change à adopter. Bien que nous ayons établi des relations de causalité entre les réserves de change, le taux directeur et le taux d'inflation, nous ne pouvons pas les appuyer d'avantages car elles sont **statistiquement** non significatives.

La dynamique des prix intérieurs exerce un impact négatif sur le revenu des ménages, sur les réserves de change mais aussi sur le taux directeur. Ces évidences renforcent les relations de causalités établies ci-haut. Cette influence s'explique par le fait qu'une hausse du taux d'inflation a souvent tendance à s'accompagner de la dépréciation monétaire qui de plus favorise les exportations et partant, l'entrée des devises extérieures. Toutefois, nos données infirment l'hypothèse de la pro-cyclicité de l'inflation. La relation négative qu'a l'inflation avec le taux directeur montre que la Banque centrale du Congo présente une aversion contre la volatilité des prix et partant ajuste son taux directeur à la hausse lorsque ces derniers grimpe pour les stabiliser.

La politique monétaire est efficace et contra-cyclique dans la mesure où son principal instrument (le taux directeur) exerce une influence négative sur l'activité, et le taux d'inflation. Ce fait cadre avec la théorie Keynésienne qui voudrait qu'une politique économique soit contra-cyclique. De ce fait, l'économie congolaise ne souffre donc pas de l'effet « Price puzzle ». Par exemple en période de récession, la baisse du taux directeur s'accompagne de l'augmentation du niveau d'activité et la hausse très souvent de la hausse des prix car la demande globale étant soutenue. Le taux directeur garde une influence positive sur les réserves de change laquelle trouve son explication dans le fait que la baisse du taux directeur encourage les exportations et par ricochet l'afflux des devises extérieurs. Par ailleurs, comme les quatre (4) autres variables, la politique monétaire n'exerce aucune influence sur les prix du pétrole.

4.4.2. Analyse des chocs

Dans les Figure 2-4, nous présentons les IFRs des variables macroéconomiques face à aux chocs de la politique monétaire (Taux directeur : TDIR), de la stabilité monétaire extérieure (Réserves de change : GRES) et intérieure (Taux d'inflation : INFL). Les illustrations des chocs de demande (GPIB) et du prix du pétrole (DOILP) sont reprises en annexe A3.

— Choc sur le taux directeur

Nos analyses montrent qu'en présence d'un choc monétaire (choc touchant le taux directeur), il faut attendre la deuxième période pour ressentir à la fois l'impact et les réponses de variables macroéconomiques.

Lorsque l'on enregistre un choc monétaire de 1%, c'est-à-dire une restriction monétaire, l'output baisse timidement de 0,49% et continue à s'aggraver jusqu'à la fin de la quatrième période où le trend de PIB per capita devient positif. Ceci est une évidence de la dégradation du social des congolais en présence d'une politique monétaire d'austérité. Le taux d'inflation réagit négativement de 23% et de manière définitive. Ce choc n'a pas d'impact significatif sur

le prix du pétrole dont la réponse est quasi-inexistante. La tendance haussière que présente ce dernier n'est pas tributaire au choc monétaire. Les réserves de change réagissent de manière quasi-proportionnelle, de 1,3%. Ceci renforce notre argumentaire sur la relation.

— **Choc sur les réserves de change**

Nos analyses montrent qu'en présence d'un choc sur la stabilité monétaire extérieure (choc touchant les réserves de change), il faut attendre la deuxième période pour que l'output réagisse négativement de 6%. Le taux directeur réagit positivement dès la première période en l'autour de 69% alors que le taux d'inflation réagit négativement de 43%. Les prix de pétrole demeurent donc très rigides face à ce choc. Cette réalité vient encore renforcer nos conclusions tirées du modèle estimé.

— **Choc sur le taux d'inflation**

En présence d'un choc sur la stabilité monétaire intérieure (choc touchant le taux d'inflation), il faut attendre la deuxième période pour que l'output et les réserves de change enregistrent des légères baisses respectivement de 0,86% et 0,69%. Le taux directeur réagit négativement dès la première période en l'autour de 8,8%. L'évolution des prix de pétrole demeure lente face à ce choc. Cette réalité vient encore renforcer nos conclusions tirées du modèle estimé.

FIGURE 2

IRFs A UN CHOC MONETAIRE

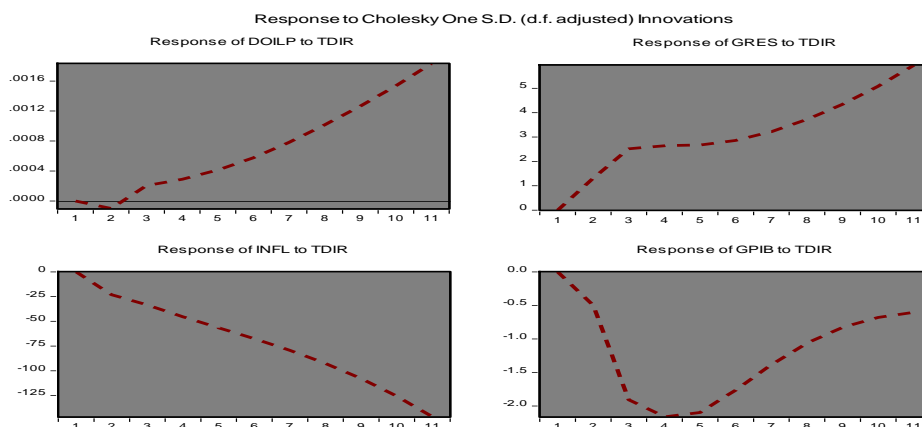


FIGURE 3

IRFs A UN CHOC DE STABILITE MONETAIRE EXTERIEURE

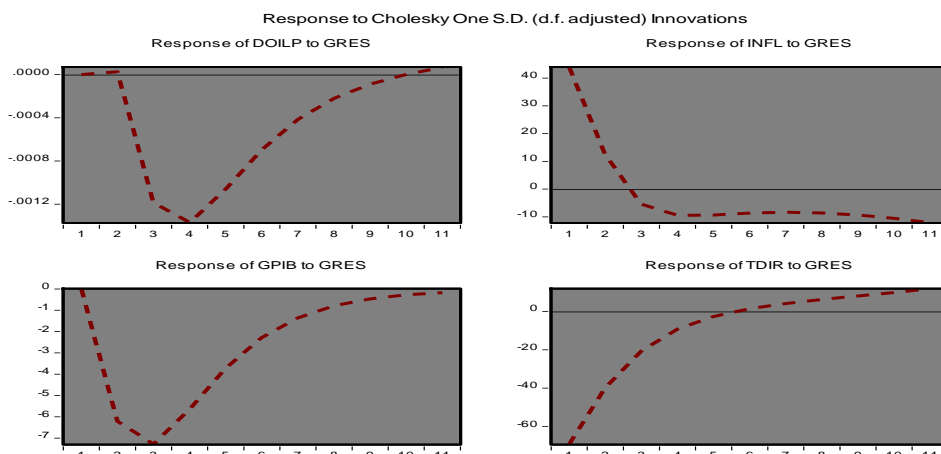
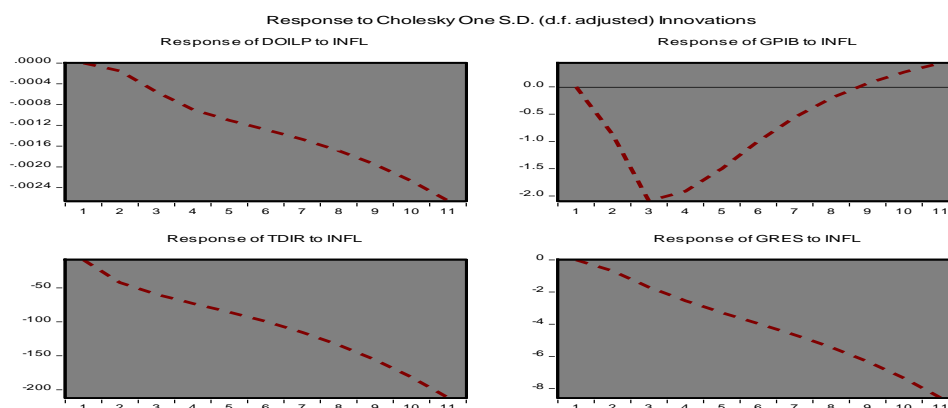


FIGURE 4

IRFs A UN CHOC DE STABILITE MONETAIRE INTERIEURE



4.5. Décomposition de la Variance

L'analyse de la décomposition de la variance des variables d'intérêt de notre étude semble corroborer les résultats obtenus dans la littérature. En effet, l'inflation semble être influencée par les chocs de politique monétaire à un peu plus de 15% en R.D. Congo, ce qui va dans le même sens que les résultats obtenus par Bikai, Batoumen et Fossou (2016) (Cf. la Figure 9).

Les chocs de demande (choc sur le PIB per capita) semblent également exercer une influence prépondérante dans l'explication de l'inflation, lissant ainsi le couloir pour la Banque Centrale dans l'atteinte de son objectif de stabilité monétaire interne. En effet, la BCC, en agissant sur son taux directeur, vise essentiellement à influencer la demande agrégée. Si l'on considère que la dynamique de l'inflation est essentiellement dictée par des chocs de demande, il pourrait s'avérer par conséquent aisé pour la Banque Centrale d'agir sur la stabilité des prix avec son taux directeur. Par ailleurs, nous pouvons noter que les chocs d'offre (choc sur le prix du pétrole) semblent ne pas beaucoup influencer l'inflation à court terme, ce qui rejoint les résultats de Kenkouo (2015). La grande partie de l'explication du taux d'inflation revient sur ses propres réalisations passées, soit une explication à 60%.

En ce qui concerne la dynamique des réserves de change, celle-ci semble principalement influencée par les chocs de demande et les chocs sur les réserves (ces derniers expliquent à près de 70%). Ce résultat peut s'expliquer par le caractère extraverti de la demande intérieure de la RD Congo, qui exercerait des pressions importantes sur les avoirs extérieurs. A moyen-long terme, les chocs de politique monétaire sont de plus en plus perceptibles sur la dynamique des réserves de change.

La croissance économique (ici croissance du PIB per capita) quant à elle ne semble pas être impactée par la dynamique du taux directeur. Ce résultat peut s'expliquer par le faible développement financier de la R.D. Congo, comme suggéré par les travaux de Peiris et Saxegaard (2007) ou de Mishra, Montiel et Spilimbergo (2013). Les chocs d'offre (choc sur le prix du pétrole), les chocs sur le taux de couverture (Commerce extérieur, endettement extérieur, etc.) et les chocs de demande sont ceux qui contribueraient le plus à la dynamique de la croissance en R.D. Congo, soit à 30%. Les chocs d'offre (chocs sur le prix du pétrole) semblent donc ici avoir un impact indirect sur le PIB. Ce résultat tend à montrer la nécessité d'améliorer la productivité de l'économie congolaise pour soutenir sa croissance économique d'une part, et la faible opérabilité du canal du taux d'intérêt d'autre part.

Egalement, Les chocs de la politique monétaire semblent plus expliqués par la dynamique des prix, du PIB mais aussi des réserves de change. Ce qui démontre à suffisance la prise en compte des recommandations de Taylor (1993).

4.6. Décomposition historique des variables

L'analyse de la décomposition historique permet d'apprécier la contribution cumulée des différents chocs spécifiés à la dynamique historique des variables étudiées.

La Figure 10 présente les contributions relatives des différents chocs sur les performances économiques congolaises. On peut ainsi noter que la dynamique des réserves de change a été fortement et négativement affectée à partir de 2014 par les chocs sur le prix du pétrole et les chocs de demande, illustrant bien la dépendance de la stabilité monétaire externe de la R.D. Congo au cours mondial de l'or noir.

L'inflation quant à elle a été relativement volatile. Sa décomposition historique montre que les chocs auraient été influencés par la politique monétaire. Sur la fin de période, l'inflation semble connaître une certaine accentuation par la combinaison de chocs négatifs sur la demande et le prix du pétrole. Enfin, il est à noter que les chocs de politique monétaire ne semblent pas avoir substantiellement affecté la croissance économique sur la période sous-revue, ce qui pourrait traduire une certaine inefficacité de la politique d'assouplissement du taux d'intérêt menée depuis la seconde moitié des années 2002. Toutefois, on ne pourrait conclure sur cette base à une inefficacité complète des impulsions monétaires sur la croissance, principalement du fait que la période étudiée est caractérisée par une certaine surliquidité du système bancaire au début (les années 90). Celle-ci rendant les banques relativement insensibles aux modifications de taux d'intérêt, elle pourrait expliquer, entre autres, la dynamique observée¹⁷.

CONCLUSION

L'objectif de ce travail était d'apprécier l'incidence de la politique monétaire sur la stabilité monétaire (interne et externe) et la croissance économique en R.D. Congo. Pour y parvenir, nous avons abordé nos analyses en deux séquences : Primo, nous avons évalué les propriétés empiriques du multiplicateur monétaire congolais à travers l'analyse de sa stabilité en recourant aux tests de racine unitaire ADF et de cointégration au sens de d'Engle-Granger (1987) avant de finir par la comparaison de 4 modèles de prévision dont trois (3) modèles de la famille ARIMA (Box-Jenkins) et un (1) modèle tendanciel aux fins de sa prédictibilité. Secundo, nous avons adopté l'estimation bayésienne du modèle VAR structurels (B-SVAR) sur les données trimestrielles passant par l'analyse de la causalité au sens de Granger (1980) et de la cointégration au sens de Johansen (1991) entre les variables. L'identification des chocs du modèle est inspirée des travaux de Binning (2013) qui permettent de combiner les restrictions de signes et de zéros tant à court terme qu'à long terme dans le cadre de modèles VAR structurels sous-identifiés. Dans notre travail, nous avons spécifiés 5 chocs : un choc de demande (choc sur le PIB per capital), un choc d'offre (choc sur les cours du pétrole), un choc sur les prix intérieurs, un choc sur les réserves de change et un choc sur la politique monétaire.

Dans un premier temps, la discussion de l'état de la littérature, nous a permis d'analyser les divers débats qui existent notamment quant à la stabilité et la prédictibilité du multiplicateur

¹⁷ Une analyse de la dynamique de l'incidence de la politique monétaire restrictive menée depuis 2017 serait à ce titre fort intéressante

monétaire, mais aussi sur l'incidence de la politique monétaire sur la stabilité monétaire tant au niveau interne qu'externe. Ensuite, l'analyse de l'évolution historique du multiplicateur monétaire a montré que la valeur du multiplicateur monétaire est passée de très faible (soit autour de un (1) à acceptable, soit autour de 3, comparativement à celle des pays industrialisés lorsque ceux-ci disposaient d'une stratégie de ciblage monétaire; bien plus son évolution s'est appréhendée le mieux dans le cadre d'une analyse macroéconomique pertinente.

Il en est ressorti que le multiplicateur monétaire était stationnaire autour d'une tendance déterministe et qu'une relation cointégrante existe entre la base monétaire et la masse monétaire. Par ailleurs, les meilleures approches de prévision étaient celles qui prennent en compte de manière explicite les composantes saisonnière et tendancielle dans l'évolution du multiplicateur monétaire.

Signalons que la non stationnarité en niveau de la masse monétaire était tributaire à un processus DS, de ce fait, cette dernière est devenue stationnaire une fois différenciée une (1) fois. Quant à la Base monétaire, elle était aussi non stationnaire en niveau de processus DS.

Le résultat du test de cointégration d'Engle-Granger (1987), présenté dans le Tableau 13, nous a révélé que la base monétaire et la masse monétaire sont cointégrées. De ce fait, il existe une relation de long terme entre ces deux variables. Ce qui pourrait justifier l'utilisation du multiplicateur dans la conduite de la politique et du ciblage monétaire en R.D. Congo.

Plusieurs résultats clés se dégagent de nos travaux. Premièrement, il apparaît que le canal du taux d'intérêt est limité car les chocs sur taux directeur n'ont pas donné des retombées significativement escomptées sur la croissance économique en R.D. Congo. Deuxièmement, tous les chocs sur les variables macroéconomiques n'ont pas eu d'incidence sur les cours du pétrole. Troisièmement, les chocs de demande semblent exercer une influence plus importante sur la dynamique de la stabilité monétaire externe et interne que les chocs de politique monétaire et que l'hypothèse de la contra-cyclicité de cette dernière a été vérifiée. Ces résultats indiquent qu'une action sur le revenu des ménages serait plus efficace pour le gouvernement qu'une action sur le taux d'intérêt afin d'atteindre les objectifs des politiques macroéconomiques (politique monétaire et politique budgétaire) tant sur le plan interne qu'externe. Toutefois, les contraintes que font peser la demande intérieure sur la stabilité monétaire externe en République démocratique du Congo plaident pour une meilleure coordination de ces politiques et une plus grande diversification des économies.

Etant donné que les chocs de demande impactent négativement la volatilité des prix, nous exhortons le gouvernement de suivre cette piste en encourageant la demande des ménages avec des mesures tant monétaires que non monétaires dans sa quête de stabilité monétaire interne et espérer par effet d'entraînement booster la croissance économique par la demande. Toutefois, nous prenons la liberté de préciser que nos résultats ne devraient pas être généralisés de manière abusive, ils ne sont valables que dans la philosophie et logique développées dans ce papier. Nous exhortons également les chercheurs à se lancer dans le développement de la modélisation B-SVAR dans les fins d'analyse des interactions entre les variables économiques. In fine, avec le développement récent du domaine de la macroéconomie, l'exploitation des modèles DSGE pour des fins d'évaluation des politiques macroéconomique en R.D. Congo semble de plus en plus très utile en termes de qualité. Les études futures peuvent s'ouvrir à d'autres types d'identifications de chocs des politiques économiques.

BIBLIOGRAPHIE

- Bikai, J., et Essiane, D., 2018, Politique Monétaire, Stabilité Monétaire et Croissance Économique, *Dans La CEMAC: Une Approche SVAR Bayésienne (BEAC Working Paper No. BWP 05/18)*. Yaoundé: BEAC.
- Denton, F-T., 1971, “Adjustment Of Monthly Or Quarterly Series To Annual Totals: An Approach Based On Quadratic Minimization”, *Journal Of The American Statistical Association*, Vol. 66, p. 99–102.
- Engle, R. And Granger, C., 1987, “Cointegration And Error Correction: Representation, Estimation And Testing”, *Econometrica*, Vol. 55, p. 251-276.
- Granger, W. J., 1980, “Testing For Causality: A Personal Viewpoint”, *Journal Of Economic Dynamics And Control*, Vol. 2, No. 4, p. 329 – 352.
- Johansen, S., 1991, “Estimation And Hypothesis Testing Of Cointegration Vectors In Gaussian Vector Autoregressive Models”, *Econometrica*, Vol. 59, p. 1551-1580.
- Aghion, P., Bacchetta, P., and Banerjee, A., 2000, “Currency Crises And Monetary Policy In An Artus, P. (1986). Crises De Balance Des Paiements, Politique Monétaire, Controle Des Changes”, *Revue Economique*, Vol. 37, No. 4, p. 637–358.
- Batini, N., and Nelson, E., 2001, “The Lag From Monetary Policy Actions To Inflation: Friedman Revisited”, *International Finance*, Vol. 4, No. 1, p. 381–400.
- BCE (Banque Centrale Européenne), 2006, “The Accumulation Of Foreign Reserves” (Occasional Paper No. 43).
- Berg, A., Charry, L., and Portillo, R., 2013, “The Monetary Transmission Mechanism In The Tropics: A Narrative Approach”, (IMF Working Paper No. WP/13/197). *International Monetary Fund*.
- Bernanke, B. S., Boivin, J., and Elias, P., 2005, “Measuring The Effects Of Monetary Policy: A Factor Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach”, *The Quarterly Journal Of Economics*, Vol. 120, No. 1, p. 387–422.
- Bernanke, B. S., and Gertler, M., 1995, “Inside The Black Box: The Credit Channel Of Monetary Policy Transmission”, *The Journal Of Economic Perspectives*, Vol. 9, No. 4, p. 27–48.
- Bikai, J. L., Batoumen, M. H., and Fossouo Kanga, A., 2016, « Déterminants de L’inflation Dans La CEMAC: Le Rôle De La Monnaie » (BEAC Working Paper No. BWP 05/16), *Yaoundé: BEAC*.
- Bikai, J. L., et Kenkouo, G.-A., 2015, « Analyse Et Evaluation Des Canaux De Transmission De La Politique Monétaire Dans La CEMAC : Une Approche SVAR Et SPVAR » (BEAC Working Paper No. 2/2015), *BEAC*.
- Binning, A., 2013, “Underidentified SVAR Models: A Framework For Combining Short And Long-Run Restrictions With Sign-Restrictions”, (Norges Bank Working Paper No. 14/2013).
- Boketsu, J., et Diwambuena, J., 2019, « Politique Budgétaire Et Performance Macroéconomique En République Démocratique Du Congo, *Revue Congo Challenge* », Vol. 1, No.2, P. 202-2035.
- Buigut, S., 2009, “Monetary Policy Transmission Mechanism: Implications For The Proposed East African Community (EAC) Monetary Union”, *Presented At The CSAE Conference*.
- Canova, F., 2007, “Methods For Applied Macroeconomic Research”, *Princeton University Press*.
- Cheng, K.C., 2006, “A VAR Analysis Of Kenya’s Monetary Policy Transmission Mechanism: How Does The Central Bank’s REPO Rate Affect The Economy? ”, (IMF Working Paper No. WP/06/300), *International Monetary Fund*.

- Davoodi, H. R., Dixit, S., and Pinter, G., 2013, “Monetary Transmission Mechanism In The East African Community: An Empirical Investigation”, (IMF Working Paper No. WP/13/39), *International Monetary Fund*.
- Dimitrijevic, B., and Louvre, I., 2013, “Essay On Monetary Policy And Economic Growth”, *Journal Of Central Banking Theory And Practice*, Vol. 1, p. 111–138.
- Estrella, A., 2015, “The Price Puzzle And VAR Identification”, *Macroeconomic Dynamics*, Vol. 19, p. 1880–1887.
- Fielding, D., 2004, “The Characteristics Of Macroeconomic Shocks In The CFA Franc Zone”, *Journal Of African Economies*, Vol. 13, p. 488–517.
- Friedman, M., 1961, “The Lag Effect Of Monetary Policy”, *Journal Of Political Economy*, Vol. 69, p. 447–466.
- Hamilton, J. D., 1994, “Time Series Analysis”, *Princeton, New Jersey:Princeton University Press*.
- Kamgna, S. Y., and Ndambendia, H., 2008, “Excess Liquidity And Monetary Policy Effectiveness: The Case Of CEMAC Countries”, (MPRA Paper No. 9599).
- Kenkouo, G.-A., 2015, “Dynamique du Prix du Pétrole et Inflation dans La CEMAC”, (BEAC Working Paper No. N°8/2015).
- Khan, M. A., 2008, “Long-Run And Short-Run Dynamics Of Foreign Reserves And Domestic Credit In Pakistan”, *International Journal Of Applied Econometrics And Quantitative Studies*, Vol. 5, No. 1, p. 61–84.
- Kim, S., 2003, “Monetary Policy, Foreign Exchange Intervention, And The Exchange Rate In A Unifying Framework”, *Journal Of International Economics*, Vol. 60, No. 2, p. 335–386.
- Lane, P., and Burke, D., 2001, “The Empirics Of Foreign Reserves”, *Open Economies Review*, Vol. 12, p. 423–434.
- Mishkin, F., 1996, “The Channels Of Monetary Transmission: Lessons For Monetary Policy”, (NBER Working Paper No. 5464).
- Mishkin, F., 2007, “Housing And The Monetary Transmission Mechanism”, (NBER Working Paper No. 13518), *National Bureau Of Economic Research*.
- Mishkin, F., 2009, “Is Monetary Policy Effective During Financial Crisis?”, (NBER Working Paper No. 14678), *National Bureau Of Economic Research*.
- Mishra, P., and Montiel, P., 2013, “How Effective Is Monetary Policy In Low-Income Countries? A Survey Of The Empirical Evidence”, *Economic Systems*, Vol. 37, p. 187–216.
- Mishra, P., Montiel, P., and Sengupta, R., 2016, “Monetary Transmission In Developing Countries: Evidence From India”, (IMF Working Paper No. WP/16/167), *International Monetary Fund*.
- Mishra, P., Montiel, P., and Spilimbergo, A., 2013, “Monetary Transmission In Low-Income Countries: Effectiveness And Policy Implications”, *IMF Economic Review*, Vol. 60, p. 270–302.
- Mohanty, M., and Turner, P., 2006, “Foreign Exchange Reserve Accumulation In Emerging Markets: What Are The Domestic Implications? ”, *BIS Quarterly Review*, Vol. 24, p. 39–42.
- Ngerebo-A, T. A., 2016, “Monetary Policy And Inflation In Nigeria”, *International Journal Of Finance And Accounting*, Vol. 5, No. 2, p. 67–76.
- Ngoma, B., et Onomo, B., 2019, « Analyse du Multiplicateur Monetaire en Zone Cemac : Evolution, Stabilité et Prévision », *BEAC Working Paper (BWP N° 01/18)*.

- Peiris, S. J., and Saxegaard, M., 2007, “An Estimated DSGE Model For Monetary Policy Analysis In Low-Income Countries”, (IMF Working Paper No. WP/07/282), *International Monetary Fund*.
- Rabanal, P., 2007, “Does Inflation Increase After A Monetary Policy Tightening? Answers Based On An Estimated DSGE Model”, *Journal Of Economic Dynamic And Control*, Vol. 31, p. 906–937.
- Rafiq, M. S., and Mallick, S. K., 2008, “The Effect Of Monetary Policy On Output In EMU3 A Sign Restriction Approach”, *Journal Of Macroeconomics*, Vol. 30, No. 4, p. 1756–1791.
- Reynard, S., 2007, “Maintaining Low Inflation: Money, Interest Rates, And Policy Stance”, *Journal Of Monetary Economics*, Vol. 54, No. 5, 1441–1471.
- Roberts, J. M., 2004, “Monetary Policy And Inflation Dynamics”, (Discussion Paper No. 2004-62). *Washington D.C.: Federal Reserve Bank*.
- Rubio-Ramirez, J. F., Wagoner, D. F., and Zha, T., 2000, “Structural Vector Autoregressions: Theory Of Identification And Algorithms For Inference”, *The Review Of Economic Studies*, Vol. 77, p. 665–696.
- Litterman, R.B., 1979, “Techniques De Prévision Utilisant Des Autorégressions Vectorielles”, *Working Papers 115, Federal Reserve Bank Of Minneapolis, Révisé*.
- Taylor, J., 1993, “Discretion Versus Règles Politiques Dans La Pratique”, *Série De Conférences Carnegie-Rochester Sur Les Politiques Publiques*, Vol. 39, No. 1, p. 195–214.
- Matata, M., 2019, « Cours De Politique Economique : Deuxième Année De Licence En Sciences Economiques », *Université Protestante au Congo*.
- Saâd, B., Mohammed, A., and Zakaria, F., 2011, “Dynamic Stochastic General Equilibrium Model With Financial Frictions Case Of Morocco”, *British Journal Of Economics, Finance And Management Sciences*, Vol. 3, No. 1, p. 79–107.
- Saxegaard, M., 2006, “Excess Liquidity And Effectiveness Of Monetary Policy: Evidence From Sub-Saharan Africa”, (IMF Working Paper No. WP/06/115), *International Monetary Fund*.
- Sims, C., 1992, “Interpreting The Macroeconomic Time Series Facts: The Effects Of Monetary Policy”, (Cowles Foundation Discussion Paper No. 1011).
- Svensson, L. E. O., 1997, “Inflation Forecast Targeting: Implementing And Monitoring Inflation Targets”, *European Economic Review*, Vol. 41, p. 1111–1146.
- Uhlig, H., 2005, “What Are The Effects Of Monetary Policy On Output? Results From An Agnostic Identification Procedure”, *Journal Of Monetary Economics*, Vol. 52, No. 2, p. 381–319.
- Adam, C., et Kessy, P., 2010, “Assessing The Stability And Predictability Of The Money Multiplier In The EAC : The Case Of Tanzania”.
- Arby, M., 2000, “Predicting Money Multiplier In Pakistan”, *The Pakistan Development Review*, Vol 39, No.1, p. 23–35.
- Bomhoff, E., 1977, “Predicting The Money Multiplier : A Case Study For The US And The Netherlands”, *Journal Of Monetary Economics*, Vol 3, p. 325–345
- Brunner, K., et metzler, A., 1964, “Some further investigations of demand And Supply Of Money”, *Journal Of Finance*, Vol. 19, p. 240–283
- Brunner, K., 1961, “A schema for the supply theory of money”, *International Economic Review*.
- Hafer, R.W. et Hein, S., 1984, “Predicting The Money Multiplier : Forecasts From Component And Aggregate Models ”, *Journal Of Monetary Economics*, Vol. 14, No. 3, p. 375–384.

- Hafer, R.W., Hein, S., et Kool, C., 1985), “Comparing Multi-State Kalman filter and arima forecasts: An application to the money multiplier”, *The federal reserve Bank Of St. Louis Working Paper*, N° 1985(001A)
- Johannes, J.M., et Rasche, R., 1979, “Predicting The Money Multiplier”, *Journal Of Monetary Economics*, Vol. 5, p. 301–325.
- Moosa, I.A., and Kim, J., 2004, “Direct And Indirect Forecasting Of The Money Multiplier And Velocity Of Circulation In The United Kingdom”, *International Economic Journal*, Vol. 18, No. 1, p. 103–118.
- Munyankindi, P., Ananias, G., and Adha, A., 2008, “The Stability Of Money Multiplier And Monetary Control In Rwanda”, *National Bank Of Rwanda Economic Review*, N° 003.
- Sahinbeyoglu, G., 1995, “The Stability Of Money Multiplier : A Test For Cointegration”, *Central Bank Of The Republic Of Turkey Discussion Paper*, N°9603.
- Virmani, V., 2007, “A Re-Look At The Long-Run Stability Of The Money Multiplier In India”, *Indian Journal Of Economics*, Vol. 87, p. 347.
- Url : <https://www.imf.org/fr/News/Articles/2015/09/14/01/49/Pr10274>

ANNEXES

A1. Description des variables et sources de données

TABLEAU 18
SOURCE DES DONNÉES POUR ESTIMATION

Variables	Source des données
PIB	Banque mondiale, World Development Indicators, 2019.
<i>Les données sur le PIB (Produit intérieur brut) se rapportent au revenu per capita de la population congolaise. Nous nous sommes ensuite servis du taux de croissance économique renseignant sur la dynamique de l'activité de cette série pour effectuer nos estimations</i>	
Prix	Banque centrale du Congo, Rapports annuels, 2007-2018.
<i>Les données sur le Prix se rapportent au taux d'inflation renseignant sur la dynamique du coût de la vie pour effectuer nos estimations</i>	
Population	Banque mondiale, World Development Indicators, 2019.
<i>Les données sur la Population se rapportent à l'évolution de la population totale. Nous nous sommes ensuite servis de son taux de croissance issu de nos calculs pour capter la dynamique de la démographie en R.D. Congo.</i>	
Taux directeur	Banque centrale du Congo, Rapports annuels, 2007-2018 Banque centrale du Congo, Rapports sur la politique monétaire, 2015-2017.
<i>Il s'agit là du taux d'intérêt nominal appliqué par la Banque centrale du Congo comme instrument principal dans la mise en œuvre de la politique monétaire.</i>	
Terme de l'échange	Fonds monétaire International
<i>C'est le rapport entre l'Indice de prix à l'exportation et l'indice des prix à l'importation. Cet indicateur permet de capter la valeur relative des biens et services au niveau local et international.</i>	
BC-PIB	Fonds monétaire International
<i>C'est le Ratio entre la balance commerciale (BC) et le Produit Intérieur Brut (PIB). Cette variable renseigne sur le degré d'ouverture ou couverture extérieure au commerce. En d'autres termes, cet indicateur permet de capter le poids du commerce extérieur sur l'activité économique en R.D. Congo.</i>	
Réserves de change	Banque centrale du Congo, Rapports annuels, 2007-2018 Banque centrale du Congo, Rapports sur la politique monétaire, 2015-2017.

Ce sont des avoirs en devises étrangères et en or/détenues par une banque centrale. Elles prennent généralement la forme de bons et obligations du Trésor d'États étrangers, ce qui permet à ces réserves de rapporter un intérêt. Elles sont utilisées par les autorités monétaires pour réguler les taux de change.

Multiplicateur monétaire	Banque centrale du Congo, Rapports annuels, 2007-2018 Banque centrale du Congo, Rapports sur la politique monétaire, 2015-2017.
<i>Suivant la Banque Natixis, Le multiplicateur monétaire (de crédit) est la théorie qui explique quel montant de crédit (de masse monétaire) peut être distribué par les banques à partir de la base monétaire créée par la Banque Centrale. Il est donc le rapport entre la masse monétaire (pour notre cas nous l'avons pris au sens strict, soit M2) et la base monétaire</i>	
Base monétaire	Banque centrale du Congo, Rapports annuels, 2007-2018 Banque centrale du Congo, Rapports sur la politique monétaire, 2015-2017.
<i>La base monétaire, ou « monnaie de banque centrale », désigne la monnaie qui a été créée directement par la banque centrale. Elle se compose : (i) des billets et pièces en circulation qui représentent environ 15 % de la masse monétaire M1 ; (ii) des avoirs monétaires détenus par les titulaires de comptes auprès de la banque centrale, c'est-à-dire principalement les banques commerciales.</i>	
Masse monétaire	Banque centrale du Congo, Rapports annuels, 2007-2018 Banque centrale du Congo, Rapports sur la politique monétaire, 2015-2017.
<i>La masse monétaire est une mesure de la quantité de monnaie dans un pays ou une zone économique. Il s'agit de l'ensemble des valeurs susceptibles d'être converties en liquidités, ainsi que l'agrégat de la monnaie fiduciaire (billets & pièces), des dépôts bancaires et des titres de créances négociables, tous susceptibles d'être immédiatement utilisables comme moyen de paiement.</i>	
Cours du pétrole	Marché : West Texas Intermediate (en USD)
<i>Le cours du pétrole est l'évolution du prix du pétrole, qui est à la base du marché pétrolier. Il est constitué d'un ensemble de prix déterminés par les opérateurs du marché pétrolier, concernant principalement sa valeur propre, mais aussi sa valeur spéculée à différents termes.</i>	
Compte courant	Fonds monétaire International
<i>Le compte courant correspondent à aux opérations financières de l'état avec les autres opérateurs tant nationaux qu'étranger. Ce compte se solde par la trésorerie publique. Nous les prenons en pourcentage du PIB.</i>	
Dépenses publiques	Banque mondiale, World Development Indicators, 2019.
<i>Ce sont l'ensemble des dépenses réalisées par les administrations publiques. Leur financement est assuré par les recettes publiques (impôts, taxes, et cotisations sociales) et par l'excédent public. Nous le prenons en pourcentage du PIB.</i>	
Dettes publiques	Banque mondiale, World Development Indicators, 2019.
<i>La dette publique est, dans le domaine des finances publiques, l'ensemble des engagements financiers pris sous formes d'emprunts par un État, ses collectivités publiques et ses organismes qui en dépendent directement (certaines entreprises publiques, les organismes de sécurité sociale, etc.). Nous le prenons en pourcentage du PIB.</i>	

TABLEAU 19

IDENTIFICATION DES PÉRIODES D'EXERCICE DE FONCTION DE GOUVERNEUR DE LA BCC EN R.D. CONGO DE 1990 À 2019

N°	Période	Gouverneur
07	1991-1993	Jean Nyembo Shabani
08	1993-1994	Joseph Buhendwa bwa Mushasa
09	1994	Godefroid Ndiang Kabul
10	1994-1997	Djambleka Lona Okitongono
11	1997-2013	Jean-Claude Masangu Mulongo
12	2013 à ces jours	Déogratias Mutumbo Mwana Nyembo

TABLEAU 18

BASE DES DONNÉES POUR ESTIMATION

ANNEE	DOILP	GPIB	INFL	TDIR	GRES	MM	BM	Multiplicateur
1990	0,05	0	233	-188	-137,32	1023829	556911	2
1991	-0,02	1463	3645	3590	-21,69	967671	574028	2
1992	0,00	-18	2990	-2935	-2,27	976364	461501	2
1993	-0,02	56	4652	-4557	-314,06	25277803	17879459	1
1994	0,01	111	9797	-9652	0,00	300262159	2717650	110
1995	0,26	-96	370	-245	0,00	33984150	16443570	2
1996	0,03	87	693	-456	0,00	215753130	82704140	3
1997	-0,77	-98	14	-1	0,00	327756800	152170580	2
1998	-0,04	884	135	112	-0,16	845042571	514520041	2
1999	0,08	259	484	364	-0,05	3915273633	2944499065	1
2000	0,01	6	511	-391	-0,09	23558063993	15962788910	1
2001	-0,03	-74	135	5	-0,09	77143732000	31417133000	2
2002	0,04	-88	16	8	-0,22	98832881000	49757474000	2
2003	0,01	-72	4	4	-0,20	130118714000	63148445000	2
2004	0,03	105	9	5	-0,13	222226541000	101467260000	2
2005	0,03	139	22	8	-0,10	277111477000	119934977000	2
2006	0,01	-15	18	3	-0,07	436922182000	182232993000	2
2007	0,04	-46	10	13	-0,03	658833855000	233253111000	3
2008	0,85	179	28	12	-0,03	1044316953000	304568000000	3
2009	0,05	93	53	14	0,00	1543536000000	381486000000	3
2010	0,02	-82	10	22	-0,05	2009609000000	489377000000	3
2011	0,01	57	15	20	-0,03	2443614000000	615345000000	3
2012	-0,01	-82	3	4	-0,05	2952900000000	595164000000	5
2013	0,01	-60	1	2	-0,04	3493216000000	692945000000	4
2014	-0,04	-7	1	2	-0,04	3965647000000	742508000000	4
2015	-0,03	-216	-1	2	-0,03	4354749000000	781867000000	3
2016	0,03	-476	4	7		5337800000	1619900000	3
2017	0,01	890	43	20		7609900000	1984100000	4
2018	-0,01	-30	30	14		9846600000	2519000000	4
2019	0,02	-87	4	11				

A2. Historiques des variables macroéconomiques

FIGURE 5
DYNAMIQUE DES VARIABLES MONETAIRE

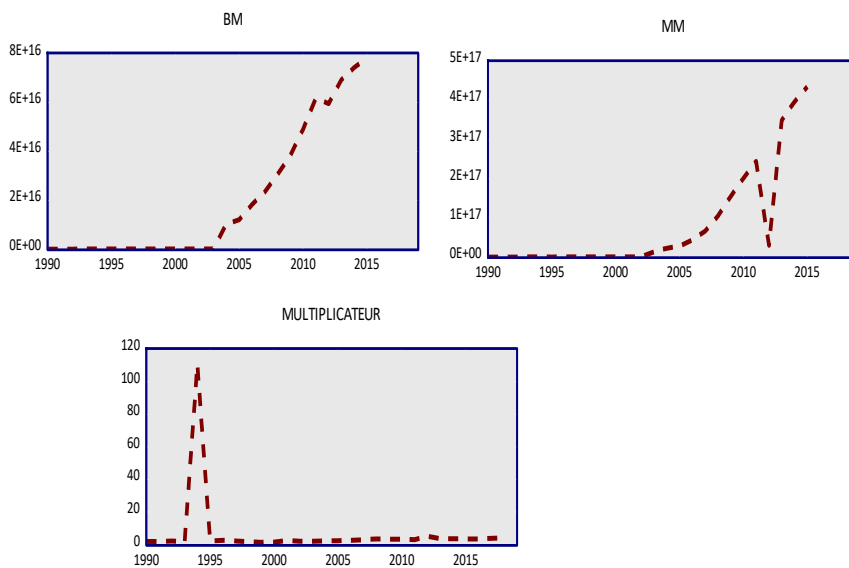
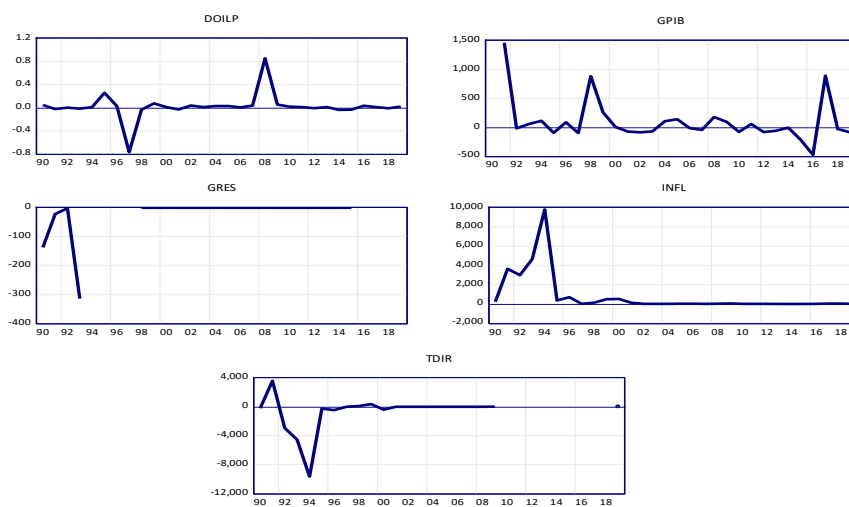


FIGURE 6
DYNAMIQUE DES VARIABLES DU MODELE B-SVAR



A3. Analyse des chocs

FIGURE 7

CHOC D'OFFRE (CHOC TOUCHANT LE PRIX DU PETROLE)

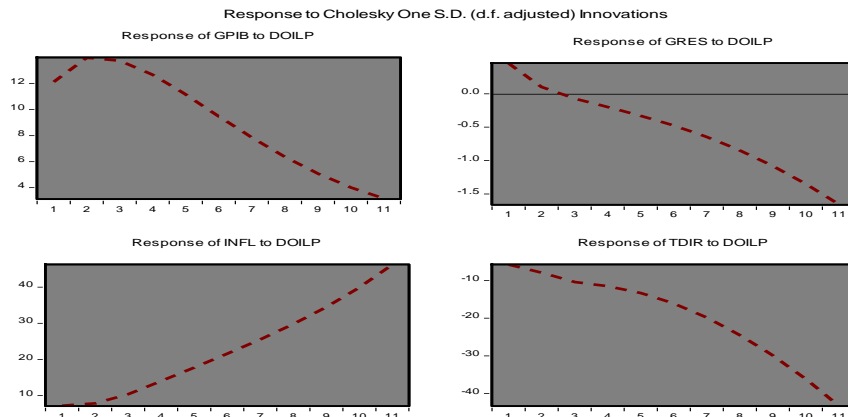
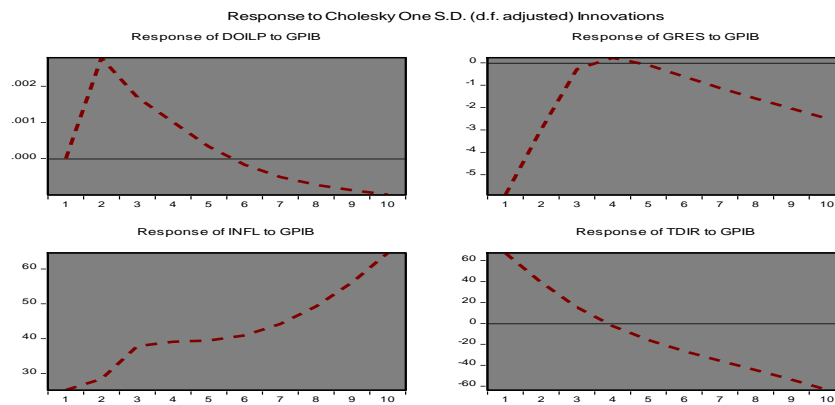


FIGURE 8

CHOC DE DEMANDE (CHOC TOUCHANT LE PIB PER CAPITA)



A.4. Décomposition de la variance et Décomposition historique des variables d'intérêt

FIGURE 9

DECOMPOSITION DE LA VARIANCE DES VARIABLES D'INTERET

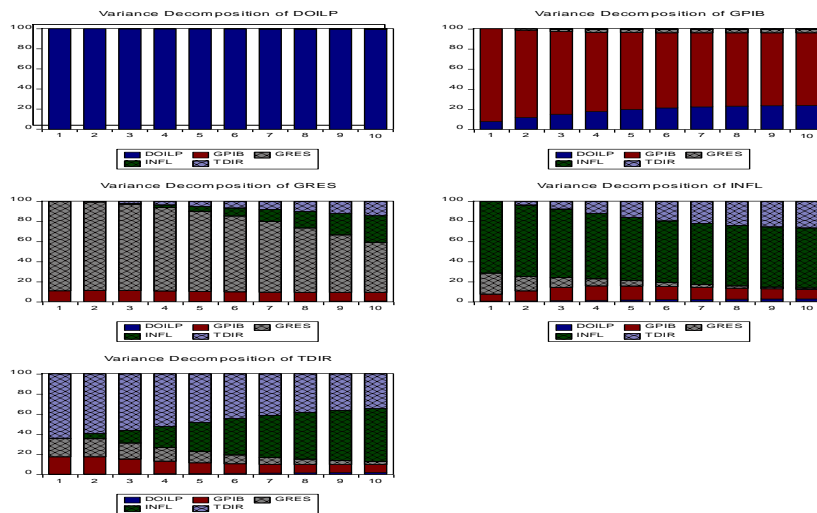


FIGURE 10

DECOMPOSITION HISTORIQUES DES VARIABLES D'INTERET

