



Munich Personal RePEc Archive

# **The sensitivity of the congolese economy to monetary and budgetary shocks: a standard var model approach**

ASIANI, Freddy

collège d'économistes pour le recyclage avec 3 outils (CER3)

20 June 2020

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/101255/>  
MPRA Paper No. 101255, posted 21 Jun 2020 07:58 UTC

# La sensibilité de l'économie congolaise face aux chocs monétaire et budgétaire : une approche en modèle var standard<sup>1</sup>

Freddy ASIANI MUBIALA<sup>2</sup>

Juin 2020

## Résumé

Dans ce papier, il sera question d'analyser la sensibilité de l'activité économique aux chocs monétaires et budgétaires en République Démocratique du Congo, en se basant sur une méthode d'extraction des cycles de l'activité réelle, de l'inflation, des variables monétaires et budgétaires, une causalité de Granger et une méthodologie vectorielle autorégressive (VAR) standard. En termes d'analyse des politiques macroéconomique en République Démocratique du Congo, compte tenu des objectifs et moyens définis pour chaque politique, les résultats obtenus montrent que la politique monétaire a du mal à remplir ses objectifs de stabilité des prix, tandis que la politique budgétaire a été déficitaire. Il ressort de l'analyse des réponses impulsionnelles et de la décomposition de la variance de l'erreur que les délais de transmission des chocs entre les variables sont très courts et que l'activité économique est peu élastique aux fluctuations des variables monétaires et budgétaires. Elle révèle également que la politique monétaire réagit aux chocs affectant la politique budgétaire. Les résultats de l'analyse de la causalité de Granger révèlent existence d'un effet feedback entre le taux d'accroissement des dépenses publiques et le taux d'accroissement de la masse monétaire d'où il y'a une relation entre la politique monétaire et la politique budgétaire.

**Mot clés :** économie congolaise, modèle var standard, Politique monétaire, Politique budgétaire, Croissance économique, Causalité, réponses impulsionnelles.

**Classification Jel :** EO1, E22, E23, E62.

**Abstract** (Title : The sensitivity of the congolese economy to monetary and budgetary shocks : a standard var model approach)

---

<sup>1</sup>Nous remercions l'Assistant Jonas KIBALA, chercheur au CER3 (collège d'Economistes pour le Recyclage avec outils) ET au CERQ (Centre de Recherches Economiques et Quantitatives) pour ses critiques constructives sans lesquelles les pages qui suivent ne seraient que creuses. Et Andy LUBOYA pour avoir consacré son temps à la lecture de ce travail, Etudiant en deuxième licence. Cependant, les propos avancés dans ce papier n'engagent que son auteur.

<sup>2</sup> Correspondance : Université de Kinshasa alias UNIKIN. Tél : +243820249705 ; E-mail : [freddyasiani1@gmail.com](mailto:freddyasiani1@gmail.com). Au moment où cet article est rédigé, l'auteur est un étudiant en deuxième licence économie mathématique à l'université de Kinshasa, RDC, chercheur au CER3 (collège d'Economistes pour le Recyclage avec 3 outils).

In this paper, we will analyze the sensitivity of economic activity to monetary and budgetary shocks in the Democratic Republic of the Congo, based on a method of extracting the cycles of real activity, inflation, monetary and budgetary variables, a granger causality and an autoregressive vector methodology (var). In terms of analysis of macroeconomic policies in the Democratic Republic of Congo, taking into account the objectives and means defined for each policy, the results obtained show that monetary policy has difficulty in achieving its objectives of price stability, while budgetary policy was in deficit. It appears from the analysis of the impulse responses and the decomposition of the variance of the error that the time periods for transmission of shocks between the variables are very short and that economic activity is not very elastic to fluctuations in monetary and budgetary variables. It also reveals that monetary policy reacts to shocks affecting fiscal policy. The results of the granger causality analysis reveal the existence of a feedback effect between the rate of increase in public expenditure and the rate of increase in the money supply, hence there is a relationship between monetary policy and fiscal policy.

**Keywords :** Congolese economy, standard var model, monetary policy, fiscal policy, economic growth, causality, impulse response

**Jel classification :** E01, E22, E23, E62

## Introduction

Depuis une certaine décennie la politique budgétaire et monétaire jouent un rôle déterminant dans le fonctionnement de l'économie. Sur ceux, ils contrôlent la demande globale, Une demande globale trop élevée crée de l'inflation ; une demande trop faible entraîne une récession. Ainsi une croissance économique forte et stable exige un contrôle efficace de la demande globale. La politique monétaire et la politique budgétaire se révèlent être deux outils de la politique économique qui ont fait l'objet de plusieurs controverses.

La question de leur interaction et de leur influence sur l'activité économique et l'inflation se posent avec acuité. Chacune des deux politiques est susceptible d'accroître ou de ralentir la demande globale [NDIAYE C.T. (2016)].

Pour les keynésiens, l'économie est fondamentalement instable. Selon eux, l'économie enregistre fréquemment des chocs d'offre ou de la demande. A moins que les responsables politiques n'utilisent la politique budgétaire et la politique monétaire pour stabiliser l'économie, ces chocs induisent d'inutiles et inefficaces fluctuations de la production, de l'emploi et de l'inflation. Selon l'expression populaire, la politique macroéconomique devrait aller contre le vent, stimulant l'économie lorsqu'elle est déprimée et ralentissant lorsqu'elle menace la surchauffe.

La politique monétaire et la politique budgétaire sont perçues comme étant appropriées pour atténuer les menaces inflationnistes qui sévissent dans toutes les économies. En effet, la politique monétaire et la politique budgétaire exercent une influence importante sur l'activité économique en ce sens que l'un des objectifs primordiaux d'une Banque centrale et du gouvernement consiste à la stabilité des prix et l'augmentation de sa production globale. Ce qui nous fait dire que la politique monétaire et la politique budgétaire ont une incidence notable tant sur le niveau des prix que sur la croissance économique.

Eu égard de ce qui précède, la préoccupation majeure qui constitue notre fil conducteur tout au long de ce travail est celle de savoir si depuis 1994 jusqu'à 2018 si, une politique monétaire et une politique budgétaire en République Démocratique du Congo ont une incidence notable sur l'économie congolaise? Comme réponse anticipée à cette question de recherche, l'hypothèse formulée est la suivante : « la politique monétaire et la politique budgétaire ont eu des effets sur la croissance économique tant sur le niveau des prix ».

Pour atteindre notre objectif, nous avons recouru à un modèle VAR Standard afin d'analyser les effets réciproques entre les variables retenues, à savoir le taux d'accroissement des dépenses publiques, le taux d'accroissement de la masse

monétaire, le taux d'inflation et le taux de croissance économique, Les séries sont en données<sup>3</sup> annuelles et couvrent la période 1994 – 2018 .

Signalons, que la méthodologie des modèles VAR introduite par **SIMS** (1980) s'avère plus adaptée et efficace à l'étude de la transmission des chocs. De plus, la famille des modèles VAR constitue un des outils les plus utilisés à l'heure actuelle pour l'analyse des effets de la politique monétaire et de ses canaux de transmission [NDIAYE C.T. (2016)].

Cela étant, le reste du papier est structuré de la manière suivante : sur une brève revue de la littérature et une analyse brève de la situation macroéconomique, ensuite sur l'analyse de la politique monétaire et de la politique budgétaire en République Démocratique du Congo, des relations de causalité à la Granger et enfin sur les analyses de la transmission des chocs à travers une approche VAR standards.

## 1. Revue de la littérature

### a) Aspect théorique

Pour les keynésiens, l'économie est fondamentalement instable. Selon eux, l'économie enregistre fréquemment des chocs d'offre ou de la demande. Au moins que les responsables politiques n'utilisent la politique budgétaire et la politique monétaire pour stabiliser l'économie, ces chocs induisent d'inutiles et inefficaces fluctuations de la production, de l'emploi et de l'inflation. Selon l'expression populaire, la politique Macroéconomique devrait aller contre le vent, stimulant l'économie lorsqu'elle est déprimée et ralentissant lorsque menace la surchauffe<sup>4</sup>.

Cela Etant, ces deux politiques appartient au politique économique d'où nous définissons la politique économique comme : « ensemble des décisions prises par les pouvoirs publics dans le but d'agir sur les variables économiques »<sup>5</sup>.les objectifs de la politique économique sont souvent présentés à partir du *carré magique de Nicholas KALDOR (1908-1986)* qui comprend la recherche d'une **croissance économique** soutenue permettant de se rapprocher du **plein-emploi** et compatible avec une **inflation** faible et un équilibre des comptes extérieurs.

Soutenir **l'emploi** par une **politique budgétaire** approprié, relancer **l'inflation** en élevant la qualité de **monnaie** ou modifier le cadre juridique du marché du travail.

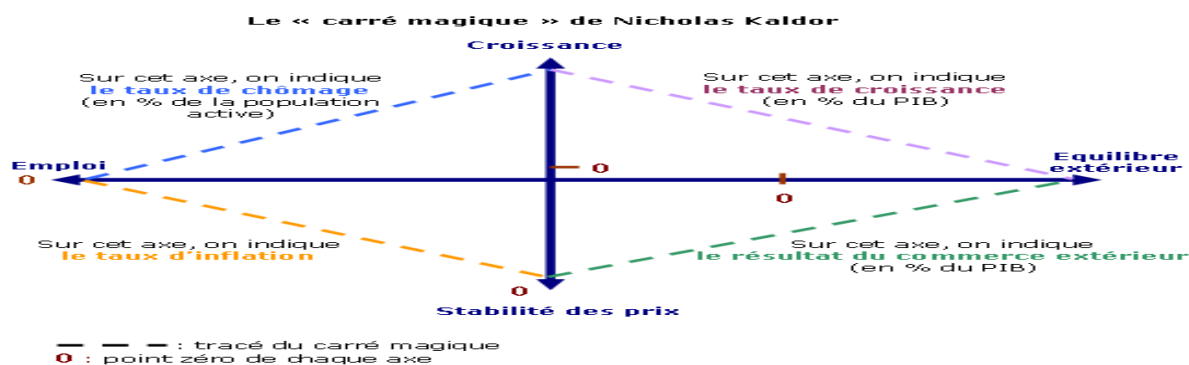
---

<sup>3</sup> Les données dont nous disposons sont principalement tirées des rapports annuels de la BCC et Perspective du monde.

<sup>4</sup>Tungila KAMA, Fluctuation et croissance économique, Université de Kinshasa, 2014, P.82.

<sup>5</sup> Alain BEITONE, Antoine CAWORLA et Estelle HEMDANE, Paris, Dictionnaire de science économique, 2019, P.469.

Illustration :



Ainsi, spécifions que la politique monétaire est avant tout une politique de moyen ou long terme (mais n'est pas une politique structurelle), dont les moyens d'action ne se conçoivent que sur la durée et dont les objectifs seront naturellement sur longue période. Pour ce, L'indépendance des banques centrales vis-à-vis du pouvoir politique a permis de prendre davantage en compte les impacts sur moyen et long terme, et permettent de se rapprocher du niveau de croissance maximal. Mais cette d'indépendance a aussi accru les risques de discordances, voie de cacophonie, avec les hommes politiques aux logiques et aux horizons temporels très différents. La combinaison de la politique monétaire et de la politique budgétaire est de plus grande efficacité. Une politique budgétaire laxiste entrainera une hausse des prix et obligera la banque centrale à mener une politique monétaire plus restrictive.

## b) Aspect empirique

Au cours de cette décennie des nombreuses études s'inspirant de la modélisation var pour justifier le bien fondé, de l'interdépendance et les mécanismes d'études de transmission des chocs de politique monétaire et de politique budgétaire ont vu le jour. Nous ne faisons mention que de quelques travaux réalisés par des nombreux auteurs ayant un lien directe et explicite avec notre analyse en vue d'en ressortir l'originalité de notre étude.

**NDIAYE** docteur au laboratoire d'économie d'orleans (LEO) en 2016 a analysé la sensibilité de l'activité économique au Sénégal aux chocs var structurel des politiques monétaire et budgétaire en se référant sur une approche économétrique de la méthodologie var structurel (SVAR)<sup>6</sup>. Les résultats des estimations qui y ressort, montrent que la politique monétaire remplit bien son objectif de stabiliser des prix et reste neutre vis-à-vis de l'activité économique au Sénégal avec un court délai des transmissions des chocs. Elle révèle également que la politique monétaire réagit aux chocs affectant la politique budgétaire au Sénégal et Les résultats de l'analyse de la

<sup>6</sup> Une méthode pertinente car elle permet d'isoler la réponse des principales variables macroéconomiques à des chocs structurels et à des innovations de politique économique, et d'analyser la transmission de ces chocs dans le temps.

causalité de Granger révèlent le caractère exogène de la politique monétaire et de la politique budgétaire.

Quant à L'étude d'**ANSARI** (1996) appliquée en Inde, utilisant également une approche générale du modèle VAR, soutient la thèse keynésienne de l'importance de la politique budgétaire par rapport à la politique monétaire.

**BLOT Christophe et HUBERT Paul** (2018) ont évalué la contribution de la politique monétaire à l'activité économique dans la zone Euro<sup>7</sup>, aux Etats-Unis et au Royaume-Uni de 1990 à 2018. Leur analyse indique que la politique monétaire a un effet significatif sur le PIB dans ces six pays, avec des délais de transmission assez longs. Ce qui revient à dire que la monnaie n'y est pas neutre, car impactant le secteur réel dans ces six économies.

Au continent Africain, peu d'études empiriques ont été consacrées à l'évaluation des politiques macroéconomiques du fait des problèmes liés au manque de données. Ainsi, il ressort de l'étude de **Patrick GUILLAUMONT et al.** (1999) que les politiques macroéconomiques en Afrique demeurent inefficaces du fait de la stagnation du produit par tête. Ces politiques devraient être réformées pour qu'elle puisse accroître le niveau de l'investissement, qui paraît être le facteur limitatif le plus important d'une accélération de la croissance en Afrique<sup>8</sup>.

Par contre, notre réflexion se porte sur le comportement des autorités monétaire et budgétaire en République Démocratique du Congo, On se propose, une étude de l'efficacité des interventions de politique monétaire et budgétaire compte tenu de leurs réalités en République Démocratique du Congo : conduite centralisée de la politique monétaire par la Banque Centrale du Congo (BCC) et conduite décentralisée de la politique budgétaire par le Gouvernement congolaise (gouvernement centrale). La gestion de chaque politique est notée à travers une analyse des cycles de quelques variables reflétant la réalisation des tâches qui lui sont confiées dans l'union : stabilité des prix et croissance de l'activité économique dans la mesure où le second objectif n'empêche pas à la réalisation du premier. Du côté de la politique monétaire, et la croissance de l'activité économique appuyer avec le respect des critères de convergence, en termes de la politique budgétaire.

Sur ce, l'étude portera sur l'analyse de l'ordre temporel et les capacités de prévisions des variables à travers la méthode fondée sur les relations de causalités de Granger. Enfin, l'étude est orientée vers la transmission des chocs dans l'union. On adopte pour cela une approche standard de type VAR, largement employée dans la littérature pour ce type d'exercice. On s'intéresse à la transmission des chocs de 4 types: un choc d'offre, un choc de demande, un choc de politique monétaire et respectivement un choc de politique budgétaire. La prise en compte des indicateurs de politique

---

<sup>7</sup> Allemagne, France, Italie et Espagne principalement.

<sup>8</sup> Patrick Guillaumont et al. « Politique économique et perspectives de croissance dans les économies émergentes d'Afrique », Revue économique – vol. 50, N°3, mai 1999, p. 521.

monétaire et budgétaire dans la même modélisation VAR permet d'analyser le comportement entre les différentes autorités chargées de la gestion macroéconomique notamment la banque centrale du Congo et le gouvernement.

## 2. Méthodologie empirique, sources et traitement des données

Un var est un système dynamique dans lequel chaque variable est régressé sur ses propres valeurs et sur les valeurs présents des autres variables de manière générale un processus var est décrit par :

$$Y_t = A_0 + A_1(L)Y_t + \varepsilon_t \quad \text{Avec } \varepsilon_t \sim \text{idd}(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad [1]$$

Avec  $Y_t$  un vecteur de variables endogènes,  $A_0$  un vecteur constant,  $\varepsilon_t$  un vecteur de résidus identiquement et indépendamment distribués et  $L$  l'opérateur de retard.

Partant de l'équation (1), il est possible de spécifier notre var sous forme réduite telle que :

$$Y_t = \Pi^{-1}(L)A_0 + \Pi^{-1}(L)\varepsilon_t \quad \text{Avec } \Pi = I - A_1(L) \quad [2]$$

Où  $\Pi$  : Matrice des compagnons et  $I$  : Matrice unitaire. L'équation [4] donne en même temps la représentation moyenne mobile du VAR. C'est ce passage de la forme primitive à la forme réduite qui permet de dégager les fonctions de réponse impulsionnelles (FRI)<sup>9</sup>, lesquelles donneront la possibilité d'analyser les effets réciproques entre les variables. Il est à noter que l'inverse de la matrice  $\Pi$  n'existe que si les conditions de stationnarité du VAR sont remplies, lesquelles stipulent que les racines qui annulent le polynôme caractéristique associé au VAR doivent se situer à l'extérieur du cercle unité du plan complexe.<sup>10</sup> Si tel est le cas, alors il sera possible de procéder à l'estimation des paramètres du modèle VAR.

### 2.1. Spécification du modèle et description des variables

Dans ce papier, nous allons examiner la sensibilité de l'économie congolaise face aux chocs de la politique monétaire et de la politique budgétaire en République Démocratique du Congo (RDC) de 1994 à 2018. Pour analyser l'impact de la politique monétaire en RDC sur l'activité économique et sur la stabilité des prix, nous avons retenu trois variables endogènes :

- Taux d'accroissement des dépenses publiques (TG);
- Le taux d'inflation calculé à partir des indices des prix à la consommation (TINF) ;
- Le taux d'accroissement du niveau de la masse monétaire M2 (TMM);

<sup>9</sup> En Anglais, IRF : impulse response Functions.

<sup>10</sup> R. Bourbonnais, économétrie, éd. 9, P.277.



- Le taux de croissance économique saisi comme la différentielle du logarithme du PIB (G).

Soit  $Y_t = f(TG_t, TINF_t, TMM_t, G_t)$  [3] le vecteur de dimension  $(4 \times 1)$ , composé des variables stationnaires.

Dans le but d'effectuer nos analyses notre modèle devient :

$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + A_3 Y_{t-3} + A_4 Y_{t-4} + A_p Y_{t-p} + V_t$  Avec P de décalages (notées var(p)). [4]

$$D'où : y_t = \begin{bmatrix} TG_t \\ TINF_t \\ TMM_t \\ G_t \end{bmatrix}; A_i \neq 0 = \begin{bmatrix} a_{1i}^1 & a_{1i}^2 & a_{1i}^3 & a_{1i}^4 \\ a_{2i}^1 & a_{2i}^2 & a_{2i}^3 & a_{2i}^4 \\ a_{3i}^1 & a_{3i}^2 & a_{3i}^3 & a_{3i}^4 \\ a_{4i}^1 & a_{4i}^2 & a_{4i}^3 & a_{4i}^4 \end{bmatrix}; A_0 = \begin{bmatrix} a_1^0 \\ a_2^0 \\ a_3^0 \\ a_4^0 \end{bmatrix}; v_t = \begin{bmatrix} v1t \\ v2t \\ v3t \\ v4t \end{bmatrix}$$

On note :  $\Sigma_v = E(v_t v_t')$ , la matrice de dimension  $(4,4)$  des variances covariances des erreurs. Cette matrice est bien inconnue.

Cette représentation peut s'écrire à l'aide de l'opérateur de retard :

$$(I - A_1 D - A_2 D^2 - A_3 D^3 - A_4 D^4) Y_t = A_0 + V_t \text{ Ou encore } A(D) Y_t = A_0 + v_t \text{ [5]}$$

### Condition de stationnarité<sup>11</sup>

Un modèle VAR est stationnaire, s'il satisfait les trois conditions classiques :

- $E(Y_t) = \mu \forall t$  ;
- $\text{Var}(Y_t) < \infty$  ;
- $\text{Cov}(y_t; y_{t+k}) = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] = \Gamma_k \forall t$

On démontre<sup>12</sup> qu'un processus var (p) est stationnaire si le polynôme défini à partir du déterminant :  $\text{Dét}(I - A_1 Z - A_2 Z^2 - \dots - A_p Z^p) = 0$  à ses racines à l'extérieur du cercle unité du plan complexe.

## 2.2. Estimation d'un VAR

Dans le cas d'un processus VAR, chacune des équations peut être estimée par les MCO, indépendamment les unes des autres (ou par une méthode de maximum de vraisemblance).

Le modèle VAR (p) estimé :

$$Y_t = \widehat{A}_0 + \widehat{A}_1 Y_{t-1} + \widehat{A}_2 Y_{t-2} + \widehat{A}_3 Y_{t-3} + \widehat{A}_4 Y_{t-4} + \widehat{A}_p Y_{t-p} + e \text{ [6]}$$

<sup>11</sup> Dito

<sup>12</sup> Cf. Hamilton J.D., page 259, 1994.

$e$  étant le vecteur de dimension  $(4,1)$  des résidus d'estimation :  $e_{1t} e_{2t} e_{3t} e_{4t}$ . Et on note :  $\Sigma e$  a matrice des variances covariances estimées des résidus du modèle.

Les coefficients du processus VAR ne peuvent être estimés qu'à partir de séries stationnaires. Ainsi, après étude des caractéristiques des chroniques, soit les séries sont stationnalisées par différence, préalablement à l'estimation des paramètres dans le cas d'une tendance stochastique, soit il est possible d'ajouter une composante tendance à la spécification VAR, dans le cas d'une tendance déterministe<sup>13</sup>.

De même, nous pouvons ajouter à la spécification VAR des variables binaires afin de corriger un mouvement saisonnier ou une période anormale.

### **3. Analyse de la politique monétaire en république démocratique du Congo**

L'analyse de la politique monétaire en République Démocratique du Congo est testée en comparant le taux d'accroissements de la masse monétaire, du taux l'inflation et du taux de croissance économique pour déduire en termes d'atteinte des objectifs de stabilité de l'inflation et de croissance économique. Le graphique de la figure 1 synthétise les résultats de notre analyse.

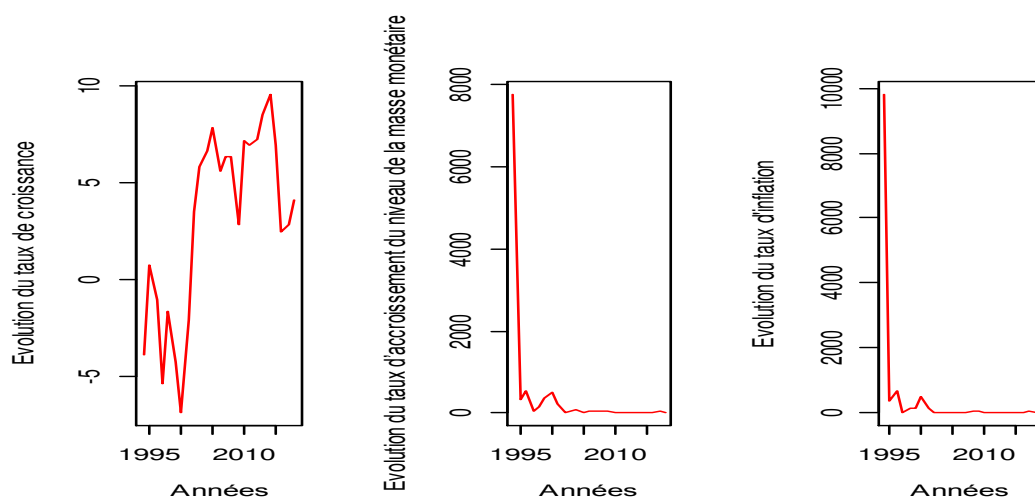
L'objectif primordial de la banque centrale du Congo en sigle BCC est la stabilité des prix en République Démocratique du Congo, en maîtrisant l'inflation. Le taux d'inflation annuelle dans la figure 1 représente la preuve que cet objectif de stabilité des prix a été rempli avec succès de 1994 à 2018 en maîtrisant peu à peu l'inflation. La politique monétaire est marquée par la prédominance des périodes Inflationnistes durant la période 1995 – 1996 et 1999-2000. Elle a enregistré le plus haut niveau en 1994 de plus de 30 %.

En termes de croissance de l'activité réelle, vue comme un objectif secondaire de la politique monétaire, la banque centrale du Congo semble ne pas jouer un rôle déterminant avec ( $Corr. = - 0,36$ ). La politique monétaire est contra-cyclique de 1995 à 2002, période à laquelle elle est favorable à l'évolution de la croissance économique en augmentant la masse monétaire en période de récession. On remarque, sur la figure 1, qu'au-delà de cette période, une faible corrélation des cycles de la masse monétaire et du PIB, preuve d'un comportement acyclique de la banque centrale. Durant les périodes où l'activité économique est en période de Croissance ou de récession, Ainsi la banque centrale ne rempli pas son rôle, ce qui n'encourage pas la reprise de l'économie ou la Stabilisation de l'activité. Ce résultat est celui obtenu par les études.

---

<sup>13</sup> R. bourbonnais, économétrie, éd. 9, P.279

**Figure n°1 : Analyse de la politique monétaire en république démocratique du Congo**

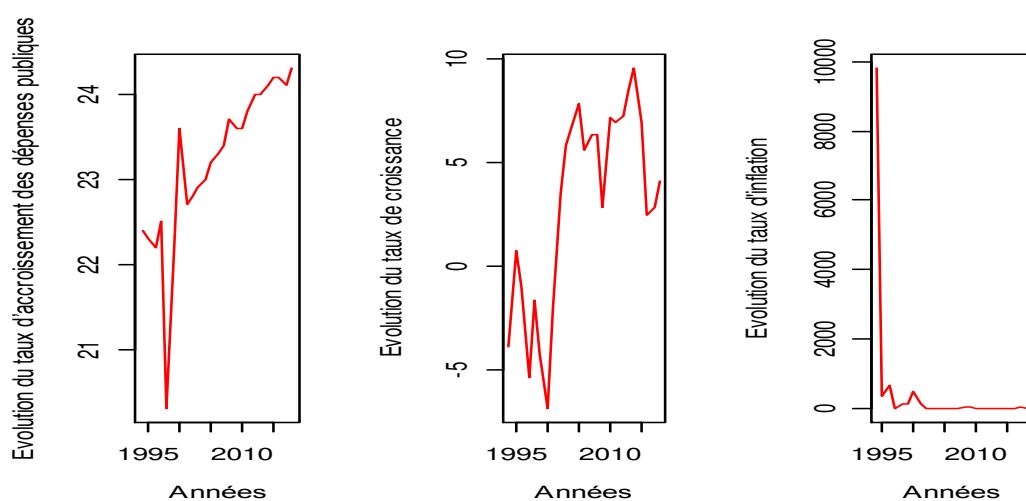


Source : propre à l'auteur élaboré à partir d'un logiciel Rstudio.

#### **4. Analyse de la politique budgétaire en république démocratique du Congo**

Avant l'indépendance, les finances publiques n'avaient que pour but d'assurer les activités régaliennes de L'Etat. Le volume des dépenses de l'Etat n'était alors pas considéré comme une variable susceptible d'influencer le niveau de l'activité économique en république démocratique du Congo. C'est qu'après l'indépendance qu'il est considéré parmi les principaux leviers de la politique de l'Etat consistant à l'influencer la conjoncture économique.

**Figure n°2 : Analyse de la politique budgétaire en république démocratique du Congo**



Source : propre à l'auteur élaboré a partir d'un logiciel Rstudio.

## 5. Analyse des effets des politiques monétaire et budgétaire sur l'activité économique

L'étude des chocs est une méthode puissante pour l'analyse de la dynamique entre les variables. En identifiant un modèle VAR (3), l'analyse impulsionnelle permet d'explicité clairement les influences des chocs d'une des variables sur les autres variables du système. Donc, il sera utile d'examiner les effets réels des chocs identifiés pour déceler d'éventuelles les effets de la politique économie sur l'économie congolaise. Les réponses aux impulsions demeure l'un des instruments le mieux indiqué pour expliquer les sources d'impulsion. Elles reflètent la réaction dans le temps des variables aux chocs contemporains identifiés. Leur analyse fournit des informations sur les conséquences dans le temps des chocs. Il nous paraît alors intéressant d'analyser les fonctions de réponses impulsionnelles et la décomposition de la variance de l'erreur de prévision dans le but d'interpréter l'impact des chocs sur la dynamique des variables étudiées.

### - Analyse empirique et Interprétation des résultats

**Tableau n°01 : Résumé chiffré des séries temporelles des trois variables sous examen**

	TG	G	TMM	TINF
Moyenne	23.21600	3.016000	419.3216	482.3168
Médiane	23.40000	4.100000	48.20000	18.20000
Maximum	24.30000	9.500000	7743.140	9796.900
Minimum	20.30000	-6.900000	10.50000	0.850000
Ecart-Type	0.915915	4.792849	1533.565	1948.343
Skewness	-1.262365	-0.638103	4.619477	4.635502
Kurtosis	5.021848	2.144497	22.57979	22.67575

Source : propre à l'auteur élaboré a partir d'un logiciel evIEWS 9

Le modèle VAR ne s'appliquant qu'aux séries temporelles stationnaires, nous avons recouru au test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) afin d'étudier la stationnarité des variables retenues dans le cadre de cette étude, dans le souci d'éviter toute estimation fallacieuse. Les résultats du test sont repris dans le tableau ci-dessous :

**Tableau n° 2: Résultat du Test de la racine unitaire (ADF)**

Variables	Décision	Ordre
TG	Stationnaire en niveau	<b>I(0)</b>
TING	Stationnaire en niveau	<b>I(0)</b>
TMM	Stationnaire en niveau	<b>I(0)</b>
G	Différence première	<b>I(1)</b>

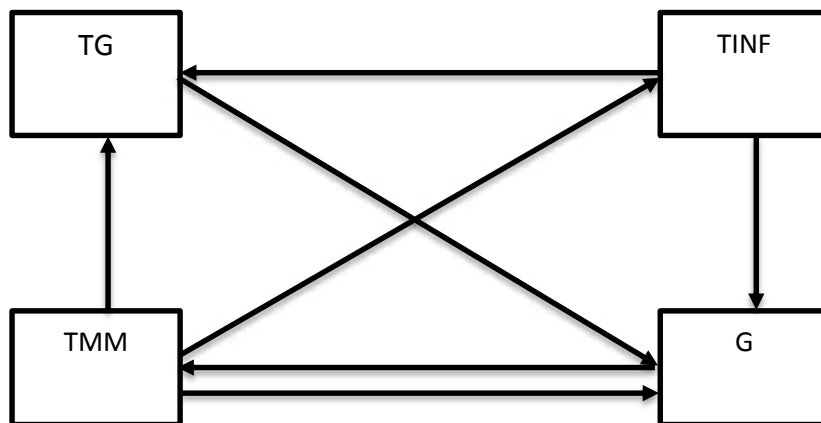
Source : propre à l'auteur élaboré à partir d'un logiciel stata 14.

Le test de ADF révèle que le taux d'accroissement des dépenses publiques (TG), le taux d'inflation calculé à partir des indices des prix à la consommation (TINF), le taux d'accroissement du niveau de la masse monétaire M2 (TMM) sont stationnaires à niveau sauf pour le taux de croissance économique qui est stationnaire du premier ordre.

Pour ce qui est de la causalité, le test de Granger nous donne les renseignements suivants :

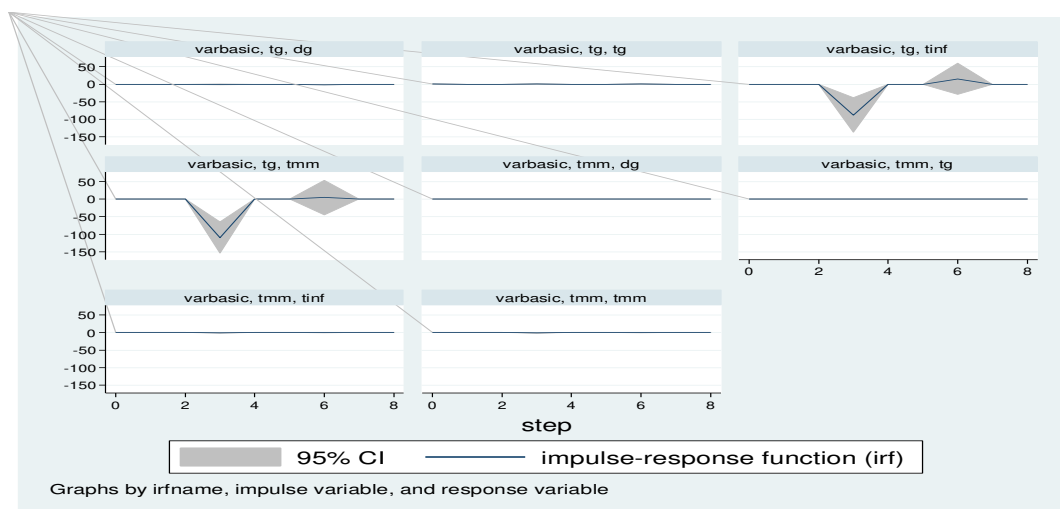
- Il existe un effet feedback entre le taux d'accroissement des dépenses publiques et le taux d'accroissement de la masse monétaire ;
- Il y a présence d'une causalité unidirectionnelle partant du taux d'accroissement des dépenses publiques vers le taux de croissance économique, du taux d'accroissement de la masse monétaire vers le taux d'inflation, au taux d'inflation vers le taux de croissance économique et du taux d'accroissement de la masse monétaire vers le taux d'accroissement des dépenses publiques.

Ces relations de causalité entre les variables peuvent être schématisées de la manière suivante :



Le choix du décalage optimal du VAR est retenu de façon à minimiser le critère d'information d'Akaike (AIC), le critère d'information de Schwarz (SC) et/ou le critère d'information de Hannan-Quinn (HQ). Il ressort du tableau n°04 donné en annexes que nous allons estimer un VAR (3). L'estimation des paramètres du VAR (3) retenu indique que le taux d'inflation et le taux de croissance économique dépendent des valeurs passées du taux d'accroissement de la masse monétaire et du taux d'accroissement des dépenses publiques. La lecture du tableau n°05 en annexes fournit d'amples détails à cet effet. Après estimation des paramètres, il se constate que notre VAR (3) satisfait aux conditions de stabilité. Toutes les modules étant à l'intérieur à 1, nous concluons que notre VAR est stable. Aussi, le test de Jarque-Berra fait montrer que les résidus de notre estimation sont normalement distribués et le test de Breusch-Godfrey révèle qu'il y a absence d'autocorrélation des résidus.

## a) Fonction de réponses



Source : propre à l'auteur élaboré à partir d'un logiciel stata 14.

De l'analyse des fonctions de réponse impulsionnelle et conformément à notre question de recherche, il ressort que :

- Un choc sur la politique monétaire en termes d'accroissement du niveau de la masse monétaire qui augmente légèrement les dépenses publiques en provoquant instabilités des prix à partir de la deuxième année à la troisième année. Les effets vont en s'amortissant à partir de la cinquième année où le taux d'inflation tend à converger vers son niveau d'équilibre de long terme ;
- Le taux de croissance économique n'est pas sensible aux chocs provenant d'une politique monétaire expansionniste et de la politique budgétaire, ainsi sa cadence avec la situation d'instabilité du pays durant les années observer.

## b) Décomposition de la variance de l'erreur de prévision

L'étude précédente, basée sur les fonctions de réponses impulsionnelles, peut être complétée par une analyse de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision. Le but est de calculer la contribution de chacune des innovations à la variance de l'erreur en pourcentage. Quand une innovation explique une part importante de la variance de l'erreur de prévision, nous en déduisons que l'économie étudiée est peu sensible aux chocs affectant cette série. Les résultats relatifs à l'étude de la décomposition de la variance sont reportés dans le tableau en annexe. Ils indiquent que :

- La variance de l'erreur des dépenses publiques, est due à 0,3 % à ses propres innovations positives, 0 % aux innovations de l'inflation, 0 % aux innovations de l'offre de monnaie, et à 0,1 % aux innovations négatives de produit intérieur brut. Elle montre que le niveau général des prix n'est pas sensible à court, moyen et long terme. L'offre de monnaie ne réagit pas à la variance de l'erreur de prévision et les dépenses publiques réagissent à la variance de l'erreur de

prévision de l'activité économique. La politique monétaire n'affecte pas l'activité économique par contre la politique budgétaire influence largement l'activité économique durant la période observée.

- La variance de l'erreur de prévision de l'inflation est due à 0,4 % à ses propres innovations négatives, 1 % aux innovations négatives de l'offre de monnaie, 19 % aux innovations négatives de l'activité économique et à 87 % à celles des dépenses. Un choc sur l'activité économique a donc plus d'impact sur l'inflation que l'impact d'un choc de l'inflation en a sur l'activité. A court, moyen et long terme, ce choc se répercute plus sur l'offre de monnaie.
- La variance de l'erreur de prévision du produit intérieur brut, est due à 0,2 % à ses propres innovations positives, 0 % aux innovations de l'inflation, 0 % aux innovations négatives de l'offre de monnaie, et à 1% à celles des dépenses. Les politiques monétaire n'est pas sensible aux chocs affectant l'activité économique et budgétaire est sensibles aux chocs affectant l'activité économique.
- La variance de l'erreur de prévision de l'offre de monnaie est due à 1 % à ses propres innovations négatives, 19 % aux innovations négatives de l'activité économique, 1 % aux innovations négatives de l'inflation et à 109 % de façon négative à celles des dépenses publiques. L'offre de monnaie influence donc faiblement l'activité économique en révélant qu'un choc sur la politique monétaire a donc plus d'impact sur l'activité économique que l'impact d'un choc de l'activité économique en a sur la politique monétaire. Sans doute, la masse monétaire est explicative dans la variabilité du niveau général moyen des prix en république démocratique du Congo et des dépenses publiques en république démocratique du Congo.

A l'issue de l'analyse faite sur les variables du produit intérieur brut, de la masse monétaire, des dépenses publiques et de l'inflation, nous en tirons la conclusion suivante :

L'impact d'un choc d'innovation affectant les variables monétaires a un peu d'impact sur l'activité économique à long terme mais celui de la politique budgétaire a beaucoup plus d'impact sur l'activité économique à long terme .L'économie congolaise reste donc sensible au choc affectant plus le budget que la monnaie.

## **6. Conclusion**

Dans ce papier, il était question d'étudier la sensibilité de l'activité économique en république démocratique du Congo aux chocs monétaires et budgétaire à l'aide d'une modélisation vectorielle autorégressive (VAR) nous permettant d'étudier la transmission de ces chocs au sein de l'économie congolaise. L'étude a porté sur une période allant de 1994 à 2018 et les variables macroéconomiques retenues étaient le taux d'accroissement de dépenses publiques, le taux d'accroissement de la masse monétaire, le taux d'inflation et le taux de croissance économique.

A l'issue de notre analyse empirique, il a été remarqué que la politique monétaire et budgétaire ont une incidence sur la croissance économique de la république démocratique du Congo.

En effet, ce résultat laisse supposer que la république démocratique du Congo doit davantage miser sur la politique monétaire soutenue par une politique budgétaire pour rendre crédible ces objectifs dans le but de propulser l'activité économique en réduisant les dépenses publiques non productive pour ne pas accentuer le déficit budgétaire et en promouvant le développement du secteur privé.

Il ressort de l'analyse de la décomposition de la variance de l'erreur que l'activité économique est un peu élastique aux fluctuations des variables monétaires et budgétaires. Les résultats de l'analyse de la causalité de Granger révèlent politique monétaire et la politique budgétaire sont en relation. Ils montrent que l'évolution de la tendance de la politique monétaire et de la politique budgétaire ne peut être influencée par les valeurs passées de l'activité économique. En ce qui concerne les réponses impulsionnelles nous constatons que les délais de transmission des chocs d'innovation monétaire et budgétaire ont un effet sur l'activité économique. L'économie demeure faiblement tributaire des chocs d'innovation affectant ces variables. Elles révèlent également que la politique monétaire réagit aux chocs affectant les dépenses publiques et l'inflation. Ainsi, l'influence de la politique monétaire sur la politique budgétaire pourrait se justifier par une compensation des effets des variables budgétaires susceptibles de contrecarrer l'efficacité des instruments monétaires.

Pour clore, ces résultats nous donnent ainsi la possibilité de confirmer l'hypothèse retenue dans le cadre de ce travail, car ils sont conformes aux enseignements la politique économique. De plus, il s'est avéré que la variance de l'erreur prévisionnelle du taux d'inflation est principalement expliquée par le taux d'accroissement de dépenses budgétaires et peu par l'offre de monnaie. Ce qui nous permet de dire globalement que, la politique économique de la république démocratique du Congo ne remplies pas ces objectifs parmi lesquelles nous citons, celle de la promotion d'une *croissance économique* soutenue permettant de se rapprocher du *plein-emploi* et compatible avec une *inflation* faible et un équilibre des comptes extérieurs. Dans ces conditions, il est impérieux que la Banque Centrale du Congo et le gouvernement surveillent et améliorent la politique économique de la république démocratique du Congo.

Pour notre part, nous nous sommes limités à étudier la sensibilité de l'activité économique aux chocs provenant de la politique monétaire et de la budgétaire des autorités monétaires et du gouvernement.



## 7. Références bibliographiques

ALAIN BEITONE, ANTOINE CAWORLA ET ESTELLE HEMDANE, PARIS, « *DICTIONNAIRE DE SCIENCE ECONOMIQUE* », 2019.

ANDERSEN, L. C. ET JORDAN, J. L., “*MONETARY AND FISCAL ACTIONS : A TEST OF THEIR RELATIVE IMPORTANCE IN ECONOMIC STABILIZATION*”, FEDERAL RESERVE BANK OF ST-LOUIS REVIEW, OCTOBER 1968.

Banque Centrale du Congo (BCC), *Rapports annuels*.

BLOT CHRISTOPHE & HUBERT PAUL, *UNE ANALYSE DE LA CONTRIBUTION DE LA POLITIQUE MONETAIRE A LA CROISSANCE ECONOMIQUE*, REVUE DE L'OFCE, VOL 159, 2018.

BONSONGA , « *Introduction à Econométrie* » , UNIVERSITE DE KINSHASA ,2019.

BOURBONNAIS REGIS, *ECONOMETRIE*, 9EME EDITION, DUNOD, FRANCE, 2015.

FRIEDMAN MILTON, *LA MONNAIE ET SES PIEGES*, DUNOD, PARIS, 1996.

FRIEDMAN, M. et MEISELMAN, D., “The Relative Stability of Monetary Velocity and the Investment Multiplier in the United States, 1897-1958”, In Commission on Money and Credit, Stabilization Policies, Englewood Cliffs, N.J. : Prentice-Hall, 1963.

FRIEDMAN, M. et SCHWARTZ, A. J., “A monetary History of the United States, 1867-1960”, Princeton University Press, 1963.

FRIEDMAN, M., “The Supply of Money and Changes in Prices and Output”, In The Optimum Quantity of Money and Other Essays, Aldine, Chicago, 1969.

GALI J., “How Well does the IS-LM Model Fit Postwar USData”, Quaterly Journal of Economics, mai 1992, pp. 709-738.

GARCIA, S. et VERDELHAN, A., « Le policy-mix de la zone euro : une évaluation de l'impact des chocs monétaires et budgétaires », La Documentation française, Economie et Prévision, Paris, 2001/2 - N°148.

GERLACH, S., SMETS, F., “The Monetary Transmission Mechanism: Evidence from the G7 Countries”, B.I.R Discussion, 1995, Paper n°26. GIMET, Céline, « L'impact des chocs exogènes dans les économies du Mercosur : un modèle VAR structurel », Economie internationale, 2007, N°110, pp. 107-136.

GUELLEC, D., « *Croissance endogène : Les principaux mécanismes* ». Economie et Prévision, 1992, n°106-1992-5.

LEITH, C. and al., “Estimated General Equilibrium models for the evaluation of monetary policy in the US and Europe”, *European Economic Review*, 2005, N°49, pp. 2137-2159.

MABI MULUMBA, *LA MONNAIE DANS L'ECONOMIE*, CEDI, KINSHASA, 2001.

MCKINNON, R. I., “Optimum Currency Areas”, *American Economic Review*, September 1963, N°53, pp.717-725.

MILLS, Catherine, « *Economie Politique* », Paris, Montchrestien, 2ème édition, 1997, 214p.

MONTICELLI, C. & TRISTANI, O., “What does the single monetary policy do? a SVAR Benchmark for the European Central Bank”, *European Central Bank Working*, 1999, Paper Series No. 2.

MONTMARQUETTE, Claude and FOREST, Paul., « Application et interprétation d'un test statistique de causalité à la politique fiscale et monétaire canadienne », *Revue Canadienne d'Economie*, May, 1979, Vol. 12, N°2.

MOUNTFORD, A. and UHLIG, H., “What are the Effects of Fiscal Policy Shocks”, *Discussion Paper 2005-039, SFB 649, Humboldt-Universitat, Berlin*, 2005.

NDIAYE CHEIKH T., « SENSIBILITE DE L'ACTIVITE ECONOMIQUE AUX CHOCS MONETAIRE ET BUDGETAIRE AU SENEGAL, LABORATOIRE D'ECONOMIE D'ORLEANS (LEO) », 2016.

ORGANISATION DE COOPERATION ET DE DEVELOPPEMENT ECONOMIQUES (OCDE), *REVUE DES PERSPECTIVES ECONOMIQUES EN AFRIQUE*, 2010.

PATRICK GUILLAUMONT ET AL. « *POLITIQUE ECONOMIQUE ET PERSPECTIVES DE CROISSANCE DANS LES ECONOMIES EMERGENTES D'AFRIQUE* », *REVUE ECONOMIQUE – VOL. 50, N°3, MAI 1999*, P. 521.

SEMINAIRE VAR, *OPTION ECONOMIE MATHEMATIQUE*, 2019.

SIMS, C., “*MACROECONOMICS AND REALITY*”, *ECONOMETRICA*, 1980, N°48(1), P.1-48.

TANIMOUNE N. A. ; COMBES, J. L. ; PLANE, P. « *La politique budgétaire et ses effets de seuil sur l'activité en Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA)* », Economie & Prévision, 2008/5, N°186, 24p.

TUNGILA KAMA, « *FLUCTUATION ET CROISSANCE ECONOMIQUE* », UNIVERSITE DE KINSHASA, 2014.

WICKENS, M. et MOTTO, R., “*Estimating shocks and impulse response functions*”, Journal of Applied Econometrics, 2001, pp.371-387.

## 8. Annexes

**Tableau n° 3: Test de la racine unitaire (stationnarité)**

### a) Taux d'accroissement des dépenses publiques

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 24

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-4.592	-4.380	-3.600	-3.240

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0011

D.tg	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
tg						
L1.	-.9857262	.2146554	-4.59	0.000	-1.432126	-.5393259
_trend	.1076143	.0275254	3.91	0.001	.0503721	.1648566
_cons	21.57408	4.693916	4.60	0.000	11.81255	31.33562

Source : propre à l'auteur élaboré à partir d'un logiciel stata 14.

### b) Taux d'inflation

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 24

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-58.061	-4.380	-3.600	-3.240

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

D.tinf	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
tinf						
L1.	-.9863357	.0169878	-58.06	0.000	-1.021664	-.9510076
_trend	-13.19992	4.775272	-2.76	0.012	-23.13064	-3.269199
_cons	252.3472	70.42748	3.58	0.002	105.8852	398.8091

Source : propre à l'auteur élaboré à partir d'un logiciel stata 14.

### c) Taux de croissance

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 24

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-1.878	-4.380	-3.600	-3.240

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.6661

D.g	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
g						
L1.	-.3176152	.1691366	-1.88	0.074	-.6693541	.0341237
_trend	.0921987	.1169784	0.79	0.439	-.1510711	.3354685
_cons	.1244312	1.294807	0.10	0.924	-2.568267	2.81713

Source : propre à l'auteur élaboré à partir d'un logiciel stata 14.

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 23

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-4.830	-3.750	-3.000	-2.630

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Source : propre à l'auteur élaboré à partir d'un logiciel stata 14.

### d) Le taux d'accroissement du niveau de la masse monétaire

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 24

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-55.739	-4.380	-3.600	-3.240

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

D.tmm	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
tmm						
L1.	-.992141	.0177998	-55.74	0.000	-1.029158	-.9551242
_trend	-14.19416	3.937873	-3.60	0.002	-22.38341	-6.004903
_cons	288.166	58.42819	4.93	0.000	166.6579	409.6741

Source : propre à l'auteur élaboré à partir d'un logiciel stata 14.

### Tableau n° 4: Identification du modèle (choix du décalage optimal)

Selection-order criteria

Sample: 1999 - 2018

Number of obs = 20

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-325.469				1.5e+08	33.0469	33.0955	33.2958
1	105.125	861.19	25	0.000	4.1e-10	-7.51247	-7.22091	-6.01888
2	128.341	46.432	25	0.006	4.5e-10	-7.83405	-7.34811	-5.34472
3	191.468	126.26*	25	0.000	1.9e-11	-12.1468*	-11.4665*	-8.66178*
4	.	.	25	.	-1.3e-45*	.	.	.

Endogenous: tg g tinf dg tmm

Exogenous: \_cons

Source : propre à l'auteur élaboré à partir d'un logiciel stata 14.

## Tableau n° 5: estimation VAR (3)

Vector autoregression

Sample:	1998 - 2018	Number of obs	=	21
Log likelihood	= -273.8352	AIC	=	27.9843
FPE	= 1.74e+07	HQIC	=	28.20019
Det(Sigma_ml)	= 2490592	SBIC	=	28.97908

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
tg	5	.527744	0.7301	56.81494	0.0000
tinf	5	95.5514	0.4319	15.96556	0.0031
dg	5	2.467	0.3612	11.87302	0.0183
tmm	5	86.5793	0.6348	36.5084	0.0000

		Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
tg	tg					
	L3.	.3238514	.1367914	2.37	0.018	.0557452 .5919576
	tinf					
	L3.	-.0014355	.0015948	-0.90	0.368	-.0045613 .0016902
	dg					
L3.	-.0922898	.0382318	-2.41	0.016	-.1672228 -.0173568	
tmm						
L3.	-.0018162	.001917	-0.95	0.343	-.0055735 .001941	
_cons		16.32126	3.225826	5.06	0.000	9.998762 22.64377
tinf	tg					
	L3.	-87.41403	24.76696	-3.53	0.000	-135.9564 -38.87169
	tinf					
	L3.	.4314089	.2887514	1.49	0.135	-.1345334 .9973513
	dg					
L3.	-19.40986	6.922116	-2.80	0.005	-32.97696 -5.842768	
tmm						
L3.	-.6547891	.3470835	-1.89	0.059	-1.33506 .025482	
_cons		2124.641	584.0564	3.64	0.000	979.9113 3269.37

dg						
tg						
L3.	-.5055118	.6394463	-0.79	0.429	-1.758804	.7477799
tinf						
L3.	-.0171243	.0074551	-2.30	0.022	-.0317361	-.0025125
dg						
L3.	.2320039	.1787188	1.30	0.194	-.1182785	.5822864
tmm						
L3.	.0224956	.0089612	2.51	0.012	.004932	.0400592
_cons	10.95969	15.07948	0.73	0.467	-18.59554	40.51492
tmm						
tg						
L3.	-109.3685	22.44139	-4.87	0.000	-153.3529	-65.38421
tinf						
L3.	.8032898	.2616383	3.07	0.002	.2904881	1.316091
dg						
L3.	-19.9949	6.272144	-3.19	0.001	-32.28807	-7.701719
tmm						
L3.	-.9153054	.3144931	-2.91	0.004	-1.531701	-.2989102
_cons	2657.212	529.2148	5.02	0.000	1619.97	3694.454

Source : propre à l'auteur élaboré à partir d'un logiciel stata 14.

### Tableau n°6 : Test de causalité du VAR (3)

Granger causality Wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
tg	tinf	.81023	1	0.368
tg	dg	5.8272	1	0.016
tg	tmm	.89764	1	0.343
tg	ALL	24.835	3	0.000
tinf	tg	12.457	1	0.000
tinf	dg	7.8626	1	0.005
tinf	tmm	3.5591	1	0.059
tinf	ALL	15.379	3	0.002
dg	tg	.62496	1	0.429
dg	tinf	5.2761	1	0.022
dg	tmm	6.3018	1	0.012
dg	ALL	10.183	3	0.017
tmm	tg	23.751	1	0.000
tmm	tinf	9.4263	1	0.002
tmm	dg	10.163	1	0.001
tmm	ALL	30.535	3	0.000

Source : propre à l'auteur élaboré à partir d'un logiciel stata 14.

**Tableau n° 7: Irf**

step	(1)		(2)		(3)	
	fevd	S.E.	fevd	S.E.	fevd	S.E.
0	0	0	0	0	0	0
1	1	7.3e-15	.010405	.044056	.023789	.065713
2	1	7.3e-15	.010405	.044056	.023789	.065713
3	1	7.3e-15	.010405	.044056	.023789	.065713
4	.805637	.103401	.303052	.136782	.023068	.063523
5	.805637	.103401	.303052	.136782	.023068	.063523
6	.805637	.103401	.303052	.136782	.023068	.063523
7	.815578	.094547	.2953	.131273	.112715	.08135
8	.815578	.094547	.2953	.131273	.112715	.08135

step	(4)		(5)		(6)	
	fevd	S.E.	fevd	S.E.	fevd	S.E.
0	0	0	0	0	0	0
1	.084231	.115996	0	0	.080298	.033608
2	.084231	.115996	0	0	.080298	.033608
3	.084231	.115996	0	0	.080298	.033608
4	.214355	.131519	.004609	.010036	.079572	.035096
5	.214355	.131519	.004609	.010036	.079572	.035096
6	.214355	.131519	.004609	.010036	.079572	.035096
7	.207998	.12608	.003843	.008263	.077353	.034385
8	.207998	.12608	.003843	.008263	.077353	.034385

step	(7)		(8)	
	fevd	S.E.	fevd	S.E.
0	0	0	0	0
1	0	0	0	0
2	0	0	0	0
3	0	0	0	0
4	.046535	.040325	.019845	.020969
5	.046535	.040325	.019845	.020969
6	.046535	.040325	.019845	.020969
7	.041902	.034675	.019312	.020484
8	.041902	.034675	.019312	.020484

- (1) irfname = varbasic, impulse = tg, and response = tg
- (2) irfname = varbasic, impulse = tg, and response = tmm
- (3) irfname = varbasic, impulse = tg, and response = dg
- (4) irfname = varbasic, impulse = tg, and response = tinf
- (5) irfname = varbasic, impulse = tmm, and response = tg
- (6) irfname = varbasic, impulse = tmm, and response = tmm
- (7) irfname = varbasic, impulse = tmm, and response = dg
- (8) irfname = varbasic, impulse = tmm, and response = tinf

Source : propre à l'auteur élaboré à partir d'un logiciel stata 14.



## Tableau n° 8: autres teste

### a) Jarque-bera

Jarque-Bera test

Equation	chi2	df	Prob > chi2
tg	48.524	2	0.00000
dg	0.897	2	0.63852
tinf	20.794	2	0.00003
tmm	0.293	2	0.86383
ALL	70.508	8	0.00000

Source : propre à l'auteur élaboré à partir d'un logiciel stata 14.

### b) Skewness test

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
tg	-2.119	15.715	1	0.00007
dg	-.16778	0.099	1	0.75361
tinf	1.5725	8.655	1	0.00326
tmm	-.28834	0.291	1	0.58958
ALL		24.760	4	0.00006

Source : propre à l'auteur élaboré à partir d'un logiciel stata 14.

### c) Kurtois

Kurtosis test

Equation	Kurtosis	chi2	df	Prob > chi2
tg	9.1233	32.808	1	0.00000
dg	2.0446	0.799	1	0.37149
tinf	6.7247	12.139	1	0.00049
tmm	3.0448	0.002	1	0.96656
ALL		45.748	4	0.00000

Source : propre à l'auteur élaboré à partir d'un logiciel stata 14.

## Tableau n°9 : Test de stabilité du VAR (3)

Eigenvalue stability condition

Eigenvalue	Modulus
-.4404356 + .7628569i	.880871
-.4404356 - .7628569i	.880871
.8808712	.880871
-.7693745	.769374
.3846872 + .6662978i	.769374
.3846872 - .6662978i	.769374
.08568642 + .553271i	.559867
.08568642 - .553271i	.559867
-.5219899 + .2024289i	.559867
-.5219899 - .2024289i	.559867
.4363035 + .3508421i	.559867
.4363035 - .3508421i	.559867

All the eigenvalues lie inside the unit circle.  
VAR satisfies stability condition.

Source : propre à l'auteur élaboré à partir d'un logiciel stata 14.

## Tableau n°10 : Test d'autocorrelation

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	22.1562	16	0.13822
2	20.8508	16	0.18432

H0: no autocorrelation at lag order

Source : propre à l'auteur élaboré à partir d'un logiciel stata 14.