

Evaluation de l'efficacité de la politique monétaire en République Démocratique du Congo de 2009 à 2020 selon l'approche SVAR.

Deltard RISASI ONGONDJO* et Isaac KANYAMA KALONDA**

* UPN-Kinshasa

**Université de Kinshasa (UNIKIN)

Date de réception : 01.10.2025 | Date d'acceptation : 12.10.2025 | Date de publication : 20.12.2025



Mots-clés

Politique monétaire ;
Banque centrale ; Masse
monétaire ; Inflation

Résumé

La politique monétaire constitue l'un des piliers fondamentaux de la politique économique, ayant pour objectif principal la stabilité des prix. Quels que soient les objectifs intermédiaires poursuivis par la Banque centrale, l'efficacité de la politique monétaire dépend de l'utilisation appropriée des instruments mis à la disposition de l'autorité monétaire. Cette politique s'inspire notamment de la théorie quantitative de la monnaie, selon laquelle une augmentation de la masse monétaire tend à accroître le niveau général des prix, tandis qu'une contraction de la masse monétaire contribue à la réduction de l'inflation.

Keywords

Monetary policy; Central
bank; Money supply;
Inflation.

Abstract

Monetary policy constitutes one of the fundamental pillars of economic policy, with price stability as its primary objective. Regardless of the intermediate objectives pursued by the central bank, the effectiveness of monetary policy depends on the appropriate use of the instruments available to the monetary authority. This policy is notably inspired by the quantity theory of money, according to which an increase in the money supply tends to raise the general price level, whereas a contraction of the money supply contributes to reducing inflation.

INTRODUCTION

Depuis toujours, les pays cherchent à assurer leur développement économique à travers la mise en œuvre de politiques économiques adaptées. Parmi celles-ci, la politique monétaire occupe une place centrale, dans la mesure où elle constitue un instrument fondamental de régulation macroéconomique. Relevant de la responsabilité de l'autorité monétaire, la politique monétaire vise à agir de manière globale sur les variables réelles de l'économie par l'intermédiaire des variables monétaires, telles que l'offre de monnaie, le taux de change, le coefficient des réserves obligatoires et le taux d'intérêt.

À cet effet, la politique monétaire a pour rôle de fournir au secteur réel la quantité de monnaie nécessaire à l'expansion des activités économiques, tout en évitant les déséquilibres inflationnistes ou déflationnistes. Il appartient ainsi à l'autorité monétaire de refinancer les

banques de second rang et de contrôler le volume global des crédits distribués, afin d'en assurer une évolution compatible avec le rythme de la croissance du produit intérieur brut (PIB).

Selon DAVID ROMER (2000), l'analyse monétaire contemporaine est centrée sur plusieurs questions majeures, notamment le rôle du canal du crédit, le contrôle de l'inflation anticipée, la surveillance des prix des actifs, la réduction des risques macroéconomiques, la transparence de la politique monétaire, la réduction des asymétries d'information et la gestion du cycle économique. L'auteur souligne également que la croissance économique de long terme n'est pas strictement exogène, mais qu'elle dépend de manière robuste d'un ensemble de variables explicatives telles que le taux d'investissement, l'investissement en capital humain et le taux d'épargne. Il en conclut que la croissance est en grande partie endogène et sensible aux orientations de la politique économique.

Cette analyse confère à la politique monétaire un rôle important, non seulement dans la maîtrise de l'inflation à long terme, mais également dans le soutien de la croissance économique. Lorsque certaines conditions sont réunies — notamment l'ancrage des anticipations d'inflation, la solidité du système bancaire, la faible volatilité macroéconomique et le maintien de taux d'intérêt réels modérés — l'investissement peut être stimulé, générant ainsi des gains de productivité favorables à une croissance soutenable.

Toutefois, contrairement aux pays développés, les pays en développement rencontrent d'importantes difficultés dans la mise en œuvre efficace de la politique monétaire. Ces difficultés tiennent notamment à l'absence ou à la faiblesse de l'indépendance de la Banque centrale vis-à-vis du pouvoir politique. Or, une telle indépendance constitue une condition essentielle pour permettre aux autorités monétaires d'atteindre l'objectif de stabilité des prix qui leur est assigné.

L'application rigoureuse de la politique monétaire dans ce contexte est susceptible d'avoir un impact positif sur la stabilité des prix, laquelle contribue à son tour à la croissance économique. Ainsi, la politique monétaire ne poursuit pas uniquement l'objectif de la stabilité des prix, mais participe également à la promotion de la croissance économique.

Comme le souligne JACQUES-HENRI DAVID (1986), la monnaie, en tant qu'instrument des transactions, ne doit pas être insuffisante au point de freiner les échanges économiques et, par conséquent, la croissance. L'expansion de la production requiert des investissements importants, non seulement en équipements, mais également en recherche, en formation professionnelle et en fonds de roulement. Face à des besoins financiers que l'épargne

ne peut couvrir intégralement, la politique monétaire doit favoriser un niveau de dépenses suffisant pour permettre l'emploi et le développement des facteurs de production.

Dans l'approche keynésienne dominante à la fin de la Seconde Guerre mondiale et durant les années 1970, l'offre de monnaie fournie par le système bancaire était considérée comme exogène, c'est-à-dire déterminée par la politique de la Banque centrale, tandis que la demande de monnaie était perçue comme endogène, dépendant du comportement des agents économiques. Les keynésiens soutenaient que les agents allouaient leurs ressources entre la consommation, l'épargne, la détention d'encaisses monétaires et l'investissement financier en fonction du niveau des taux d'intérêt. Des taux d'intérêt faibles incitaient à la détention d'encaisses, alors que des taux élevés favorisaient l'achat de titres, rendant la demande de monnaie très sensible aux variations du taux d'intérêt.

Dans ce cadre, une politique monétaire active visant à accroître l'offre de monnaie était susceptible de produire des effets limités sur l'activité économique, en raison de la forte sensibilité de la demande de monnaie au taux d'intérêt. Une augmentation de l'offre de monnaie entraînait alors une thésaurisation accrue, atténuant l'impact positif attendu de l'expansion monétaire.

Les analyses monétaristes, développées notamment par FRIEDMAN (2018), s'opposent à cette vision en mettant en avant l'existence d'un effet direct de la politique monétaire sur l'activité économique. Selon cette approche, les agents économiques prennent simultanément leurs décisions de consommation, d'épargne, de détention d'encaisses et d'investissement, en fonction de la rentabilité relative de ces différents usages. La demande de monnaie apparaît ainsi moins sensible aux variations du taux d'intérêt que dans l'analyse keynésienne.

Dans ces conditions, une augmentation de l'offre de monnaie engendre une thésaurisation plus limitée et exerce un effet plus marqué sur l'activité économique. Par ailleurs, les monétaristes soulignent l'absence d'illusion monétaire : les agents s'intéressent à la valeur réelle de leurs encaisses, c'est-à-dire à leur montant nominal corrigé de l'évolution des prix.

Ces éléments expliquent pourquoi les monétaristes accordent une place centrale à la politique monétaire dans la régulation conjoncturelle de l'économie. Un accroissement de la masse monétaire crée un excédent d'encaisses chez les agents économiques, lesquels cherchent à s'en débarrasser en augmentant leur consommation ou leur investissement, notamment en biens réels.

De manière générale, les analyses économiques s'accordent à reconnaître que la réforme monétaire constitue un levier important de relance de l'activité économique, tant au niveau national qu'international. Toutefois, les pays en développement, et plus particulièrement ceux du continent africain, rencontrent de nombreuses difficultés dans l'évaluation et l'efficacité de leur politique monétaire.

En Afrique, les mutations des systèmes monétaires et bancaires s'expliquent en partie par la faiblesse de l'exercice de la souveraineté monétaire des États. L'économie de la République Démocratique du Congo (RDC) illustre le cas d'une petite économie ouverte, fréquemment confrontée à des déséquilibres internes et externes.

Avant les réformes monétaires engagées en 1983, 1993 et 1998, l'économie congolaise se caractérisait par une forte baisse de la production, le développement de l'économie informelle, des déficits budgétaires chroniques, la désarticulation du système financier, la faillite de plusieurs établissements de crédit, le manque de contrôle des crédits accordés à l'économie nationale, la fragmentation de l'espace monétaire national et la multiplicité des taux de change.

Dans ce contexte, l'indépendance de la Banque centrale en République Démocratique du Congo demeure limitée. La dépendance de la politique monétaire vis-à-vis de l'autorité politique persiste, notamment lorsque le gouvernement recourt au financement monétaire pour soutenir des programmes de croissance économique, parfois au-delà des limites prévues par la loi. Cette situation a conduit le pays à traverser des périodes de fortes turbulences macroéconomiques, particulièrement marquées au cours des années 1990, caractérisées par une dépréciation rapide de la monnaie nationale.

Toutefois, l'économie congolaise peut aujourd'hui être qualifiée d'économie en redressement. Entre 1990 et 2000, la situation macroéconomique était fortement dégradée en raison de l'instabilité sociopolitique, des pillages et des conflits armés, tandis que la coopération avec la communauté financière internationale était suspendue. Celle-ci n'a repris qu'à partir de 2002, après la mise en œuvre réussie d'un programme de stabilisation macroéconomique en 2001. Depuis lors, la situation macroéconomique s'est sensiblement améliorée grâce à l'application de politiques budgétaire, monétaire et de change rigoureuses, combinées à un environnement international relativement favorable.

MÉTHODOLOGIE

Données d'analyse

Les données utilisées dans cette étude proviennent principalement des rapports annuels et des bulletins statistiques mensuels de la Banque Centrale du Congo, ainsi que des bases de données internationales, notamment les World Development Indicators de la Banque mondiale et la base de données World Economic Outlook du Fonds monétaire international (FMI).

L'échantillon couvre la période allant de janvier 2009 à décembre 2020, selon la disponibilité des données, avec une fréquence mensuelle, soit un total de 144 observations. Les traitements économétriques ont été réalisés à l'aide du logiciel EViews, largement utilisé dans l'analyse économétrique des séries temporelles. Dans le cadre de l'évaluation de l'efficacité de la politique monétaire en République Démocratique du Congo, les principales variables retenues sont : la dollarisation (*DOLL*), la masse monétaire (*MM*), le solde budgétaire (*DEF*), le taux de change (*TXCH*), le taux directeur (*TXDIR*) et l'indice des prix à la consommation (*IPC*).

Spécification du modèle et méthodologie d'analyse

Cette étude vise à évaluer l'efficacité de la politique monétaire en République Démocratique du Congo à travers une approche économétrique fondée sur le modèle vectoriel autorégressif structurel (SVAR). Ce cadre méthodologique permet d'analyser les effets de la politique économique à partir de simulations de chocs structurels et de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision. Les variables du modèle sont organisées sous la forme d'un vecteur autorégressif d'ordre p , intégré dans un cadre relationnel dynamique. En raison du caractère aléatoire de ses composantes, la modélisation VAR est particulièrement adaptée à l'analyse des interactions dynamiques, des impacts et des relations de causalité entre les variables macroéconomiques.

La caractéristique essentielle de cette modélisation réside dans le fait que toutes les variables sont considérées comme endogènes, tandis que les termes d'erreur associés aux différentes équations peuvent être corrélés. La forme générale du modèle VAR s'écrit comme suit :

$$Y_t = \mu + \Gamma_1 Y_{t-1} + \dots + \Gamma_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

où ε_t est un vecteur d'innovations non autocorrélées, de moyenne nulle et de matrice de variance-covariance instantanée $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Omega$.

La forme réduite du modèle peut s'exprimer de la manière suivante :

$$\Gamma(L)Y_t = \mu + \varepsilon_t \quad (2)$$

où $\Gamma(L)$ désigne une matrice de polynômes de l'opérateur de retard.

Identification et estimation du modèle SVAR

Bien que les modèles VAR présentent des avantages notables en matière de prévision, ils ont fait l'objet de critiques en raison de leur caractère peu théorique. Les modèles VAR structurels répondent à cette limite en imposant des contraintes issues de la théorie économique afin d'identifier les relations structurelles entre les variables.

Le modèle structurel standard à équations simultanées s'écrit sous la forme :

$$B_0 y_t = Bx_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

L'identification du modèle requiert l'imposition de M^2 contraintes, où M représente le nombre d'équations du système. La forme structurelle dynamique est donnée par :

$$B_0 y_t = B_1 y_{t-1} + B_2 y_{t-2} + \dots + B_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4)$$

en supposant que la matrice B_0 est non singulière. Pour un système à deux équations, une contrainte de la forme $1 - b_{12}^0 b_{21}^0$ est nécessaire pour assurer l'identification.

La forme réduite correspondante peut alors s'écrire :

$$y_t = D_1 y_{t-1} + D_2 y_{t-2} + \dots + D_p y_{t-p} + \mu_t \quad (5)$$

Procédure d'estimation et tests économétriques

Concrètement, l'analyse économétrique par SVAR se déroulera en cinq étapes principales :

- (1) l'examen de la stationnarité des séries et, le cas échéant, leur stationnarisation ;
- (2) l'estimation des paramètres du modèle, incluant le choix de l'ordre optimal des retards, la vérification de la stabilité du modèle, l'absence d'autocorrélation des erreurs et la normalité des résidus ;
- (3) l'analyse de la causalité des séries au sens de Granger ;
- (4) l'étude des dynamiques du modèle VAR à travers l'analyse des fonctions de réponse impulsionnelle et la décomposition de la variance de l'erreur de prévision ;
- (5) l'estimation finale du modèle SVAR.

Au regard de cette démarche méthodologique, la question centrale de cette étude peut être formulée comme suit : l'évaluation de l'efficacité de la politique monétaire en République Démocratique du Congo permet-elle d'orienter de nouvelles stratégies de redynamisation de l'économie nationale ?

RESULTATS ET DISCUSSION

Résultats

Test de stationnarité

Pour vérifier la stationnarité des séries temporelles utilisées dans cette étude, nous avons appliqué le test Augmented Dickey-Fuller (ADF), conformément à la méthodologie proposée par MACKINNON J.G. (1994). L'objectif de ce test est de déterminer si une série contient une racine unitaire (hypothèse nulle), ou si elle est stationnaire (hypothèse alternative).

Les résultats obtenus sont présentés dans les tableaux n° 1 et 2, qui résument les statistiques de test pour chacune des variables incluses dans le modèle. Ces résultats servent de base pour décider si les séries doivent être transformées (différenciation) avant leur utilisation dans le modèle VAR/SVAR.

Tableau 1. 1a. Test de stationnarité

Variables	Probabilité	Conclusion
Taux de Change	0,9952	non-stationnaire
Indice des Prix à la Consommation	0,0252	stationnaire
Taux Directeur	0,1955	non-stationnaire
Dollarisation	0,0000	stationnaire
Masse Monétaire	1,0000	non-stationnaire
Solde Budgétaire	0,0156	stationnaire

Source : Elaboré par l'auteur sur base des résultats obtenus à l'aide du logiciel Eviews

Règle de décision : Lorsque la valeur de la probabilité est inférieure à notre seuil (5%) critique de signification, la variable est dite stationnaire.

Tableau 2. Test de stationnarité

Variables	Probabilité	conclusion
Taux de change	0,0000	I(1)
Taux directeur	0,0000	I(1)
masse monétaire	0,0288	I(1)

Source : Elaboré par l'auteur sur base des résultats obtenus à l'aide du logiciel Eviews

L'analyse de la stationnarité montre que certaines variables, à savoir le taux de change, le taux directeur et la masse monétaire, sont initialement non stationnaires. Ces

variables deviennent toutefois stationnaires après application d'un filtre de première différence (Δ) ou de seconde différence, selon le besoin.

Une série temporelle est considérée comme une réalisation d'un processus stochastique stationnaire si elle satisfait les conditions suivantes :

1. Elle fluctue autour d'une valeur moyenne stable.
2. L'amplitude moyenne de ses fluctuations reste constante dans le temps.
3. La manière dont ses valeurs sont corrélées avec les valeurs précédentes se répète de façon stable au fil du temps.

Détermination du lag optimal

La détermination du lag optimal constitue la première étape dans la construction du modèle VAR. Pour ce faire, nous utilisons le critère d'information d'Akaike (AIC) (AKAIKE, 1974) afin de sélectionner le nombre de retards approprié, en considérant des lags allant de 0 à 12.

Les valeurs obtenues à partir de cette analyse sont présentées dans le Tableau 3. Le choix du lag optimal est déterminant pour assurer la stabilité du modèle et la validité des résultats des estimations VAR et SVAR.

Tableau 3. Critère de sélection du nombre de décalage pour le VAR

VAR Lag Order Selection Criteria						
Log	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	925.6884	NA	3.22e-14	-14.04104	-13.90936	-13.98753
1	1280.843	672.3531	2.46e-16	-18.91363	-17.99181*	-18.53905
2	1341.188	108.7147	1.70e-16	-19.28532	-17.57337	-18.58968
3	1447.626	181.9994	5.86e-17	-20.36070	-17.85862	-19.34399*
4	1500.037	84.81864	4.64e-17	-20.61125	-17.31904	-19.27348
5	1534.005	51.85882	4.91e-17	-20.58022	-16.49788	-18.92139
6	1573.509	56.69327	4.84e-17	-20.63373	-15.76125	-18.65382
7	1603.242	39.94656	5.64e-17	-20.53805	-14.87544	-18.23708
8	1662.606	74.31875	4.27e-17	-20.89475	-14.44202	-18.27272
9	1708.189	52.89025*	4.09e-17*	-21.04106	-13.79820	-18.09796
10	1739.758	33.73760	5.00e-17	-20.97341	-12.94041	-17.70924
11	1764.114	23.79842	7.10e-17	-20.79564	-11.97251	-17.21041
12	1817.525	47.29501	6.78e-17	-21.06145*	-11.44820	-17.15516
* indicates lag order selected by the criterion						

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

Source : Elaboré par l'auteur sur base des résultats obtenus à l'aide du logiciel Eviews

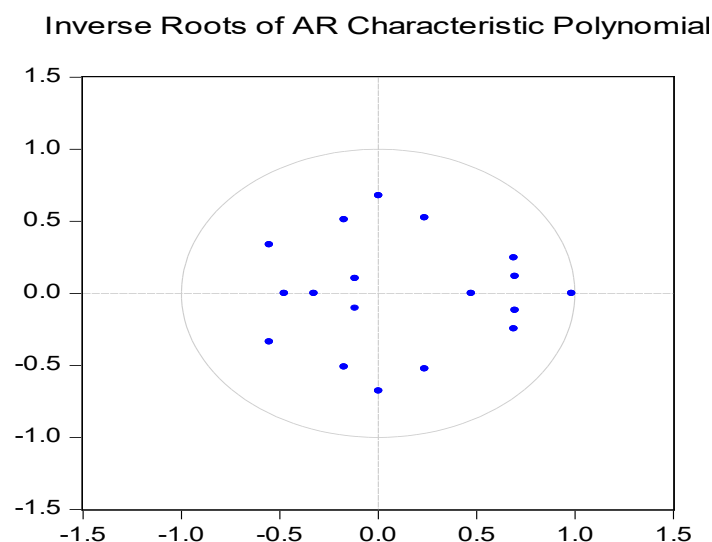
Sur la base du Tableau 3 et en nous référant au critère d'information d'AKAIKE (1974), le lag optimal retenu pour notre modèle est de 12 retards. Par conséquent, le modèle VAR estimé intègre 12 retards afin d'assurer la stabilité et la validité des estimations économétriques.

Diagnostic du VAR canonique

Les modèles VAR permettent d'analyser les effets de la politique économique à travers des simulations de chocs aléatoires et la décomposition de la variance de l'erreur de prévision. Toutefois, cette analyse repose sur l'hypothèse d'invariabilité de l'environnement économique au cours de la période étudiée.

Stabilité du VAR

La stabilité du VAR est évaluée à l'aide des racines inverses du polynôme caractéristique autorégressif (Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial). Le principe peut être résumé comme suit :



Étant donné qu'aucune racine du polynôme caractéristique n'excède le cercle unitaire, le modèle VAR est considéré comme stable.

Normalité des résidus

Les résultats relatifs à la normalité des résidus sont présentés dans le Tableau 4. Ces tests permettent de vérifier si les erreurs du modèle suivent une distribution normale, condition importante pour la validité des inférences statistiques dans le cadre du VAR.

Tableau 4. Test de normalité des résidus

Component	Jarque-Bera	df	Prob,
1	27445	2	0,0000
2	2,982102	2	0,2251
3	144,1198	2	0,0000
4	265,6675	2	0,0000
5	1394,764	2	0,0000
6	3348,032	2	0,0000

Source : Elaboré par l'auteur sur base des résultats obtenus à l'aide du logiciel Eviews

Seule la composante 2 ($p = 0,2251$) ne rejette pas l'hypothèse nulle et peut être considérée comme normalement distribuée, tandis que les composantes 1, 3, 4, 5 et 6 présentent une p-value inférieure à 0,05, indiquant une déviation significative de la normalité.

Autocorrélation des résidus

Les résultats du test d'autocorrélation des résidus sont présentés dans le Tableau 5. L'hypothèse nulle de ce test stipule l'absence d'autocorrélation des résidus au lag h.

Tableau 5. Test d'autocorrélation des résidus

Hypothèse nulle : Absence d'autocorrélation au lag h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	51,83651	49	0,3638	1,063649	49,329,3	0,3669
2	54,31019	49	0,2793	1,118419	49,329,3	0,2821
3	49,91996	49	0,4366	1,021478	49,329,3	0,4397
4	54,32007	49	0,279	1,118638	49,329,3	0,2818
5	71,43351	49	0,0199	1,50826	49,329,3	0,0204
6	59,75553	49	0,1396	1,240346	49,329,3	0,1417
7	48,45372	49	0,4952	0,98937	49,329,3	0,4983

8	50,75998	49	0,404	1,039933	49,329,3	0,4071
9	60,02983	49	0,1343	1,246538	49,329,3	0,1363

Source : Élaboré par l'auteur sur la base des résultats obtenus avec le logiciel EViews.

Sur la base de ces résultats, les probabilités associées aux tests de Rao F-stat et Lagrange Multiplier (LM) sont toutes supérieures au seuil critique de 5 %. Ainsi, les résidus du modèle ne présentent pas d'autocorrélation significative, ce qui valide la spécification du VAR.

Homoscédasticité des résidus

Le test joint d'hétéroscédasticité des résidus est présenté dans le Tableau 6.

Tableau 6. Test joint d'hétéroscédasticité résidus

Chi-sq	df	Prob.
3124,706	3136	0,5534

Source : Élaboré par l'auteur sur la base des résultats obtenus avec le logiciel EViews.

Les résultats montrent que la p-value est supérieure à 5 %, ce qui indique que les résidus du modèle sont homoscédastiques. Cela confirme que la variance des erreurs est constante, respectant l'une des conditions essentielles pour l'inférence statistique fiable dans le VAR/SVAR.

Estimation du modèle SVAR avec restrictions de court terme

Le modèle SVAR est estimé en imposant des restrictions à court terme, représentées par la matrice suivante :

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & * & * & 0 \\ 0 & 1 & * & * & * & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ * & * & 0 & 1 & * & 0 \\ * & * & 0 & * & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

	DOLL	DMM	DEF	DTXCH	DTXDIR	IPC
DOLL	1	0	0	C(6)	C(9)	0
DMM	0	1	C(5)	C(7)	C(10)	0
DEF	0	0	1	0	0	0
DTXCH	C(1)	C(3)	0	1	C(11)	0

DTXDIR	C(2)	C(4)	0	C(8)	1	0
IPC	0	0	0	0	0	1

Interprétation des paramètres

Paramètre	Effet
C(1)	Impact de la dollarisation sur le taux de change
C(2)	Impact de la dollarisation sur le taux directeur
C(3)	Impact de la masse monétaire sur le taux de change
C(4)	Impact de la masse monétaire sur le taux directeur
C(5)	Impact du déficit budgétaire sur la masse monétaire
C(6)	Impact du taux de change sur la dollarisation
C(7)	Impact du taux de change sur la masse monétaire
C(8)	Impact du taux de change sur le taux directeur
C(9)	Impact du taux directeur sur la dollarisation
C(10)	Impact du taux directeur sur la masse monétaire
C(11)	Impact du taux directeur sur le taux de change

Estimation du SVAR avec restrictions de court terme

Les coefficients estimés du SVAR avec restrictions à court terme sont présentés dans le Tableau 7.

Tableau 7. Estimation des paramètres du SVAR

Paramètre	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	0,3028	0,0419	7,225	0,0000
C(2)	0,7046	0,3321	2,121	0,0339
C(3)	0,7496	0,0693	10,813	0,0000
C(4)	2,3695	0,5604	4,228	0,0000
C(5)	0,0931	0,0335	2,782	0,0054
C(6)	0,4650	0,1425	3,264	0,0011
C(7)	1,1653	0,1209	9,640	0,0000

C(8)	3,2974	0,9453	3,488	0,0005
C(9)	0,1139	0,0921	1,237	0,2161
C(10)	0,3177	0,0875	3,631	0,0003
C(11)	0,2910	0,0864	3,369	0,0008

Source : Élaboré par l'auteur sur la base des résultats obtenus avec le logiciel EViews.

Il ressort de la factorisation sur la base des restrictions à court terme qu'une hausse d'une unité d'écart-type de la dollarisation entraîne une augmentation du taux de change de 0,30 %, ce qui correspond à une dépréciation de la monnaie nationale, ainsi qu'un durcissement de la politique monétaire, matérialisé par une hausse du taux directeur de 0,70 %.

Concernant l'impact d'un choc sur la masse monétaire, estimé à 1 unité d'écart-type, le taux de change s'accroît de 0,75 %, indiquant qu'une augmentation de la quantité de CDF en circulation provoque une dépréciation de la monnaie nationale. Parallèlement, le taux directeur augmente de 2,37 %, traduisant un durcissement de la politique monétaire par la Banque Centrale.

Pour le déficit budgétaire, l'effet sur la masse monétaire est de 0,09 %, entraînant ainsi une augmentation de la quantité de monnaie mise en circulation (financement monétaire).

Quant aux variations du taux de change, estimées à 1 unité d'écart-type, elles provoquent une hausse du niveau de dollarisation de 0,47 %, ce qui montre qu'une dépréciation monétaire favorise le recours au dollar plutôt qu'au CDF. De plus, la masse monétaire augmente de 1,16 %, indiquant que la dépréciation entraîne une expansion de la quantité de monnaie en circulation. Enfin, le taux directeur s'accroît de 3,30 %, reflétant la réaction de la Banque Centrale du Congo pour attirer les devises et restaurer la parité monétaire.

Enfin, une hausse d'une unité d'écart-type du taux directeur n'a aucun impact notable sur le niveau de dollarisation de l'économie congolaise.

Analyse de la causalité au sens de Granger

Les résultats du test de causalité au sens de Granger pour l'inflation (IPC) sont présentés dans le Tableau 8.

Tableau 8. Test de causalité au sens de Granger

Variable exclue	Chi-sq	df	Prob.
DOLL	2,1135	3	0,5492
DMM	3,1112	3	0,3748
DEF	7,5366	3	0,0566
DTXCH	9,1411	3	0,0275
DTXDIR	4,0122	3	0,2602

Source : Élaboré par l'auteur sur la base des résultats obtenus avec le logiciel EViews.

Au seuil de 10 %, le déficit public (DEF) et le taux de change (DTXCH) causent l'inflation au sens de Granger, ce qui signifie que les variations de l'IPC sont précédées par celles de ces variables.

Analyse des réponses impulsionnelles à court terme

Les réponses impulsionnelles à court terme ont été analysées pour les variables suivantes :

1. Dollarisation face aux chocs du déficit budgétaire, taux de change et taux directeur.
2. Masse monétaire face aux mêmes chocs.
3. Niveau général des prix (IPC).

Ces graphiques permettent de visualiser l'effet dynamique des chocs économiques sur les variables du système, conformément aux restrictions de court terme du SVAR.

Analyse des réponses impulsionnelles à court terme

Les réponses impulsionnelles à court terme ont été estimées afin de mesurer l'effet dynamique des chocs sur les principales variables macroéconomiques de la République Démocratique du Congo. Ces analyses permettent de visualiser la manière dont les variations exogènes des chocs influencent les variables endogènes du modèle SVAR. Les résultats sont présentés graphiquement et peuvent se résumer comme suit :

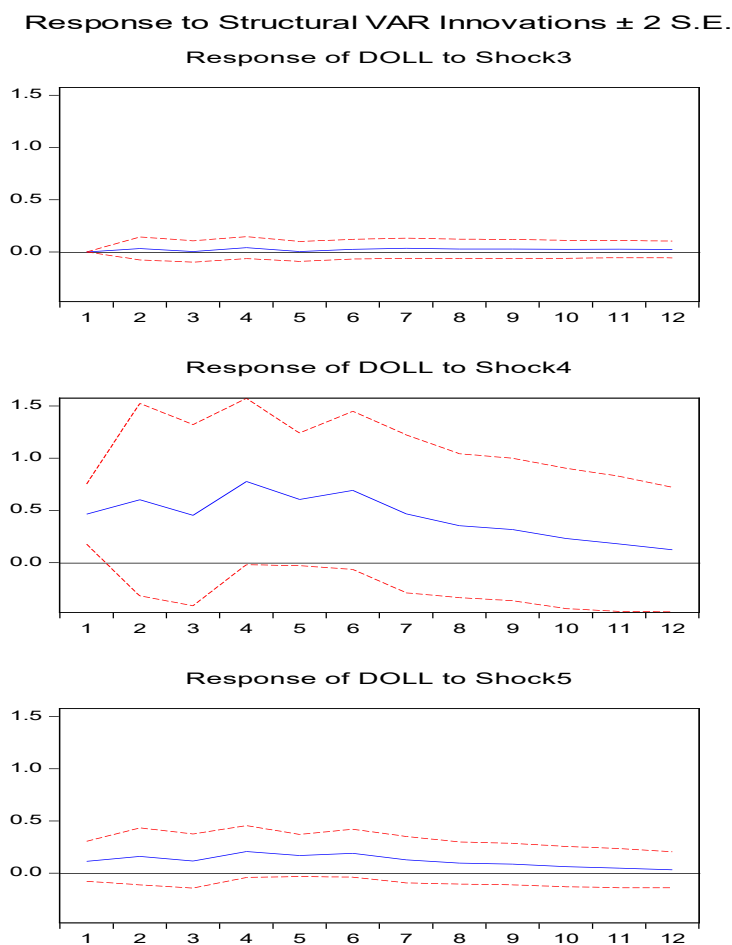
1. Les réponses impulsionnelles de la dollarisation montrent l'effet des chocs du déficit budgétaire, du taux de change et du taux directeur sur le recours au dollar par les agents économiques. Ces graphiques illustrent comment une variation de ces variables influence la préférence des agents pour le dollar par rapport au franc congolais (CDF).

2. Les réponses impulsionnelles de la masse monétaire indiquent comment la quantité de monnaie en circulation réagit aux mêmes chocs, en révélant l'impact de la politique budgétaire, de la dépréciation ou appréciation du taux de change et des variations du taux directeur sur l'offre monétaire.

3. Les réponses impulsionnelles du niveau général des prix, représenté par l'Indice des Prix à la Consommation (IPC), mettent en évidence la sensibilité de l'inflation aux chocs de dollarisation, de masse monétaire, de déficit budgétaire, de taux de change et de taux directeur.

Cette analyse permet de comprendre la transmission des chocs économiques à court terme et d'évaluer l'efficacité de la politique monétaire dans la régulation des variables macroéconomiques. Elle fournit également des indications précieuses sur la manière dont chaque variable réagit aux changements exogènes, contribuant ainsi à l'interprétation des effets dynamiques dans l'économie congolaise.

Graphique 2. Réponses impulsionnelles de la dollarisation aux chocs du déficit budgétaire, taux de change et taux directeur



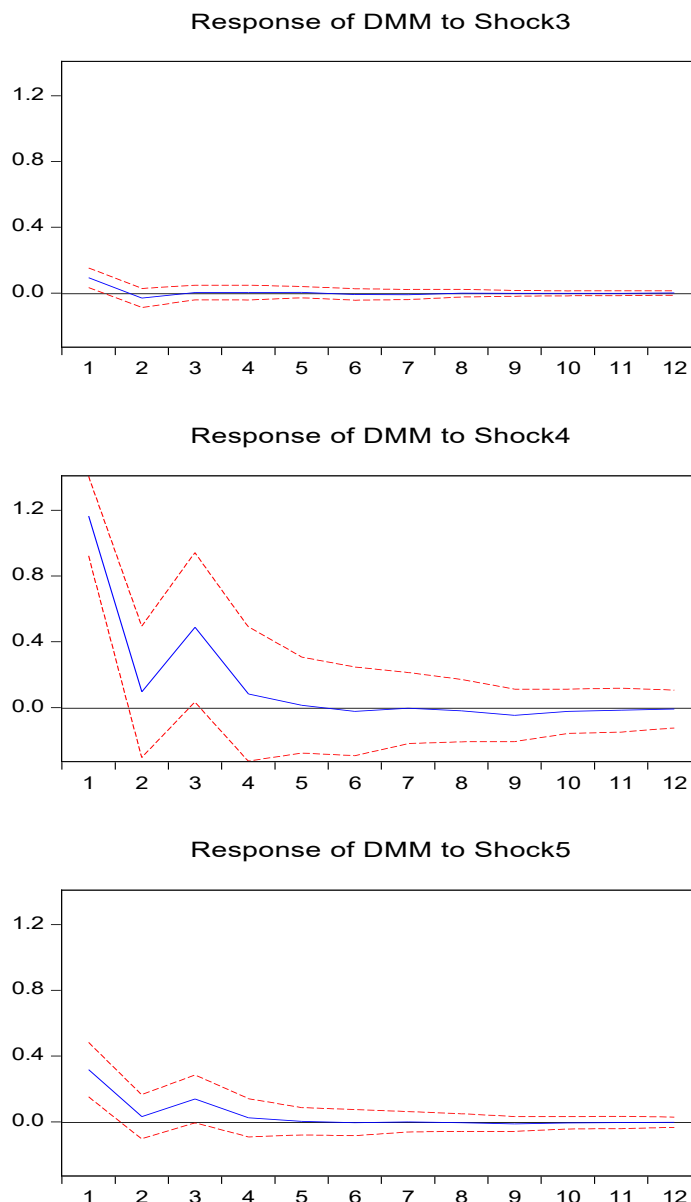
Source : Elaboré par l'auteur sur base des résultats obtenus à l'aide du logiciel Eviews

L'analyse des réponses impulsionnelles révèle qu'un choc du déficit budgétaire n'exerce aucun impact notable sur le niveau de dollarisation. En revanche, un choc de dépréciation du taux de change provoque une augmentation significative de la dollarisation dès le premier mois. Cette hausse atteint son maximum au début de la période, puis la dollarisation diminue progressivement à partir du septième mois pour se stabiliser vers le douzième mois.

Quant à l'impact du taux directeur, il apparaît que celui-ci n'influence pas de manière significative la dollarisation, ou exerce seulement un effet marginal, non substantiel, sur cette variable.

Graphique 3. Réponses impulsionnelles de la masse monétaire aux chocs du déficit budgétaire, taux de change et taux directeur

Response to Structural VAR Innovations ± 2 S.E.

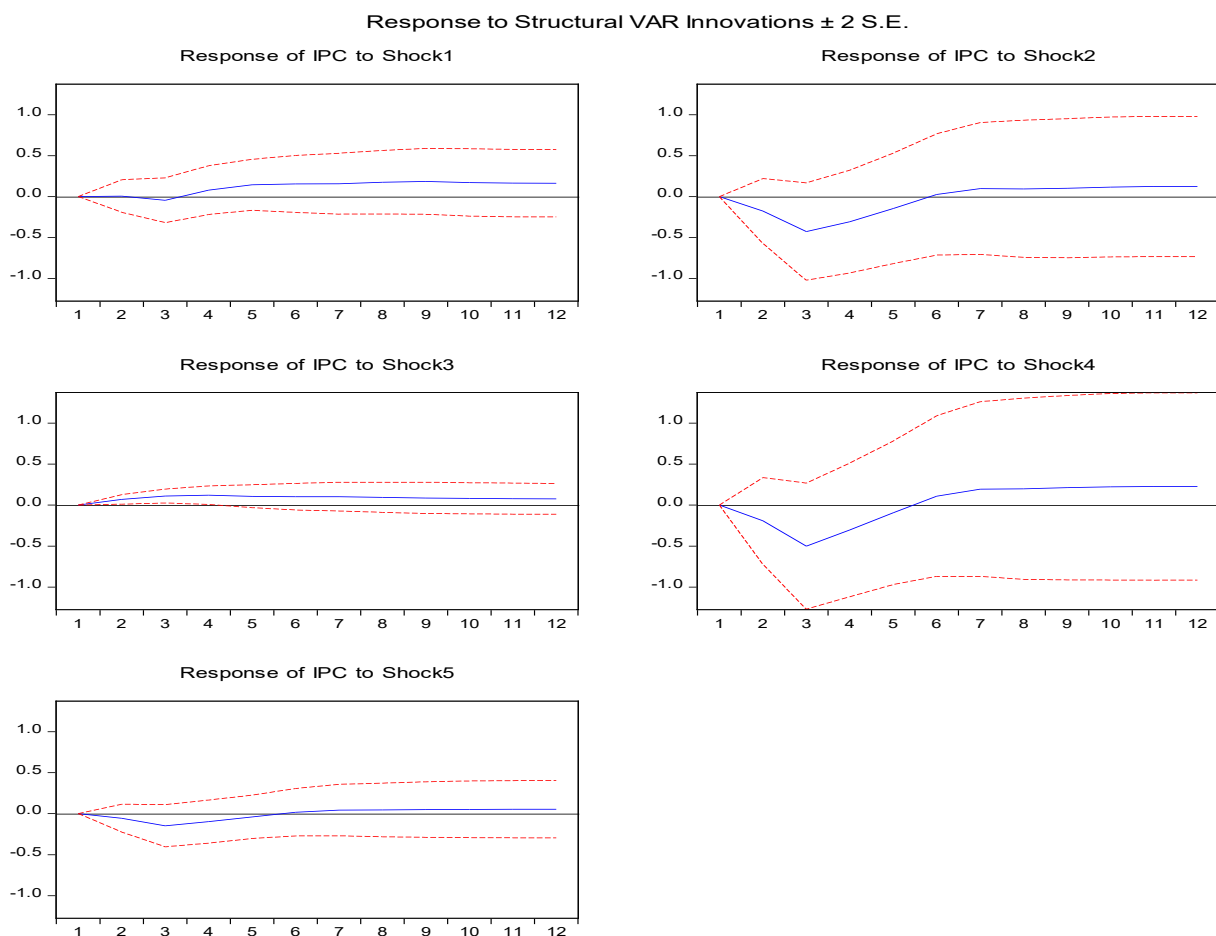


Sources : Elaboré par l'auteur sur base des résultats obtenus à l'aide du logiciel Eviews

L'analyse des réponses impulsionnelles révèle qu'un choc du déficit budgétaire, selon les restrictions de court terme appliquées dans notre modèle SVAR, n'exerce pas d'impact significatif sur la masse monétaire. En revanche, un choc du taux de change provoque des fluctuations irrégulières de la masse monétaire pendant les cinq premiers mois.

Concernant les impulsions de la politique monétaire, c'est-à-dire un choc du taux directeur, celles-ci n'entraînent pas d'effet significatif sur la masse monétaire, si ce n'est une légère augmentation observée au cours des deux premiers mois.

Graphique 4. Réponses impulsionnelles du niveau général des prix



Source : Elaboré par l'auteur sur base des résultats obtenus à l'aide du logiciel Eviews

L'analyse des réponses impulsionnelles à court terme révèle que la dollarisation entraîne une augmentation modérée et continue du niveau général des prix, observée dès le premier mois et se poursuivant jusqu'au douzième mois. Pour la masse monétaire, un choc provoque initialement une diminution du niveau général des prix au cours des cinq premiers mois, suivie d'une légère reprise des prix par la suite.

En ce qui concerne le déficit budgétaire, un choc engendre une hausse modérée des prix sur l'ensemble des douze mois. Un choc de dépréciation du taux de change entraîne dans

un premier temps une baisse du niveau général des prix, avant qu'une hausse des prix ne se manifeste à partir du sixième mois.

Enfin, les résultats montrent que le taux directeur n'exerce aucune influence notable sur le niveau général des prix dans le cadre de ces réponses impulsionnelles.

Analyse de la décomposition de la variance de l'erreur prévisionnelle

Les différentes valeurs obtenues sur la décomposition de la variance du niveau des prix sont consignées dans le tableau 9.

Tableau 9. Décomposition de la variance du niveau des prix

DECOMPOSITION DE LA VARIANCE DE L'IPC						
Période	Choc dollarisation	Choc masse monétaire	Choc déficit public	Choc taux de change	Choc Taux Directeur	Choc IPC
1	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	100,00
2	0,00	1,51	0,24	1,81	0,15	96,28
3	0,06	6,55	0,52	8,86	0,76	83,25
4	0,20	7,28	0,75	9,03	0,81	81,93
5	0,58	6,47	0,85	7,68	0,70	83,72
6	0,90	5,60	0,92	6,83	0,61	85,14
7	1,18	5,11	0,97	6,63	0,57	85,54
8	1,49	4,74	1,00	6,54	0,54	85,69
9	1,79	4,46	1,01	6,53	0,53	85,69
10	1,98	4,26	1,01	6,58	0,52	85,65
11	2,13	4,12	1,01	6,67	0,51	85,56
12	2,26	4,01	1,00	6,76	0,51	85,46

Source : Elaboré par l'auteur sur base des résultats obtenus à l'aide du logiciel Eviews

L'examen du Tableau 9, qui présente la décomposition de la variance de l'erreur prévisionnelle du niveau général des prix (IPC), montre que ce dernier est principalement expliqué par ses propres chocs au cours des douze premiers mois. Les contributions des autres variables sont moins importantes, le taux de change et la masse monétaire constituant les sources secondaires les plus influentes sur la variance des prix. Les chocs liés au déficit public, à la dollarisation et au taux directeur ont quant à eux des effets marginaux sur la variation du niveau général des prix durant la période analysée.

Estimation du modèle SVAR : Restrictions de long terme

Les estimations du modèle SVAR avec restrictions à long terme sont représentées dans la matrice L ci-dessus.

$$L = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & * & 0 & 0 \\ 0 & 1 & * & * & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ * & * & 0 & 1 & 0 & 0 \\ * & 0 & 0 & * & * & 0 \\ * & * & * & * & * & * \end{bmatrix}$$

	DOLL	DMM	DEF	DTXCH	DTXDIR	IPC
DOLL	1	0	0	C(8)	0	0
DMM	0	1	C(6)	C(9)	0	0
DEF	0	0	1	0	0	0
DTXCH	C(1)	C(4)	0	1	0	0
DTXDIR	C(2)	0	0	C(10)	C(12)	0
IPC	C(3)	C(5)	C(7)	C(11)	C(13)	C(14)

Paramètres	Explication
C(1)	Impact de la dollarisation sur le taux de change
C(2)	Impact de la dollarisation sur le taux directeur
C(3)	Impact de la dollarisation sur le niveau des prix
C(4)	Impact de la masse monétaire sur le taux de change
C(5)	Impact de la masse monétaire sur le niveau des prix
C(6)	Impact du déficit budgétaire sur la masse monétaire
C(7)	Impact du déficit budgétaire sur le niveau des prix
C(8)	Impact du taux de change sur la dollarisation
C(9)	Impact du taux de change sur la masse monétaire
C(10)	Impact du taux de change sur le taux directeur
C(11)	Impact du taux de change sur le niveau des prix
C(12)	Impact du taux directeur sur lui-meme
C(13)	Impact du taux directeur sur le niveau des prix
C(14)	Impact du niveau general des prix sur lui-meme

Estimation du modèle SVAR avec restrictions de long-terme

Les coefficients estimés sont présentés dans le Tableau 10.

Tableau 10. Estimation du SVAR avec restriction de long-terme

	Coefficient	Std, Error	z-Statistic	Prob,
C(1)	-0,0246	0,0096	-2,5509	0,0107
C(2)	0,6821	0,0366	18,6577	0,0000

C(3)	2,4783	0,1532	16,1795	0,0000
C(4)	0,7570	0,0515	14,6860	0,0000
C(5)	-3,8862	0,9699	-4,0068	0,0001
C(6)	0,0154	0,0033	4,6933	0,0000
C(7)	-0,3139	0,0354	-8,8788	0,0000
C(8)	0,0342	0,1824	0,1873	0,8514
C(9)	1,2828	0,0859	14,9288	0,0000
C(10)	0,2616	0,1397	1,8721	0,0612
C(11)	-4,9389	1,2794	-3,8603	0,0001
C(12)	0,2167	0,0193	11,2108	0,0000
C(13)	0,0820	0,0350	2,3409	0,0192
C(14)	0,2090	0,0125	16,7332	0,0000

Source : Elaboré par l'auteur sur base des résultats obtenus à l'aide du logiciel Eviews

Il ressort de la factorisation fondée sur les restrictions de long terme qu'une hausse d'une unité de l'écart-type de la dollarisation entraîne :

- Une baisse du taux de change de 0,02 % ;
- Une hausse du taux directeur de 0,68 % ;
- Une augmentation du niveau général des prix de 2,48 %.

S'agissant de l'impact d'une augmentation de 1 % de la masse monétaire, celle-ci entraîne :

- Une hausse de 0,75 % du taux de change, traduisant une dépréciation de la monnaie nationale ;
- Une baisse du niveau général des prix de 3 %. Toutefois, d'un point de vue économique, cet effet apparaît faible et peu significatif à long terme, suggérant une neutralité relative de la masse monétaire sur l'inflation à cet horizon temporel.

Par ailleurs, une hausse du déficit budgétaire de 1 % n'exerce aucune influence significative sur l'inflation à long terme.

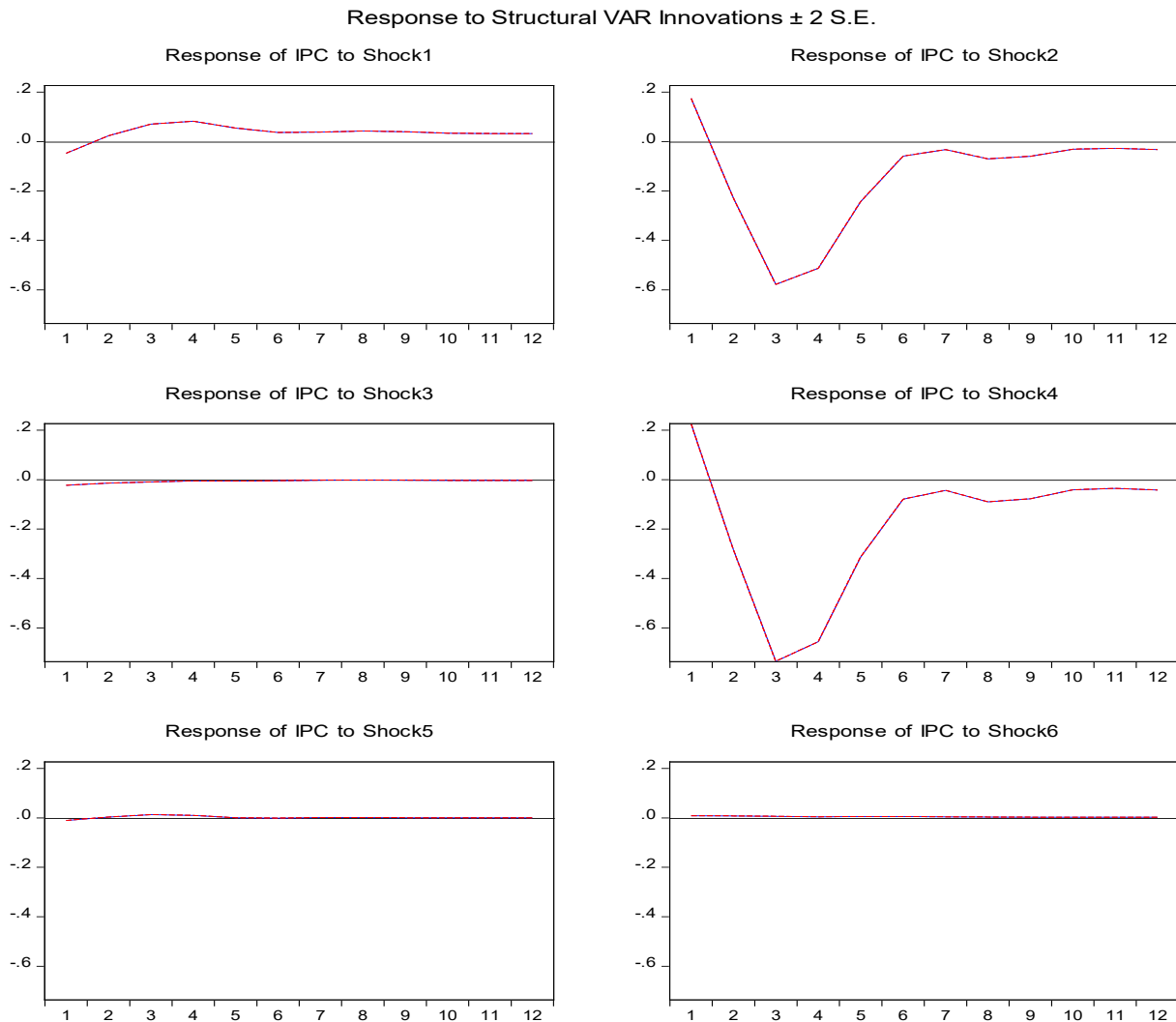
En ce qui concerne l'impact d'une augmentation de 1 % du taux de change, les résultats indiquent une baisse du niveau général des prix de 4 %, ce qui suggère que le taux de change n'a pas d'effet inflationniste positif à long terme.

Globalement, sur la base des résultats issus des restrictions de long terme, il ressort que les sources des fluctuations du niveau général des prix doivent principalement être recherchées à court terme. À long terme, l'inflation en République Démocratique du Congo ne semble pas être significativement influencée par les variables retenues dans le modèle.

Réponses impulsionnelles : SVAR long terme

L'analyse des réponses impulsionnelles confirme ces observations : seul un choc du taux de change entraîne une variation notable de l'inflation à long terme. Les autres variables ou chocs n'ont aucun impact significatif sur le niveau général des prix à long terme.

Graphique 5. Réponses impulsionnelles du niveau général des prix



Source : Elaboré par l'auteur sur base des résultats obtenus à l'aide du logiciel Eviews

S'agissant de la réaction du niveau général des prix, l'examen de ce graphique montre qu'un choc de la dollarisation entraîne une hausse des prix sur une période de 12 mois, tandis qu'un choc de la masse monétaire entraîne une baisse des prix durant les six premiers mois, avant un retour progressif du niveau des prix à leur niveau initial. Par ailleurs, un choc du déficit public n'entraîne aucune modification du niveau général des prix, alors qu'un choc du taux de change provoque une baisse des prix sur six mois, suivie d'un retour du niveau général des prix à son niveau initial.

Décomposition de la variance : SVAR long-terme

Les valeurs de la décomposition de la variance prévisionnelle de l'erreur à long terme sont présentées dans le tableau 11 ci-dessous :

Tableau 11. Décomposition de la variance à long-terme

DECOMPOSITION DE LA VARIANCE DE L'IPC						
Période	Choc Dollarisation	Choc Masse Monétaire	Choc déficit public	Choc Taux de change	Choc Taux Directeur	Choc IPC
1	86,20	1,66	0,87	0,37	0,61	10,29
2	68,43	11,10	0,63	9,45	0,49	9,90
3	22,09	32,90	0,20	40,48	0,43	3,90
4	10,50	37,87	0,10	49,03	0,48	2,02
5	7,58	39,09	0,07	51,03	0,57	1,66
6	7,42	39,05	0,07	51,06	0,58	1,82
7	7,42	39,00	0,08	50,98	0,58	1,95
8	7,41	38,96	0,08	50,95	0,58	2,01
9	7,39	38,95	0,08	50,95	0,58	2,05
10	7,39	38,92	0,08	50,92	0,58	2,11
11	7,38	38,90	0,08	50,89	0,58	2,16
12	7,39	38,88	0,08	50,87	0,58	2,20

Source : Elaboré par l'auteur sur base des résultats obtenus à l'aide du logiciel Eviews.

En ce qui concerne la décomposition de la variance de l'erreur de prévision du niveau général des prix à long terme, l'examen du Tableau 11 montre que, lors de la première période, les erreurs de prévision du niveau général des prix sont expliquées à 86 % par les chocs de la dollarisation, à 1 % par les impulsions monétaires, à 0,87 % par le déficit public, à 0,37 % par les innovations du taux de change, à 0,6 % par le taux directeur et à 10 % par ses propres innovations.

Au cours du cinquième mois, la variance de l'erreur de prévision de l'IPC est expliquée à 7 % par la dollarisation, à 39 % par la masse monétaire, à 0,07 % par le déficit public, à 51 % par le choc du taux de change, à 0,57 % par le taux directeur et à 2 % par ses propres innovations.

Discussion

Les résultats empiriques issus de l'estimation du VAR et du SVAR mettent en évidence des interactions complexes entre la dollarisation, la masse monétaire, le déficit budgétaire, le taux de change, le taux directeur et le niveau général des prix en République

démocratique du Congo. Ces résultats confirment en grande partie les enseignements théoriques et empiriques de la littérature sur les économies fortement dollarisées.

Dollarisation, taux de change et politique monétaire

Les analyses des réponses impulsionnelles montrent qu'un choc de dépréciation du taux de change entraîne une hausse immédiate et significative du niveau de dollarisation. Ce résultat est conforme à l'hypothèse de substitution monétaire, selon laquelle les agents économiques se réfugient dans une monnaie étrangère jugée plus stable lorsque la monnaie nationale se déprécie. Cette dynamique est largement documentée dans la littérature, notamment par CALVO et VEGH (1992) et IZE et LEVY-YEYATI (2003), qui soulignent que la perte de crédibilité de la monnaie nationale accentue la préférence pour les devises étrangères.

Dans le contexte congolais, cette relation est particulièrement marquée en raison de la forte dépendance historique au dollar américain et de la faible profondeur des marchés financiers domestiques. Les résultats obtenus corroborent ceux de TSHIMPANGA et KAYEMBE (2019), qui montrent que la dollarisation en RDC est avant tout un phénomène défensif face à l'instabilité macroéconomique.

Par ailleurs, l'impact limité du taux directeur sur la dollarisation à court et à long terme suggère une faible efficacité du canal traditionnel de la politique monétaire. Ce constat s'explique par la faible transmission des décisions de la Banque centrale dans une économie largement dollarisée, comme le soulignent BERG et BORENSZTEIN (2000) et MISHKIN (2004). Dans un tel contexte, la politique monétaire perd une partie de sa capacité à influencer les comportements de portefeuille des agents économiques.

Masse monétaire, déficit budgétaire et inflation

Les résultats indiquent que les chocs de la masse monétaire n'exercent qu'un impact transitoire et relativement faible sur le niveau général des prix, tant à court qu'à long terme. Cette observation s'éloigne de la vision monétariste classique selon laquelle l'inflation est toujours et partout un phénomène monétaire (FRIEDMAN, 1968). Elle rejoint toutefois les travaux menés dans les économies dollarisées, où la relation entre masse monétaire et inflation est souvent affaiblie par la substitution monétaire (De NICOLO, HONOHAN et IZE, 2005).

En revanche, le déficit budgétaire apparaît comme ayant un effet marginal sur l'inflation, aussi bien dans les réponses impulsionnelles que dans la décomposition de la variance. Ce résultat suggère que le financement monétaire du déficit, bien que présent, ne constitue pas la principale source des pressions inflationnistes à long terme. Cette conclusion

rejoint les analyses de SARGENT et WALLACE (1981), selon lesquelles l'impact inflationniste du déficit dépend fortement du régime monétaire et de la crédibilité des autorités.

Dans le cas de la RDC, ces résultats peuvent s'expliquer par le recours fréquent à des mécanismes non conventionnels de financement et par la prédominance des facteurs externes, notamment le taux de change, dans la formation des prix domestiques.

Rôle central du taux de change dans la dynamique des prix

La décomposition de la variance de l'erreur de prévision du niveau général des prix montre que, après ses propres innovations, le taux de change constitue la principale source des fluctuations de l'inflation, tant à court qu'à moyen terme. Cette prépondérance du canal du taux de change confirme l'existence d'un fort pass-through du taux de change vers les prix, caractéristique des économies ouvertes et dépendantes des importations.

Ce résultat est conforme aux travaux de McCarthy (2000) et Choudhri et Hakura (2006), qui démontrent que le pass-through est plus élevé dans les pays en développement caractérisés par une faible crédibilité monétaire. En RDC, la forte dépendance aux biens importés, combinée à la dollarisation des transactions, amplifie l'impact des fluctuations du taux de change sur le niveau général des prix.

Ainsi, les résultats empiriques suggèrent que les pressions inflationnistes en RDC sont davantage expliquées par des facteurs de court terme, en particulier les chocs de change, plutôt que par les variables monétaires domestiques à long terme.

Implications générales et cohérence avec la littérature

Globalement, les résultats obtenus confirment que dans une économie fortement dollarisée, la politique monétaire conventionnelle perd une grande partie de son efficacité, tandis que le taux de change devient le principal vecteur de transmission des chocs macroéconomiques. Ces conclusions rejoignent celles de IMF (2015) et Devereux et Yetman (2010), qui soulignent la nécessité, pour les pays dollarisés, de renforcer la stabilité macroéconomique et la crédibilité institutionnelle afin de réduire la vulnérabilité aux chocs externes.

Les causes des fluctuations du niveau général des prix en RDC doivent donc être recherchées prioritairement dans les déséquilibres de court terme, notamment les chocs de change, plutôt que dans les fondamentaux monétaires à long terme. Cela plaide en faveur de politiques visant à stabiliser le taux de change, renforcer la confiance dans la monnaie nationale et améliorer la coordination entre politiques budgétaire et monétaire.

CONCLUSION

Dans le cadre de ce travail, nous nous sommes interrogés sur la question centrale suivante : l'évaluation de l'efficacité de la politique monétaire en République Démocratique du Congo peut-elle orienter de nouvelles stratégies de redynamisation de l'économie congolaise ?

Les hypothèses formulées à cet effet reposaient, d'une part, sur l'incertitude entourant l'efficacité réelle de la politique monétaire dans un contexte économique marqué par de profondes rigidités structurelles et, d'autre part, sur l'analyse des principales caractéristiques de cette politique, à savoir la dollarisation, la masse monétaire, le solde budgétaire, le taux de change, le taux directeur et l'Indice des Prix à la Consommation (IPC).

Les tests de causalité au sens de GRANGER ont montré qu'au seuil de 5 %, la dollarisation, la masse monétaire et le solde budgétaire causent l'évolution de l'IPC, confirmant ainsi l'existence de liens dynamiques entre les variables monétaires et le niveau général des prix.

Les principaux résultats empiriques peuvent être résumés comme suit. Premièrement, le taux de change exerce un impact positif et significatif sur la dollarisation de l'économie congolaise, tandis que le taux directeur n'y réagit que faiblement. Ce constat suggère que la politique monétaire conventionnelle dispose d'une capacité limitée à influencer le phénomène de dollarisation. Deuxièmement, à court terme, le déficit budgétaire n'influence pas directement la masse monétaire, alors que les variations du taux de change affectent significativement cette dernière. Troisièmement, le niveau général des prix réagit positivement aux chocs de dollarisation, traduisant une légère hausse des prix, tandis que les chocs de masse monétaire sont également associés à une augmentation du niveau des prix. En revanche, l'impact du déficit budgétaire demeure faible, et le taux directeur ne semble pas exercer d'influence significative sur l'inflation à court terme.

À long terme, les résultats montrent que la dollarisation contribue à la hausse du niveau général des prix, tandis que la masse monétaire exerce une influence négative sur la croissance économique. Par ailleurs, les variations du taux de change conduisent à une baisse du niveau général des prix, alors que le déficit public n'entraîne pas de modification significative de l'inflation à long terme.

Dans l'ensemble, ces résultats confirment les hypothèses secondaires selon lesquelles la dollarisation constitue la caractéristique dominante de la politique monétaire en République Démocratique du Congo, phénomène étroitement lié à la fragilité de l'économie nationale. La gestion de la politique monétaire est également marquée par une expansion de la

masse monétaire destinée au financement du déficit public, ce qui contribue aux tensions inflationnistes observées sur le marché des biens et services.

Il ressort enfin de cette étude que la politique monétaire, à elle seule, demeure insuffisante pour stimuler durablement l'économie congolaise. Le renforcement de la base productive et de l'environnement macroéconomique apparaît comme une condition préalable à l'efficacité de l'action monétaire et à la réalisation d'une croissance économique soutenable.

À cet effet, plusieurs recommandations peuvent être formulées. Il est nécessaire de renforcer la crédibilité de la politique monétaire et la qualité des institutions de stabilisation macroéconomique afin de garantir une inflation faible et de réduire l'instabilité économique. Ce renforcement passe notamment par l'indépendance effective de la Banque Centrale du Congo vis-à-vis du pouvoir politique, afin de limiter la monétisation des déficits publics et de mieux maîtriser le niveau général des prix. En outre, il convient de promouvoir l'inclusion financière, de renforcer le rôle des banques commerciales, d'élargir le marché monétaire et d'encourager la concurrence, afin d'améliorer la transmission de la politique monétaire à l'économie réelle.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- AKAIKE, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19(6), 716–723. <https://doi.org/10.1109/TAC.1974.1100705>
- BANQUE CENTRALE DU CONGO. (2007). *Rétrospectif historique de 1951 à 2006*. Kinshasa : BCC.
- BANQUE CENTRALE DU CONGO. (2009). *Évaluation de la politique monétaire en République Démocratique du Congo*. Kinshasa : BCC.
- BANQUE CENTRALE DU CONGO. (2017). *Rapport annuel 2017*. Kinshasa : BCC.
- BANQUE CENTRALE DU CONGO. (2019). *Rapport annuel 2019*. Kinshasa : BCC.
- BERG, A. and BORENSZTEIN, E. (2000). *The pros and cons of full dollarization* (IMF Working Paper No. 00/50). International Monetary Fund.
- CALVO, G. A., and VÉGH, C. A. (1992). Currency substitution in developing countries: An introduction. *IMF Staff Papers*, 39(1), 1–14. <https://doi.org/10.2307/3867139>
- CHOUDHRI, E. U. and HAKURA, D. S. (2006). Exchange rate pass-through to domestic prices: Does the inflationary environment matter? *Journal of International Money and Finance*, 25(4), 614–639. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2005.11.009>

DAVID, J.-H. (1986). *La monnaie et la politique monétaire*. Paris : Economica.

DE NICOLÓ, G., HONOHAN, P. and IZE, A. (2005). Dollarization of bank deposits: Causes and consequences. *Journal of Banking & Finance*, 29(7), 1697–1727. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2004.06.033>

DEVEREUX, M. B. and YETMAN, J. (2010). Price adjustment and exchange rate pass-through. *Journal of International Money and Finance*, 29(1), 181–200. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2009.01.005>

FRIEDMAN, M. (1968). The role of monetary policy. *American Economic Review*, 58(1), 1–17.

FRIEDMAN, M. (2018). *Capitalisme et liberté*. Paris : Éditions Leduc.S.

INTERNATIONAL MONETARY FUND. (2015). *Dollarization in Sub-Saharan Africa: Experience and policy implications*. IMF Country Report.

IZE, A. and LEVY-YEYATI, E. (2003). Financial dollarization. *Journal of International Economics*, 59(2), 323–347. [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(02\)00017-X](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(02)00017-X)

MACKINNON, J. G. (1994). Approximate asymptotic distribution functions for unit-root and cointegration tests. *Journal of Business & Economic Statistics*, 12(2), 167–176. <https://doi.org/10.1080/07350015.1994.10524509>

MCCARTHY, J. (2000). Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies. *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review*, 6(1), 1–19.

MISHKIN, F. S. (2004). *The economics of money, banking and financial markets* (7th ed.). Boston, MA: Pearson Addison Wesley.

RISASI ONGONDJO, D. (2021). *Évaluation de l'efficacité de la politique monétaire en République Démocratique du Congo* (Mémoire de diplôme d'études approfondies). Université Catholique du Congo, Kinshasa.

SARGENT, T. J. and WALLACE, N. (1981). Some unpleasant monetarist arithmetic. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 5(3), 1–17.

Academic Editor : Congo Research Papers, RDC

Citation : Deltard RISASI ONGONDJO et Isaac KANYAMA KALONDA (2025). Evaluation de l'efficacité de la politique monétaire en République Démocratique du Congo de 2009 à 2020 selon l'approche SVAR. *Congo Research Papers*, Volume 6, issue 3. pp.63-90.

Copyright : © 2025 par CRP-RDC. Submitted for possible open-access publication under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution license CC BY-NC-ND 4.0.

Conflict of interest : The author has no conflict of interest to declare.