

CHAPITRE 3. ANALYSE EMPIRIQUE DE L'EFFICACITE DE LA POLITIQUE MONETAIRE DANS L'ECONOMIE CONGOLAISE DOLLARISEE

La dollarisation pourrait accroître la fragilité du système financier. Les banques peuvent devenir vulnérables face à l'accroissement des transactions en devises. Puisque la Banque Centrale domestique ne crée pas des devises, le système bancaire devient plus vulnérable en cas de défaillance ou d'incapacité d'une banque donnée à honorer ses engagements en devises. Une crise de liquidité individuelle peut ainsi se généraliser à l'ensemble du système bancaire dans la mesure où la Banque Centrale domestique ne peut pas jouer un rôle de prêteur des devises en dernier ressort (suite par exemple à l'insuffisance des réserves de change). Lorsque l'économie est complètement dollarisée, la Banque Centrale domestique perd totalement son rôle de prêteur en dernier ressort au profit de la Banque Centrale émettrice de la monnaie de référence.

Les analyses aussi bien théoriques qu'empiriques ont démontré que la RDC figure parmi les économies les plus dollarisée au monde. La dollarisation de l'économie affecte, en règle générale, les fonctions de réserve de valeur et d'unité de compte pour les biens durables et surtout les décisions de l'institut d'émission. Lorsqu'elle est installée, il est très difficile de revenir en arrière. Le retour entraîne des coûts fixes importants, c'est-à-dire le changement de comportement vis-à-vis de l'utilisation d'une monnaie et la volonté politique de s'engager dans le processus de la dé-dollarisation de l'économie.

Dans le but de répondre à nos questions, nous proposons d'étudier empiriquement l'efficacité de la politique monétaire dans une économie dollarisée en utilisant le vecteur autorégressif (VAR) afin d'analyser les causalités entre les variables et leurs analyses dynamiques. Ce chapitre sera organisé de façon suivante : d'abord, nous parlerons de la spécification de modèle VAR ; ensuite, nous parlerons de l'évaluation empirique.

SECTION I: SPECIFICATION DU MODELE VECTORIEL AUTOREGRESSIF (VAR)

La modélisation VAR repose toutefois sur l'hypothèse que l'évolution de l'économie peut être bien approchée par la description du comportement dynamique d'un vecteur de k variables dépendant linéairement du passé. Elle a été introduite en économétrie en 1980 par SIMS comme une alternative aux modèles à équations simultanées.

Au regard de la période, ces modèles ont donné des résultats très médiocres, notamment en termes de prévisions et ont suscité un grand nombre de critiques au sujet de la simultanéité des relations et de l'exogénéité des variables. La modélisation VAR permet, sans recourir à une théorie économique en amont, d'avoir un cadre relativement bien adapté pour notre étude, et permet d'analyser l'efficacité des politiques macroéconomiques.

3.1.1. Représentation du modèle VAR

Un vecteur autorégressif (VAR) est un système d'équations linéaires dynamiques dans lequel chaque variable est écrite comme fonction linéaire de ses propres valeurs retardées et de celles des autres variables. Considérons k variables ou processus stationnaires $Y_{1t}, Y_{2t} \dots Y_{kt}$.

Chacun de ces processus est fonction de ses propres valeurs passées, mais aussi des valeurs passées et présentes de l'autre processus. Si nous notons p le nombre de retards, le modèle VAR(p) décrivant la dynamique des k variables sous forme réduite s'écrit de la manière suivante :

$$Y_t = \Phi_0 + \Phi_1 Y_{t-1} + \Phi_2 Y_{t-2} + \dots + \Phi_p Y_{t-p} + V_t \quad (2)$$

$$\text{Avec } Y_t = \begin{bmatrix} Y_{1t} \\ \vdots \\ Y_{2t} \end{bmatrix}; \Phi_p = \begin{bmatrix} a_{11}^1 & \dots & a_{1p}^k \\ \dots & \dots & \dots \\ a_{k1}^1 & \dots & a_{kp}^k \end{bmatrix}; A_0 = \begin{bmatrix} a_1^0 \\ \vdots \\ a_k^0 \end{bmatrix}; V_t = \begin{bmatrix} v_{1t} \\ \vdots \\ v_{2t} \end{bmatrix}$$

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

$$(I - \Phi_1 L - \Phi_2 L^2 - \dots - \Phi_p L^p) Y_t = \Phi_0 + V_t \quad (3)$$

que l'on peut, à son tour, réécrire de la façon suivante :

$$\Phi(L) Y_t = \Phi_0 + V_t \quad (4)$$

$$\text{Avec } \Phi(L) = I - \sum_{i=1}^p \Phi_i L^i$$

Où I la matrice identité, L l'opérateur retard et V_t satisfait les conditions de bruit blanc.

3.1.2. Vérification de la stationnarité des variables

Les séries économiques sont très souvent des séries non stationnaires. Pour appréhender la stationnarité d'une série, on applique des tests de racine unitaire. Il existe de nombreux tests de racine unitaire, nous présentons ici uniquement le test de Dickey et Fuller visant à tester l'hypothèse nulle de non stationnarité contre l'hypothèse alternative de stationnarité.

3.1.3. Détermination du nombre de décalage ou retard optimal

Pour déterminer le nombre de retards optimal pour un VAR(p) ; on peut utiliser plusieurs méthodes. Une procédure type consiste à estimer tous les modèles VAR pour des ordres p allant de 0 à un certain ordre h fixé de façon arbitraire (nombre de retards maximum pour la taille d'échantillon considéré, ou nombre de retards maximum compatible avec une théorie ou une intuition économique). Pour chacun de ces modèles, on calcule les fonctions AIC (p) et SC (p) de la façon suivante :

$$AIC(p) = \log[\det|\Omega|] + \frac{2k^2p}{n}$$

$$SC(p) = \log[\det|\Omega|] + \frac{k^2p \log(n)}{n}$$

Où k est le nombre des variables du système, n est le nombre d'observations, p est le nombre de retards et Ω est la matrice des variances-covariances des résidus estimés du modèle, *det* désignant son déterminant. On retient le retard p du modèle qui minimise ces critères.

3.1.4. Estimation d'un processus VAR

Tous comme pour les processus AR univariés plusieurs méthodes d'estimation sont envisageables pour les processus VAR : La première consiste tout simplement à appliquer les MCO. La seconde principale méthode consiste en le maximum de vraisemblance.

3.1.5. Causalité au sens de Granger

Une des questions posées par Sims avec les processus VAR est de savoir s'il existe une relation de causalité entre les différentes variables du système.

En fait, théoriquement, la mise en évidence de relations causales entre les variables économiques fournit des éléments de réflexion favorables à une meilleure compréhension et interprétation des phénomènes économiques.

Granger (1969) a proposé les concepts de causalité et d'exogénéité. Afin de présenter cette notion, considérons deux variables Y_1 et Y_2 . On dit que Y_1 cause Y_2 au sens de *Granger* si la prévision de Y_2 fondée sur la connaissance des passés conjoints de Y_1 et Y_2 est la meilleure que la prévision fondée sur la seule connaissance du passé de Y_2 . Autrement, la variable Y_1 est la cause de la variable Y_2 , si la prédictibilité de Y_2 est améliorée lorsque l'information relative à Y_1 est incorporée dans l'analyse.

Considérons le processus $VAR(p)$ à deux variables Y_{1t} et Y_{2t} stationnaires :

$$\begin{bmatrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_0 \\ b_0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_1^1 & b_1^1 \\ a_1^2 & b_1^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{1t-1} \\ Y_{2t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_2^1 & b_2^1 \\ a_2^2 & b_2^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{1t-2} \\ Y_{2t-2} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} a_p^1 & b_p^1 \\ a_p^2 & b_p^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{1t-p} \\ Y_{2t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (5)$$

Tester l'absence de causalité de Y_{1t} et Y_{2t} revient à effectuer un test de restriction sur les coefficients des variables Y_{it} de la représentation VAR ⁵¹. Voici les critères de décision de test de causalité :

- Si l'hypothèse nulle suivante est acceptée :

$$b_1^1 = b_2^1 = \dots = b_p^1 = 0$$

Cela implique Y_{1t} ne cause pas Y_{2t} ;

- Si l'hypothèse nulle suivante est acceptée :

$$a_1^1 = a_2^1 = \dots = a_p^1 = 0$$

⁵¹ Mignon Valérie., *Econométrie : théorie et applications*, édition Economica, Paris, 2008, p.299.

Cela implique Y_{2t} ne cause pas Y_{1t} .

Il convient de noter que si les deux hypothèses nulles ne sont pas acceptées, c'est-à-dire Y_{1t} cause Y_{2t} , et Y_{2t} cause Y_{1t} , on parle de boucle rétroactive.

3.1.6. Dynamique d'un modèle VAR

La méthode de décomposition des chocs initialement préconisée par Sims repose sur la décomposition de Cholesky qui suit un schéma récursif. Le caractère a-théorique de la méthodologie VAR souhaitée par Sims n'est finalement que partielle, puisque le modélisateur doit ordonner les équations de son système de la variable la plus exogène à la variable la plus endogène. Ainsi, les résultats dépendent ici de l'ordre des variables qui est retenu.

En effet, les processus VAR permettent d'analyser les effets de la politique économique grâce à la simulation de chocs aléatoires (sur les valeurs présentes et passées des variables endogènes). Dès lors, un choc sur la *ième* variable peut affecter directement cette *ième* variable, mais également les autres variables du processus au travers de la dynamique de la représentation VAR. Il faut néanmoins préciser qu'une telle analyse s'effectue toujours *ceteris paribus* (toutes choses égales par ailleurs).

Pour analyser des chocs d'un processus VAR, il convient au préalable de réécrire ce processus sous la forme moyenne mobile : la représentation VMA (*Vector Moving Average*). Etant donné que tout processus stationnaire admet une représentation sous forme moyenne mobile infinie (Lardic et Mignon, 2002), il est possible de réécrire le processus VAR sous cette forme.

L'étude des fonctions de réponse aux chocs est bien souvent complétée par une analyse de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision. Le modélisateur peut alors déterminer la contribution de chaque innovation (choc) à la variance totale de l'erreur de prévision du processus.

Afin d'appréhender les relations dynamiques existantes entre les variables considérées, à l'aide de trois instruments d'analyse généralement utilisés par les économistes, à savoir les tests de causalité, la décomposition de la variance de l'erreur de prévision et les fonctions de réponse au choc, il est nécessaire d'étudier la stabilité du modèle VAR spécifié. Ainsi, le modèle VAR est stable si toutes les racines du polynôme sont à l'intérieur du cercle unité.

SECTION II: EVALUATION EMPIRIQUE DE L'EFFICACITE DE LA POLITIQUE DANS L'ECONOMIE CONGOLAISE DOLLARISEE

Pour évaluer l'efficacité de la politique monétaire, nous allons construire un modèle intégrant les variables de la politique monétaire et la variable - objectif. En d'autres termes, il s'agira à l'aide de la modélisation VAR de vérifier dans quelle mesure un choc ou une innovation de politique monétaire de la Banque Centrale du Congo se répercute sur le niveau général des prix dans un contexte de la dollarisation de l'économie congolaise. Les estimations seront faites sur les données annuelles allant de 1988 à 2018, période pendant laquelle la RDC a connu de mutations structurelles et une forte dollarisation de son économie.

3.2.1. Choix des variables du modèle

L'évaluation des effets de la dollarisation sur l'efficacité de la politique monétaire de la BCC nécessite un bon choix des variables. De ce fait, nous avons retenu cinq variables : le taux d'inflation (TIF), le taux de change nominal (TCH), le taux d'intérêt directeur (TDI), le taux de la masse monétaire (TM) et le taux de réserves obligatoires (TRO).

Le choix de ces variables se fonde sur certaines considérations théoriques que pratiques ci-après :

- ☛ **Le Taux d'Intérêt Directeur (TDI)** : C'est le taux de refinancement des banques à la Banque Centrale via le réescompte ou les prêts à court terme. C'est le taux pivot autour duquel se déterminent d'autres taux applicables sur le marché monétaire et interbancaire.
- ☛ **Le Taux de la Masse monétaire (TM)** : la masse monétaire est la quantité de la monnaie en circulation, celle-ci est une variable déterminant de la stabilité des prix. Elle a été retenue compte tenu que les objectifs quantitatifs de la politique monétaire portent sur l'évolution des agrégats monétaires.
- ☛ **Le Taux de Change nominal (TCH)** : le taux de change est un instrument de régulation des échanges extérieurs. Pour une petite économie ouverte comme la RD Congo, avec l'intensification de la libéralisation financière, le taux de change est une variable cruciale qui doit être prise en compte par les autorités monétaires dans leur conduite;
- ☛ **Le taux d'inflation (TIF)** : car l'objectif principal de la politique monétaire est la stabilité des prix ;

- **Le taux de réserves obligatoires (TRO)** : sont des réserves financières que les banques et autres établissements financiers doivent déposer auprès de la Banque Centrale.

3.2.2. Test de stationnarité sur les variables

Une question très importante dans l'étude de séries temporelles est de savoir si celles-ci suivent un processus stationnaire. On entend par là, le fait que la structure du processus sous-jacent supposé évolue ou non avec le temps. Lorsque la structure reste la même, le processus est dit alors stationnaire. En d'autres termes, avant le traitement d'une série chronologique, il convient d'en étudier les caractéristiques stochastiques. Si ces caractéristiques, c'est-à-dire son espérance et sa variance, se trouvent modifier dans le temps, la série chronologique est considérée comme non stationnaire ; dans le cas d'un processus stochastique invariant, la série temporelle est alors stationnaire.

En d'autres termes, une série est stationnaire si sa moyenne et sa variance sont constantes à travers le temps. D'abord, nous procédons à l'analyse graphique pour voir l'évolution des variables (test informel). Ensuite, nous mettons en place des tests de racine unitaire sur les variables, afin de vérifier leur stationnarité (test formel). Si les variables ne sont pas stationnaires, c'est-à-dire qu'elles possèdent une racine unitaire, il sera nécessaire de les intégrer.

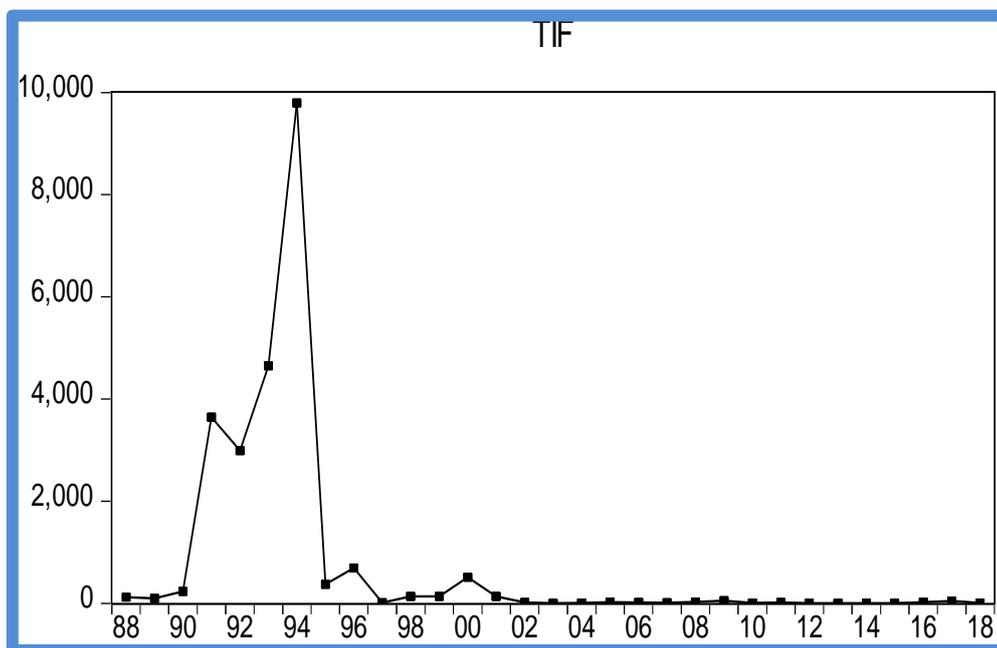
3.2.2.1. Analyse graphique des variables

L'analyse graphique permet de détecter la non stationnarité de la variable si on observe des tendances ou des chocs aléatoires.

La non stationnarité peut conduire à estimer des régressions qui ont l'air statistiquement très correctes entre les variables qui n'ont en réalité aucun lien entre elles ; il s'agit du célèbre problème des corrélations fictives. La non stationnarité invalide également les tests usuels.

A. L'analyse graphique du taux d'inflation (TIF)

Graphique 3.1. L'analyse de l'évolution du taux d'inflation de 1988 à 2018 (TIF)

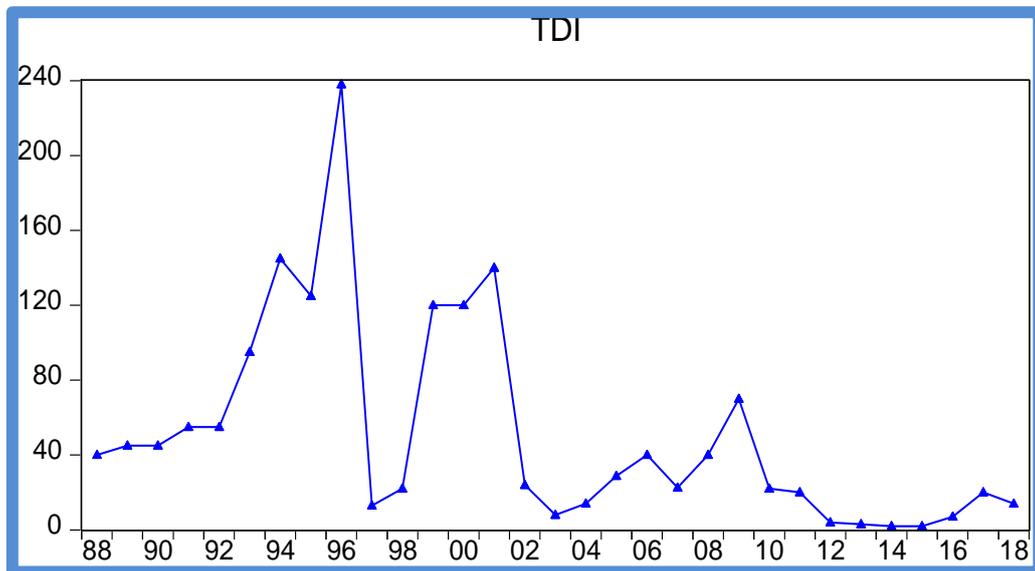


Source : l'auteur, à l'aide du logiciel Eviews 7.

Ce graphique montre que le taux d'inflation a connu des fluctuations durant toute la période sous revue. Malgré ces fluctuations, nous observons deux périodes d'accalmie : avant 1990 et après 2002. Nous présumons que cette variable est non stationnaire.

B. L'analyse graphique du taux d'intérêt directeur (TDI)

Graphique 3.2. L'analyse l'évolution du taux d'intérêt directeur de 1988 à 2018

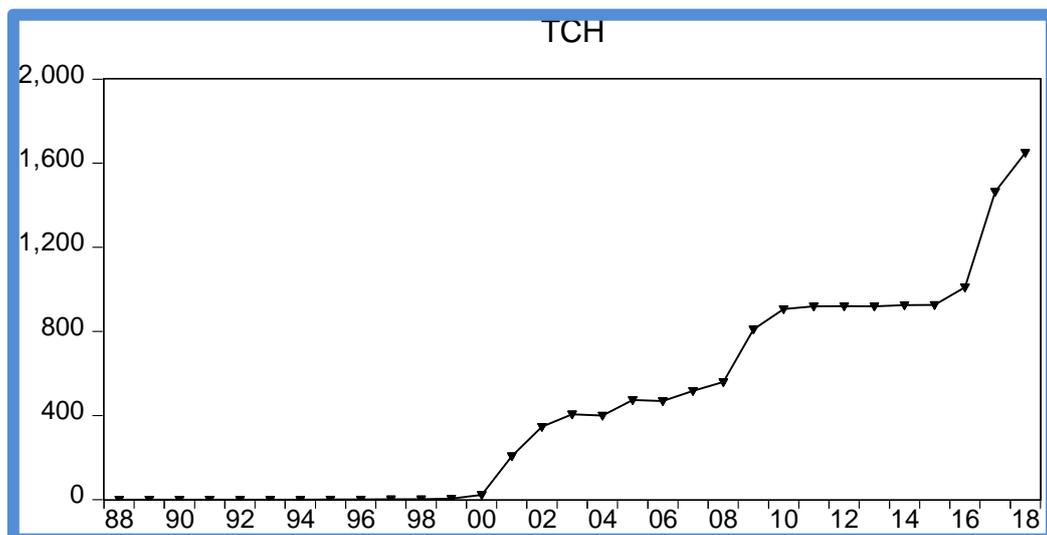


Source: l'auteur, à l'aide du logiciel Eviews 7.

En visualisant ce graphique, il ressort que la série du taux d'intérêt directeur révèle une évolution non stationnaire à travers le temps caractérisée par une tendance aléatoire.

C. L'analyse graphique du taux de change nominal (TCH)

Graphique 3.3. L'analyse de l'évolution du taux de change (TCH) de 1988 à 2018

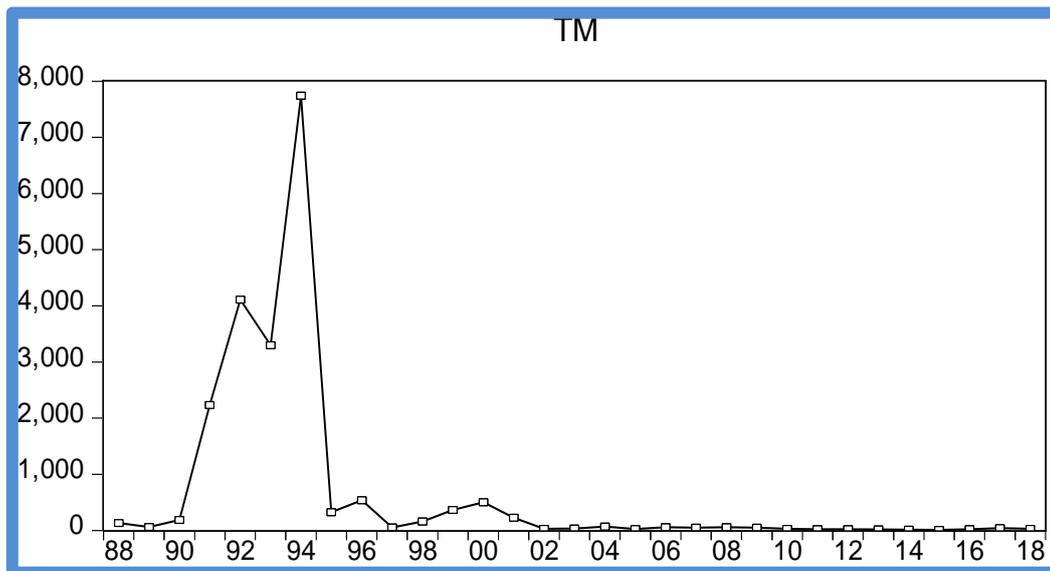


Source: l'auteur, à l'aide du logiciel Eviews 7.

La visualisation graphique du taux de change montre que cette variable a connu une stabilité de 1988 à 2000. Après 2001, elle a commencé à enregistrer une fluctuation. Ce qui nous permet de soupçonner la non stationnarité de la série.

D. L'analyse graphique du taux de la masse monétaire (TM)

Graphique 3.4. L'analyse l'évolution du taux de la masse monétaire (TM) de 1988 à 2018

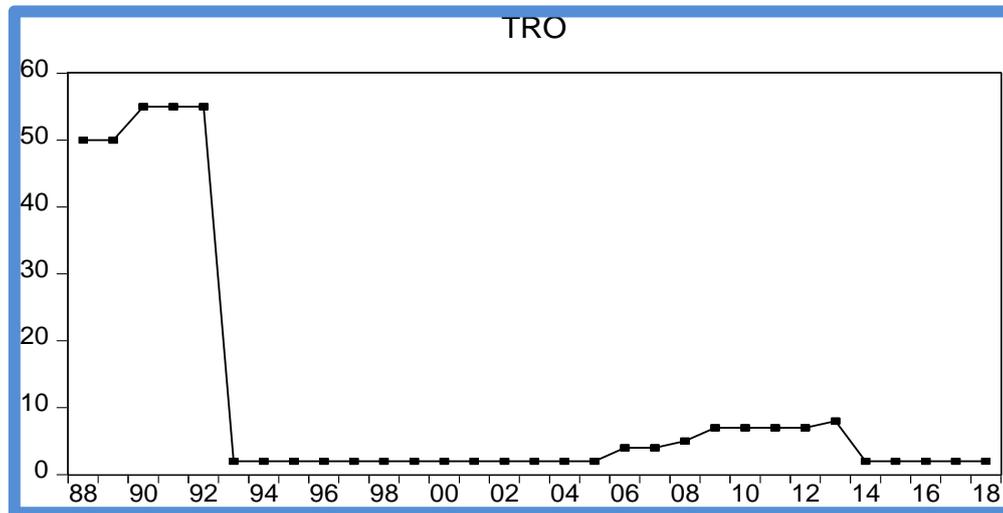


Source: l'auteur, à l'aide du logiciel Eviews 7.

Le taux de la croissance de la masse monétaire révèle deux périodes : avant 2002, on observe une tendance à la hausse et à la baisse et après 2002 est resté relativement stable jusqu'à 2018. Cette évolution interdit la stationnarité par présomption.

E. L'analyse graphique du taux de réserves obligatoires (TRO)

Graphique 3.5. L'analyse l'évolution du taux de réserves obligatoires (TRO) de 1988 à 2018



Source: l'auteur, à l'aide du logiciel Eviews 7.

L'évolution du taux des réserves obligatoires a subi des fluctuations durant la période sous revue.

Par ailleurs, l'analyse graphique peut être trompeuse. Nous recourons aux tests formels pour vérifier si ces cinq variables sont stationnaires ou pas. Le test le plus utilisé parmi tous les tests de racine unitaire est le test de Dickey – Fuller.

3.2.2.2. Test de Racine unitaire

Nous recourons au test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) en vue de tester la présence de racine unitaire. Les résultats sont consignés dans le tableau ci-dessous nous permet de confirmer la stationnarité de la série ou de la série différenciée si la statistique ADF (négative) en valeur absolue est supérieure aux valeurs critiques de MacKinnon (VCM) en valeur absolue, ou la non stationnarité dans le cas contraire.

En d'autres termes, si la statistique ADF est positive, la série est stationnaire. Mais si elle est négative, elle est stationnaire si elle est inférieure à la valeur critique de Mackinnon.

Tableau 3.1. Tests de racine unitaire de Dickey Fuller Augmenté

Variable	Test de ADF en niveau		Test de ADF en différence première		Test de ADF en différence seconde		Ordre d'intégration	Décision
	ADF	VCM au seuil de 5%	ADF	VCM au seuil de 5%	ADF	VCM au seuil de 5%		
TCH	-1.570672	-3.574244	0.995801	-1.957204	-6.513970	-3.632896	I(2)	S
TIF	-3.920676	-3.622033					I(0)	S
TM	-4.462827	-3.622033					I(0)	S
TDI	-3.974435	-3.568379					I(0)	S
TRO	-2.467324	-1.952473					I(0)	S

Note: DS = Difference stationary ADF = Dickey Fuller Augmenté I(1)= Intégré d'ordre 1 I(2)= Intégré d'ordre 2 I(0)= Intégré d'ordre 0 VCM = Valeur critique de Mackinnon S= Stationnaire.

En se référant aux informations fournies par le tableau 3.1, nous observons que le taux de croissance de la masse monétaire (TM), le taux d'intérêt directeur (TDI), le taux de réserves obligatoires (TRO), et le taux d'inflation (TIF) sont intégrés d'ordre 0 c'est-à-dire stationnaires en niveau sauf le taux de change (TCH) qui est intégré d'ordre 2, c'est-à-dire stationnaire en différence seconde.

En utilisant la différence seconde, la variable non stationnaire en niveau devient la variation du taux de change. Ce qui nous permet d'utiliser le modèle VAR(p) car toutes les variables sont devenues stationnaires.

3.2.3. Détermination du nombre de retards optimal

La procédure pour l'estimation d'un modèle VAR exige la connaissance de la longueur ou le nombre de retards dans les équations du modèle.

Les critères de Akaike et de Schwarz sont utilisés pour déterminer le nombre de retards p du modèle VAR des décalages h allant de 1 à 2. On retient le retard p qui minimise ces deux critères. En cas de contradiction, nous allons utiliser le principe de parcimonie en retenant le critère qui donne le nombre de retards optimal le moins élevé.

Tableau 3.2. Nombre de retards optimal suivant les critères d'information

Nombre de retards	AIC	SC
1	57.89711	59.33692
2	53.04151	55.68118

Source: l'auteur, avec le logiciel Eviews 7.

Note : AIC = Akaike Information Criterion SC = Schwarz Criterion

Les résultats du tableau ci-dessus nous montrent que pour le critère d'information de Akaike, la valeur minimale est 53.04151 au deuxième décalage et pour le critère d'information de Schwarz, la valeur minimale est 55.68118 au deuxième décalage également. Ainsi, nous retenons un processus VAR (2).

3.2.4. Spécification du modèle VAR (2)

Pour estimer le modèle VAR, il faut spécifier la forme réduite. Ainsi, la forme réduite du modèle VAR (2) retenue se présente de la manière suivante :

$$\begin{bmatrix} TIF_t \\ TM_t \\ TDI_t \\ TRO_t \\ DDTCH_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_0 & \alpha_1 & \alpha_2 & \alpha_3 & \alpha_4 & \alpha_5 & \alpha_6 & \alpha_7 & \alpha_8 & \alpha_9 & \alpha_{10} \\ \beta_0 & \beta_1 & \beta_2 & \beta_3 & \beta_4 & \beta_5 & \beta_6 & \beta_7 & \beta_8 & \beta_9 & \beta_{10} \\ \gamma_0 & \gamma_1 & \gamma_2 & \gamma_3 & \gamma_4 & \gamma_5 & \gamma_6 & \gamma_7 & \gamma_8 & \gamma_9 & \gamma_{10} \\ \theta_0 & \theta_1 & \theta_2 & \theta_3 & \theta_4 & \theta_5 & \theta_6 & \theta_7 & \theta_8 & \theta_9 & \theta_{10} \\ \varphi_0 & \varphi_1 & \varphi_2 & \varphi_3 & \varphi_4 & \varphi_5 & \varphi_6 & \varphi_7 & \varphi_8 & \varphi_9 & \varphi_{10} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ TIF_{t-1} \\ TIF_{t-2} \\ TM_{t-1} \\ TM_{t-2} \\ TDI_{t-1} \\ TDI_{t-2} \\ TRO_{t-1} \\ TRO_{t-2} \\ DDTCH_{t-1} \\ DDTCH_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_{1t} \\ v_{2t} \\ v_{3t} \\ v_{4t} \\ v_{5t} \end{bmatrix}$$

3.2.5. Étude et résultats des tests de causalité au sens de granger

La régression est un outil permettant de résumer un lien statistique entre les variables. Lorsqu'on s'intéresse aux études empiriques des comportements, l'endogénéité des variables explicatives pose souvent des problèmes. Ainsi, nous essayons dans notre étude de chercher et de déterminer l'existence d'une relation de cause dans un sens statistique entre les variables de transmission de la politique monétaire et l'inflation.

La mise en évidence des relations causales entre les variables économiques fournit des éléments de réflexion propices à une meilleure compréhension des phénomènes économiques. Le but est de se demander si la variable X cause la variable Y, et de voir dans quelle proportion la valeur courante de Y peut être expliquée par ses valeurs passées, et si en ajoutant des valeurs retardées de X, l'explication est meilleure.

3.2.5.1. Causalités entre la variation du taux d'inflation et les variables de transmission de la politique monétaire

Le tableau ci-après nous donne les différents tests de causalité au sens de Granger entre le taux d'inflation et les variables de transmission de la politique monétaire :

Tableau 3.3. Tests de causalité au sens de Granger entre le taux d'inflation (variable-objectif) et les variables de transmission de la politique monétaire

Variables de transmission de la politique monétaire	Les variables de transmission causent la variation du taux d'inflation		La variation du taux de d'inflation cause les variables de transmission de la politique monétaire	
	Probabilité associée à la statistique de F de Fisher	Décision	Probabilité associée à la statistique de F de Fisher	Décision
TM	7.E-06	Oui	0.0001	Oui
TDI	0.8438	Non	0.0002	Oui
TCH	0.9895	Non	0.9673	Non
TRD	1.E-11	Oui	0.3660	Non

Source: l'auteur, à l'aide du logiciel Eviews 7.

Dans le tableau 3.3, la première colonne représente les variables de transmission de la politique monétaire, la deuxième colonne expose les résultats des tests de causalité en considérant la variable taux d'inflation comme variable expliquée ainsi que la décision de causalité obtenue. La quatrième colonne affiche les mêmes résultats en prenant à chaque fois les variables de transmission de la politique monétaire comme variable expliquée.

Les différents tests de causalité au sens de Granger du tableau 3.3 nous renseignent au seuil de signification de 5% que :

- **Le taux de croissance de la masse monétaire cause le taux d'inflation, ce dernier cause également le taux de croissance de la masse monétaire.**

Nous observons une causalité bidirectionnelle entre le taux de croissance de la masse monétaire et le taux d'inflation.

L'inflation étant vue comme un des maux les plus importants de l'économie congolaise à cause de ses conséquences néfastes au plan économique et social. C'est la raison pour la stabilité des prix, il faut limiter de l'évolution de la masse monétaire correspondant à l'augmentation des biens et services.

Ces résultats nous montrent également que l'accélération du taux d'inflation a poussé les autorités monétaires à accélérer les émissions monétaires. Le seignuriage est donc fonction du taux d'inflation. L'Etat peut se procurer des ressources réelles par ce biais jusqu'à un certain point, c'est-à-dire lorsque le taux d'inflation est deçà d'un certain seuil. Dépassé ce niveau, toute tentative de manipuler le seignuriage en réduit l'efficacité, car les agents économiques vont tenter à leur tour d'éviter la taxe d'inflation en réduisant leurs encaisses.

Il en découle que, pour un niveau de seignuriage donné, l'Etat doit émettre davantage de monnaie pour compenser, par un taux d'inflation soutenu, le rétrécissement de la base imposable.

L'étude fondatrice de Milton Friedman et d'autres études à travers le monde ont montré aussi clairement une corrélation positive entre la croissance de la masse monétaire et le niveau de l'inflation. En RDC, on assiste à une forte prévalence des facteurs budgétaires dans l'expansion monétaire et l'alimentation de l'inflation.

La ténacité de cette relation est variable dans le temps et remonte aux premières années de l'accession du pays à l'indépendance. L'effondrement de l'appareil administratif, par une chute catastrophique des recettes publiques alors que les dépenses publiques liées principalement aux traitements des fonctionnaires et au fonctionnement des institutions de l'Etat s'étaient fortement accrues.

- ✦ **Le taux directeur ne cause pas le taux d'inflation, et ce dernier cause le taux directeur.**

La politique de modification du taux directeur en RDC ne stabilise pas les prix car cette modification n'affecte pas directement l'évolution du crédit à l'économie et indirectement l'évolution de la masse monétaire. Mais l'accélération de l'inflation pousse les autorités monétaires à modifier leur taux directeur généralement à la baisse.

- ✦ **L'absence de la causalité entre le taux de change et le taux d'inflation.**

Malgré ce que nous pouvons constater dans nos données sur le plan pratique, nous ne trouvons pas la causalité entre les deux variables.

- ☛ **Le taux des réserves obligations cause le taux d'inflation, ce dernier ne cause pas le taux des réserves obligations.**

Le taux des réserves obligations étant un paramètre permettant à la Banque Centrale d'agir sur les banques commerciales, sa variation a un effet sur le taux d'inflation.

3.2.5.2. Causalités entre la variation du taux de change et les variables de transmission de la politique monétaire

Le tableau ci-après nous donne les différents tests de causalité au sens de Granger entre le taux de change et les variables de transmission de la politique monétaire :

Tableau 3.4. Tests de causalité au sens de Granger entre la variation du taux de change et les variables de transmission de la politique monétaire

Variables de transmission de la politique monétaire	Les variables de transmission causent le taux de change		Le taux de change cause les variables de transmission	
	Probabilité associée à la statistique de F de Fisher	Décision	Probabilité associée à la statistique de F de Fisher	Décision
TM	0.9732	Non	0.9879	Non
TDI	0.8643	Non	0.8322	Non
TIF	0.9673	Non	0.9895	Non
TRO	0.9350	Non	0.9955	Non

Source: l'auteur, à l'aide du logiciel Eviews 7.

Dans le tableau 3.4, la première colonne représente les variables de transmission de la politique monétaire, la deuxième colonne expose les résultats des tests de causalité en considérant la variable taux de change comme variable expliquée ainsi que la décision de causalité obtenue. La quatrième colonne affiche les mêmes résultats en prenant à chaque fois les variables de transmission de la politique monétaire comme variable expliquée.

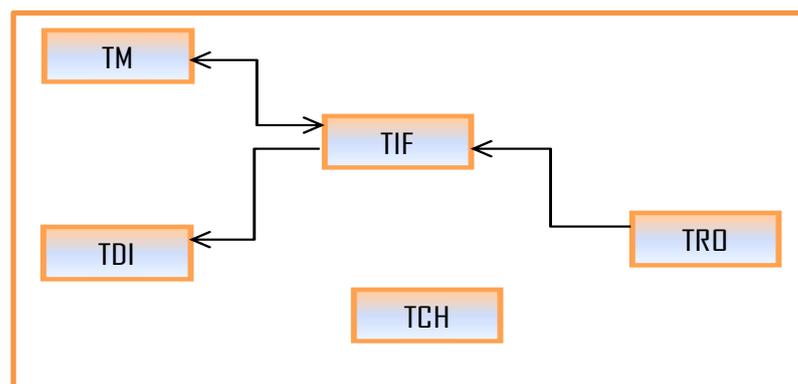
Les différents tests de causalité au sens de Granger du tableau 3.4 nous renseignent au seuil de signification de 5% que :

- ✦ **Le taux de croissance de la masse monétaire ne cause pas le taux de change, ce dernier ne cause pas aussi le taux de croissance de la masse monétaire.**
- ✦ **Le taux d'inflation ne cause pas le taux de change, ce dernier ne cause pas aussi le taux d'inflation.**
- ✦ **Le taux d'intérêt directeur ne cause pas le taux de change, ce dernier ne cause pas aussi le taux d'intérêt directeur.**
- ✦ **Le taux des réserves obligatoires ne cause pas le taux de change, ce dernier ne cause pas aussi le taux des réserves obligatoires.**

3.2.5.3. Schéma des causalités entre toutes les variables du système

Les causalités au sens de Granger entre toutes les variables retenues sont données par le schéma ci-après :

Schéma 3.1. Causalités entre les variables du système



Source: l'auteur, à l'aide du logiciel Eviews 7.

Ce schéma montre que toutes les variables de transmission de la politique monétaire ne causent pas le taux de change.

Pour bien appréhender les effets des chocs des variables de transmission de la politique monétaire sur le niveau général des prix et le taux d'inflation, nous devons compléter cette étude par l'analyse de la décomposition de la variance de l'erreur que nous allons voir dans la sous-section suivante.

3.2.6. Analyse des chocs de la politique monétaire par décomposition de la variance de l'erreur

L'étude des causalités entre les variables est bien souvent complétée par une analyse de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision. Le modélisateur peut alors déterminer la contribution de chaque innovation (choc) à la variance totale de l'erreur de prévision du processus.

Partant de la décomposition des résidus en innovations on peut calculer quelle est la contribution de chaque innovation à la variance totale de l'erreur de prévisions du processus VAR. Cette technique est utilisée pour atteindre l'un des objectifs de notre travail. De ce fait, nous allons calculer pour les séries de taux d'inflation et de taux de change, les parts de la variance dues aux chocs des variables du système.

3.2.6.1. Analyse des chocs par décomposition de la variance de la variation du taux d'inflation

Le tableau ci-après nous donne les informations sur la décomposition de la variance de l'erreur du taux d'inflation :

Tableau 3.5. Décomposition de la variance de l'erreur du taux d'inflation

Décomposition de la variance du TIF:					
Période	TM	TIF	TDI	TRD	DOTCH
1	78.21362	21.78638	0.000000	0.000000	0.000000
5	34.81513	24.14805	4.917705	34.48789	1.631234
10	34.65924	24.53020	4.874123	34.22629	1.710153

DOTCH: taux change stationnaire après différence seconde

Source: l'auteur, à l'aide du logiciel Eviews 7.

Les résultats relatifs à l'étude de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision du taux d'inflation reportés au tableau 3.5 nous informent que cette variance est due durant la première année pour 78,21% aux innovations du taux de croissance de la masse monétaire, et à 21,79% à ses propres innovations.

La décomposition de la variance de l'erreur de prévision du taux d'inflation est due durant la cinquième année à 24,15% par ses innovations, à 34,81% par les innovations du taux de croissance de la masse monétaire, à 4,92% par les innovations du taux d'intérêt directeur, à 34,49% par les innovations du taux des réserves obligatoires et à 1,63% par les innovations du taux de change. La décomposition de la variance de l'erreur de prévision du taux d'inflation est due durant la dixième année à 24,53% par ses innovations, à 34,66% par les innovations du taux de croissance de la masse monétaire, à 4,87% par les innovations du taux d'intérêt directeur, à 34,23% par les innovations du taux des réserves obligatoires et à 1,71% par les innovations du taux de change.

En fait, nos résultats empiriques montrent que la croissance de l'offre de monnaie et le taux des réserves obligatoires sont les sources principales de l'inflation en RDC, mais le taux d'intérêt directeur n'est pas le déterminant du taux d'inflation. Certes, toutes les variables de la transmission de la politique monétaire retenues contribuent globalement à 75,47% de la fluctuation du taux d'inflation pour la dixième année. Ainsi, les canaux de l'agrégat monétaire et du taux des réserves obligatoires permettent à la Banque Centrale du Congo de stabiliser les prix. Par contre le canal du taux d'intérêt n'est pas efficace pour maîtriser l'inflation en RDC.

La dollarisation de l'économie, le problème de désintermédiation financière que traverse la RD Congo depuis des nombreuses années limite les efforts fournis par les autorités monétaires pour influencer sur l'inflation et fait de sorte que l'utilisation du canal de taux d'intérêt ne respecte pas fidèlement les attentes théoriques.

3.2.6.2. Analyse des chocs par décomposition de la variance du taux de change

Le tableau ci-après nous donne les informations sur la décomposition de la variance de l'erreur du taux de change :

Tableau 3.6. Décomposition de la variance de l'erreur du taux de change

Décomposition de la variance de DDTCH:					
Période	TM	TIF	TDI	TRO	DDTCH
1	1.060296	0.012867	7.163201	1.270813	90.49282
5	1.359640	1.093653	6.494231	4.216842	86.83563
10	1.367027	1.109652	6.495183	4.239854	86.78828

Source: l'auteur, à l'aide du logiciel Eviews 7.

Les informations de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision du taux de change reportées au tableau 3.6 nous montrent que cette variance est due durant la première année à 90,49% par ses innovations, à 1,06% par les innovations du taux de croissance de la masse monétaire, à 0,01% par les innovations du taux inflation, à 7,17% par les innovations du taux d'intérêt directeur, et à 1,27% par les innovations du taux des reserves obligatoires. La décomposition de la variance de l'erreur de prévision du taux de change est due durant la cinquième année à 86,84% par ses innovations, à 1,36% par les innovations du taux de croissance de la masse monétaire, à 1,09% par les innovations du taux inflation, à 6,49% par les innovations du taux d'intérêt directeur, et à 4,22% par les innovations du taux des reserves obligatoires.

La décomposition de la variance de l'erreur de prévision du taux de change est due durant la dixième année à 86,79% par ses innovations, à 1,37% par les innovations du taux de croissance de la masse monétaire, à 1,11% par les innovations du taux inflation, à 6,49% par les innovations du taux d'intérêt directeur, et à 4,24% par les innovations du taux des réserves obligatoires.

Eu égard à ce qui précède, les résultats trouvés révèlent un rôle limité des variables de transmission de la politique monétaire retenues. Ces variables ne sont pas une source importante des fluctuations du taux de change ou ne jouent pas un rôle important comme déterminants de la variation du taux de change.

MCours.com