
Actes de la troisième Conférence internationale sur la Francophonie économique

VERS UNE ÉCONOMIE RÉSILIENTE, VERTE ET INCLUSIVE

Université Cheikh Anta Diop de Dakar – Sénégal, 16 – 18 mars 2022

**OUVERTURE COMMERCIALE ET POLICY-MIX
EN REPUBLIQUE DEMOCRATIQUE DU CONGO**

GRACIA MOSUNGA MOKONDI

Doctorante en économie, Université d'Abomey-Calavi, Cotonou, Bénin
et Université Félix Houphouët-Boigny, Abidjan, Côte d'Ivoire

gmosunga@gmail.com

RÉSUMÉ – L'ouverture commerciale expose les économies aux fluctuations du taux de change, ce qui peut affecter la mise en œuvre de la politique monétaire. La réduction tarifaire est l'instrument le plus souvent utilisé dans la libéralisation des échanges. Mais l'impôt joue aussi un rôle important dans la mobilisation des recettes publiques et est susceptible d'affecter la conduite de la politique budgétaire. Du coup les politiques monétaire et budgétaire interagissent. L'ouverture commerciale est susceptible d'influer sur la coordination de ces deux politiques. En RDC, la relation entre l'ouverture commerciale et le policy-mix c'est-à-dire la coordination de l'économie à la fois par la politique monétaire et la politique budgétaire est d'une importance capitale en raison de la dépendance de l'économie congolaise aux exportations des produits miniers dont les cours mondiaux fluctuent sans compte les antécédents d'absence de disciplines monétaire et budgétaire qu'a enduré le pays. Cet article évalue l'effet de l'ouverture commerciale sur l'efficacité du policy-mix. L'utilisation du modèle SVAR a montré que l'ouverture commerciale améliore l'efficacité du policy-mix sur l'inflation. En revanche, l'ouverture commerciale limite l'efficacité du policy-mix sur la croissance économique.

Mots-clés : Politique monétaire, Politique budgétaire, ouverture commerciale, SVAR

Les idées et opinions exprimées dans ce texte n'engagent que leur(s) auteur(s) et ne représentent pas nécessairement celles de l'OFE ou de ses partenaires. Aussi, les erreurs et lacunes subsistantes de même que les omissions relèvent de la seule responsabilité de ou des auteurs.

1. Introduction

L'ouverture commerciale expose les économies aux variations du taux de change, ce qui est susceptible d'impacter la transmission de la politique monétaire (Ahiakpor et al., 2019). En effet, dans une certaine mesure, l'efficacité de la politique monétaire dépend de l'ouverture commerciale (Karras, 1999 ; 2001). La réduction tarifaire est l'instrument le plus utilisé dans la libéralisation des échanges et peut affecter la stabilité budgétaire au regard du rôle traditionnel des impôts dans la mobilisation des recettes publiques (Dutt et al., 2020). Cependant, malgré que la politique monétaire et la politique budgétaire soient mises en œuvre par deux autorités différentes respectivement la banque centrale et le gouvernement, ces deux politiques interagissent. Woodford (2003) affirme que le policy-mix est un élément fondamental de la stabilité macroéconomique. Il contribue à assurer une inflation faible et stable mais aussi, à avoir une croissance économique soutenue et durable. Ainsi, l'ouverture commerciale est susceptible d'influer sur le policy-mix ainsi que sur son efficacité.

En République Démocratique du Congo (RDC), la relation entre l'ouverture commerciale et le policy-mix mérite une attention particulière. La RDC se caractérise par la dépendance aux exportations du cuivre et du cobalt dont les prix mondiaux fluctuent et, ses importations restent dominées par les biens d'équipement et de consommation. Cette structure des échanges commerciaux influe sur la mise en œuvre des politiques monétaire et budgétaire. Par exemple en 2016, la persistance à des niveaux bas des cours des produits d'exportation a entraîné une baisse dans la mobilisation des recettes publiques soit, 8,9% du PIB, entraînant un déficit budgétaire de -1,2 % du PIB. Quant à la politique monétaire, elle a été durcie matérialisée par le taux directeur de 7% contre 2% en 2015 suite à la dépréciation du Franc Congolais (FC) et une forte accélération de l'inflation consécutivement au choc externe et au choc interne résultant des injections de la liquidité induite par le déficit budgétaire. Les préférences divergentes entre le gouvernement et la banque centrale ont conduit à une inflation de 25,3% contre 4,2% d'objectif (Banque Centrale du Congo - BCC, 2016). De même en 2019, la baisse des cours mondiaux du cuivre et du cobalt a suscité une mobilisation des recettes publiques de 8,7% du PIB, un niveau inférieur à celui de 10,3% du PIB en 2018. En conséquence, le budget s'est clôturé par un déficit de -0,7% du PIB, financé par l'émission des bons de Trésor et les avances de la banque centrale. Pour ce qui est de la conduite de la politique monétaire, elle a été assouplie par un taux directeur de 9% profitant de la décélération de l'inflation. La bonne coordination des politiques budgétaire et monétaire a permis d'atteindre un taux d'inflation de 4,6% contre 7% de cible (BCC, 2019). Au-delà de la dépendance aux exportations des produits miniers, la RDC a un antécédent d'absence de disciplines monétaire et budgétaire. Selon la Banque Mondiale (2018), les politiques budgétaire et monétaire incohérentes entre la fin des années 1970 et le début des années 2000 a entraîné un cycle d'hyperinflation, qui a conduit à son tour à la dollarisation de l'économie. La dollarisation détermine la marge de manœuvres et les possibilités des autorités de politique économique à atteindre leurs objectifs mais favorise aussi une forte répercussion des fluctuations de taux de change sur l'inflation.

L'objectif de cet article est d'évaluer l'effet de l'ouverture commerciale sur l'efficacité du policy-mix en RDC. L'article contribue à la littérature sur le policy-mix en mettant explicitement l'accent sur le rôle de l'ouverture commerciale dans le contexte d'une économie dollarisée. Le reste de l'article est organisé comme suit. La deuxième section présente une brève revue de littérature. La

troisième section expose la démarche méthodologique. La quatrième section discute des résultats de l'analyse empirique. La cinquième section conclut.

2. Revue de littérature

Un certain nombre de mécanismes existent dans la littérature pour montrer comment l'ouverture commerciale agit sur la coordination des politiques monétaire et budgétaire. Bowdler et Malik (2017) soulignent que l'ouverture commerciale affecte les coûts associés à la volatilité de l'inflation, ce qui incite les gouvernements et les banques centrales à mettre en œuvre des politiques impliquant un niveau de volatilité différent. Rogoff (2003) soutient que la mondialisation associée à la déréglementation et à la privatisation soulage les pressions politiques sur la banque centrale pour qu'elle introduise une inflation surprise. Selon Cavelaars (2009), si l'accroissement de l'ouverture est dû à la baisse des tarifs d'importation, il peut résulter un manque de discipline politique en raison de la baisse des recettes provenant des tarifs d'importation qui a un effet dissuasif sur l'expansion monétaire. Si une augmentation de l'ouverture est associée à l'élimination des droits de douane, l'effet dissuasif sur les interventions politiques discrétionnaires est affaibli de telle sorte que la conduite de la politique monétaire est moins disciplinée et la volatilité de l'inflation augmente. Jin et Xiong (2021) affirment que dans les pays exportateurs du pétrole, la hausse des prix du pétrole améliore les perspectives budgétaires. Cette ample marge de manœuvre budgétaire permet à son tour à la politique monétaire de cibler activement les fluctuations des taux de change et l'inflation. Cette combinaison des politiques est qualifiée de « monétaire active/budgétaire passive » selon Leeper (1991). En revanche, la baisse des prix du pétrole affecte négativement le budget par conséquent, la politique monétaire doit permettre une inflation plus élevée et donc, elle est limitée par la politique monétaire. Suivant la terminologie de Leeper (1991), cette combinaison des politiques est qualifiée de « monétaire passive/budgétaire active ».

Quelques travaux empiriques ont évalué le policy-mix dans le cadre d'une économie ouverte. Dans cette dynamique, Tule et al. (2020) ont évalué le degré de coordination entre les politiques monétaire et budgétaire et comment cette coordination contribue à atteindre les objectifs de stabilité macro-économique au Nigéria dans le contexte d'une petite économie ouverte. En utilisant le modèle Structurel Vectoriel AutoRégressif (SVAR) pour leur estimation, les résultats illustrent que même si la politique monétaire expansionniste peut avoir des effets positifs simultanés sur l'économie réelle, la politique budgétaire par contre ne permet pas d'avoir automatiquement la croissance. Par contre, l'expansion budgétaire aggrave le niveau des prix mais n'a pas d'impact significatif sur les taux d'intérêt. Ćorić et al. (2015) ont analysé les possibilités de la politique monétaire et de la politique budgétaire pour atteindre la stabilité des prix et la croissance économique en Croatie dans le cadre d'une petite économie ouverte. Les estimations du modèle SVAR indiquent que les politiques monétaire et budgétaire expansionnistes ont toutes deux des effets positifs sur l'activité économique. En revanche, l'expansion budgétaire entraîne une appréciation du taux de change nominal alors que l'expansion monétaire a un effet de dépréciation de la monnaie nationale.

Dans le cas de la Macédoine, Fetai (2013) a examiné l'interaction entre les politiques monétaire et budgétaire et leur effet sur le PIB réel. En faisant usage du modèle SVAR pour ses estimations, il aboutit aux résultats selon lesquels la politique monétaire neutralise les effets de la politique budgétaire et persiste jusqu'à ce que les changements de politique budgétaire disparaissent (effet d'éviction). De même, Petrevski et al. (2019) ont étudié les effets macroéconomiques des politiques budgétaire et monétaire ainsi que leurs interactions. En faisant recours à la modélisation Vectoriel

AutoRégressif (VAR) récursif pour leur estimation, les résultats révèlent entre autres que la politique monétaire et la politique budgétaire agissent comme des substituts stratégiques.

Jin et Xiong (2021) ont analysé le rôle de l'interaction entre les politiques monétaire et budgétaire dans la transmission des chocs pétroliers à travers un modèle d'Equilibre Général Stochastique Dynamique de petite économie ouverte à commutation de Markov pour la Russie de 2003 à 2016. Les résultats d'estimations indiquent que les régimes de politique monétaire et budgétaire fluctuent au cours de la période considérée. Durant la majeure partie, la politique monétaire est en régime actif mais elle passe en régime passif pendant les périodes de baisse substantielle des prix du pétrole.

De ces quelques travaux empiriques, il apparait que la littérature empirique ne s'est jusqu'ici pas suffisamment intéressée de manière explicite à l'effet de l'ouverture commerciale sur le policy-mix. En effet, cet article veut combler ce gap en mettant l'accent sur l'effet de l'ouverture commerciale sur l'efficacité du policy-mix dans un contexte de dollarisation de l'économie.

3. Méthodologie

3.1. Spécification empirique et données

Pour évaluer l'effet de l'ouverture commerciale sur l'efficacité du policy-mix, les travaux de Dixit et Lambertini (2003) et de Karras (1999, 2001) ont servi de base. Le policy-mix est dit efficace lorsque la coordination des politiques monétaire et budgétaire permet de réduire l'inflation et d'accroître le taux de croissance économique. Sur la base des travaux susmentionnés, la spécification empirique se présente comme suit :

$$PIB_t = \alpha_0 + \alpha_1 Ouv_t * MM_t + \alpha_2 Ouv_t * SB_t + \alpha_3 INF_t + \alpha_4 TC_t + \alpha_5 DOL_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$INF_t = \beta_0 + \beta_1 Ouv_t * MM_t + \beta_2 Ouv_t * SB_t + \beta_3 TC_t + \beta_4 DOL_t + \mu_t \quad (2)$$

où le PIB est le produit intérieur brut et permet de capter la croissance économique. *MM* est la masse monétaire M2 et appréhende la politique monétaire. *SB* désigne le solde budgétaire et sert de mesure de la politique budgétaire. *INF* représente le taux d'inflation. *TC* est le taux de change. *DOL* désigne la dollarisation de l'économie. $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5, \beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3$ et β_4 sont des coefficients. ε_t et μ_t sont les termes d'erreur. *Ouv_t* représente l'ouverture commerciale. L'indice *t* désigne le temps.

La dollarisation est incluse dans le modèle afin de prendre en compte la spécificité de l'économie congolaise qui, face aux déséquilibres macroéconomiques et aux cycles d'hyperinflation s'est imposée comme une alternative. Dans ce sens, Eichengreen (2002) et Arellano et Heathcote (2010) postulent que la dollarisation permet de baisser le niveau d'inflation, d'avoir une inflation plus faible et moins volatile, d'équilibrer le budget, de consolider rapidement les finances publiques et de renforcer le système financier. Toutefois, la dollarisation de l'économie n'est pas sans coût. Alesina et Barro (2001) affirment que l'un des coûts pour un pays de l'abandon de sa propre monnaie est l'élimination d'une politique monétaire indépendante qui peut être utilisée pour aider à stabiliser le cycle économique. Dans la même veine, Lendele et Kimona-Mbinga (2005) soulignent que la dollarisation complique la gestion de la politique monétaire et de la politique de change. La conduite de la politique monétaire est rendue difficile parce que la dollarisation introduit une composante étrangère dans le stock des moyens de paiement de l'économie. Pour Tanzi (1989), la dollarisation réduit les recettes du seigneurage mais aussi, elle facilite l'évasion

fiscale sur les transferts de propriété lorsque les paiements des transactions immobilières sont régulièrement effectués en dollar.

Les données utilisées dans cet article sont des données secondaires à fréquence annuelle. Elles proviennent de World Development Indicators (WDI) et des statistiques de la BCC. Les données sur le PIB, le taux de change et l'ouverture commerciale sont issues de WDI. Le PIB est exprimé en taux de croissance. Le taux de change est le taux de change officiel entre le dollar américain et le FC. L'ouverture commerciale est mesurée par l'indice de Squalli et Wilson (2011)¹. Ce dernier permet de corriger l'anomalie observée dans les mesures traditionnelles de l'ouverture commerciale selon laquelle les plus grands pays commerçants du monde apparaissent comme les plus fermés lorsqu'on procède à un classement des pays. En outre, l'indice de Squalli et Wilson prend en compte le poids relatif d'un pays dans le commerce mondial contrairement aux mesures traditionnelles de l'ouverture commerciale. Fankem (2017) affirme que l'indice de Squalli et Wilson est une mesure originale. Il reflète la réalité des résultats commerciaux en capturant les deux dimensions² qui décrivent de façon précise l'ouverture aux échanges. Les données relatives à la masse monétaire, à l'inflation, à la dollarisation et au solde budgétaire sont tirées de la BCC. La masse monétaire est exprimée en taux de croissance. L'inflation est appréhendée par le taux de croissance de l'indice des prix à la consommation. La dollarisation est mesurée par la part des dépôts en devises étrangères (dollar américain) en pourcentage de la masse monétaire M2. Plusieurs travaux ont également capté la dollarisation uniquement par les dépôts en monnaie étrangère auprès du système bancaire domestique ou dans l'ensemble des moyens des paiements. Cela est dû à l'impossibilité d'évaluer avec précision le volume des billets étrangers détenus par les agents économiques et l'indisponibilité des données sur les dépôts en monnaie étrangère des résidents auprès des banques étrangères (Lendele et Kimona-Mbinga, 2005). Le solde budgétaire utilisé est le solde primaire exprimé en pourcentage du PIB. La disponibilité des données nous a contraint de retenir la période de 1990 à 2019. Le tableau 1 ci-dessous présente les statistiques descriptives des données.

Tableau 1 : Statistiques descriptives

| Variabes | Observations | Moyenne | Maximum | Minimum | Ecart-type |
|---|--------------|---------|---------|---------|------------|
| DOL (dépôts en devises/M2 en %) | 30 | 43,44 | 74,97 | 6,28 | 23,24 |
| INF (taux de croissance annuel IPC en %) | 30 | 817,68 | 9796,90 | 0,81 | 2077,01 |
| MM (taux de croissance annuel de M2 en %) | 30 | 393,04 | 3425,01 | -99,62 | 898,25 |
| OUV_MM (indicateur de Squalli et Wilson*MM) | 30 | 3,99 | 34,27 | -0,29 | 6,97 |
| PIB (taux de croissance en %) | 30 | 1,35 | 9,47 | -13,46 | 6,26 |
| TC (taux officiel FC par \$) | 30 | 515,86 | 1647,76 | 0,00 | 517,51 |

¹ L'indice de Squalli et Wilson est égale à $(M + X)_i / \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (M + X)_j \cdot (M + X)_i / PIB_i$ avec $j=1, \dots, n$ et $i \in j$. Les exportations X et les importations M sont constituées des biens et services, et le PIB est en valeur monétaire.

² La première dimension consiste à mesurer la part du revenu total d'un pays i qui est liée au commerce international. La deuxième dimension reflète l'interdépendance et l'interaction d'un pays i avec le reste du monde.

| Variabiles | Observations | Moyenne | Maximum | Minimum | Ecart-type |
|---|--------------|---------|---------|---------|------------|
| SB (Solde primaire en % du PIB) | 30 | -2,22 | 1,50 | -15,85 | 4,36 |
| OUV_SB (indicateur de Squalli et Wilson*SB) | 30 | -0,02 | 0,13 | -0,23 | 0,06 |

Source : Auteur (2022), à partir des données de WDI et de la BCC

3.2. Stratégie d'estimation

Les modèles vectoriels autorégressifs depuis Sims (1980) jouent un rôle important dans l'analyse macroéconomique. Mais également la plupart des travaux sur la politique monétaire et la politique budgétaire utilisent les modèles VAR. Dans cet article, nous utilisons le modèle SVAR. Le modèle SVAR contrairement au VAR standard a l'avantage que les restrictions d'identification sont explicites et ont des interprétations structurelles économiques (Blanchard, 1989). Plagborg-Møller (2019) affirme que le SVAR est la méthode la plus populaire depuis Sims pour estimer les fonctions de réponse impulsionnelle des macro-variables observées suite aux chocs non observés sans imposer une structure de modèle d'équilibre spécifique. Le modèle SVAR peut s'écrire comme suit :

$$AY_t = \alpha + B_1Y_{t-1} + \dots + B_pY_{t-p} + \Theta u_t \quad (3)$$

Où Y_t est un vecteur $n \times 1$ des variables endogènes au temps t , α est un vecteur $n \times 1$ des constantes, B_i est une matrice $n \times n$ des paramètres pour $i = 1, \dots, p$, u_t est un vecteur $n \times 1$ des chocs ou innovations structurelles, A est une matrice des coefficients structurels et Θ la matrice diagonale des chocs. La distribution de u_t , conditionnelle à l'information passée, est Gaussienne de moyenne nulle, et de matrice de covariance I . I est une matrice identité. Il est supposé que A est inversible.

L'équation (3) peut encore s'écrire sous la forme réduite suivante :

$$Y_t = \Pi + A^{-1}B_1Y_{t-1} + \dots + A^{-1}B_pY_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Où $\Pi = A^{-1}\alpha$ et $\varepsilon_t = A^{-1}\Theta u_t$, qui montre le lien entre le vecteur des chocs structurels et les erreurs de la forme réduite. $E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = \Sigma_\varepsilon = (A A')^{-1}$. Σ_ε est une matrice définie symétrique et positive. Les chocs structurels u_t peuvent donc être directement identifiés à partir des erreurs ε_t . Pour ce faire, les ε_t sont considérés comme des fonctions linéaires de u_t par conséquent, $\Sigma_\varepsilon = A^{-1} \Sigma_u (A^{-1})'$. En normalisant la variance des innovations structurelles à un ($u_t \sim (0, I_k)$), où k est le nombre de variables endogènes, nous obtenons $\Sigma_\varepsilon = A^{-1} (A^{-1})'$. Etant donné qu'il existe une symétrie de la matrice de covariance, ces relations ne spécifient que $k(\frac{k+1}{2})$ équations différentes. En effet, il faut imposer $k(\frac{k-1}{2})$ relations supplémentaires pour que tous les k^2 éléments de A soient identifiés. ε_t représentent les chocs orthogonalisés de la matrice de covariance I_k .

En conformité avec la spécification empirique, Y_t est constitué des variables suivantes : la dollarisation, l'inflation, la variable d'interaction entre l'ouverture commerciale et la masse monétaire, le PIB, le taux de change et la variable d'interaction entre le solde budgétaire et l'ouverture commerciale, donc, $k = 6$. Ainsi, il est supposé qu'il existe six chocs structurels. Pour identifier ces chocs, les restrictions d'identification à court terme sont imposées pour $A \varepsilon_t = \Theta u_t$. L'équation (5) ci-dessous illustre ces restrictions.

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 & 0 \\ a_{61} & a_{62} & a_{63} & a_{64} & a_{65} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t^{DOL} \\ \varepsilon_t^{OUV_SB} \\ \varepsilon_t^{OUV_MM} \\ \varepsilon_t^{TC} \\ \varepsilon_t^{INF} \\ \varepsilon_t^{PIB} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \theta_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \theta_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \theta_{33} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \theta_{44} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \theta_{55} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \theta_{66} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_t^{DOL} \\ u_t^{OUV_SB} \\ u_t^{OUV_MM} \\ u_t^{TC} \\ u_t^{INF} \\ u_t^{PIB} \end{pmatrix} \quad (5)$$

Les restrictions de court terme imposées peuvent s'expliquer comme suit. La dollarisation ne réagit pas aux chocs des autres variables. La variable d'interaction entre l'ouverture commerciale et le solde budgétaire subit uniquement le choc de la dollarisation. Il est supposé que la variable d'interaction entre la masse monétaire et l'ouverture commerciale est affectée par le choc de la dollarisation et celui de la variable d'interaction entre le solde budgétaire et l'ouverture commerciale. Le taux de change est influencé par le choc de la dollarisation et les chocs des variables d'interaction entre l'ouverture commerciale et la politique monétaire et ; l'ouverture commerciale et la politique budgétaire. L'inflation réagit aux chocs de toutes les variables sauf à celui du PIB. Le PIB est affecté par les chocs de toutes les variables du modèle.

4. Résultats d'estimation

Cette section présente les résultats des tests de racine unitaire de la longueur de décalage et du modèle SVAR.

4.1. Tests de racine unitaire et longueur de décalage

L'estimation en théorie économique n'a pas de sens si la racine unitaire n'est pas testée. Pour cela, nous recourons aux tests de Augmented Dickey-Fuller et de Phillips-Perron. Les résultats sont rapportés dans le tableau 2. Ce dernier suggère que les variables dollarisation (DOL) et PIB sont intégrées d'ordre un, I (1) ; elles sont stationnaires en différence première. Les variables inflation (INF), taux de change (TC), interaction entre l'ouverture commerciale et la masse monétaire (OUV_MM) et interaction entre l'ouverture commerciale et le solde budgétaire (OUV_SB) sont intégrées d'ordre zéro, I (0) ; elles sont stationnaires en niveau.

Tableau 2 : Tests de racine unitaire

| Variables | Augmented Dickey-Fuller | | Phillips-Perron | | Décision |
|-----------|-------------------------|---------------------|-----------------|---------------------|----------|
| | Niveau | Différence première | Niveau | Différence première | |
| DOL | | -5,00*** | | -5,00*** | I (1) |
| INF | -17,98*** | | -4,26** | | I (0) |
| OUV_MM | -3,69** | | -2,29** | | I (0) |
| PIB | | -4,88*** | | -5,00*** | I (1) |
| LOGTC | -4,08*** | | -23,70*** | | I (0) |
| OUV_SB | -3,66*** | | -3,66*** | | I (0) |

*, ** et *** désignent respectivement la signification à 10%, 5% et 1%

Source : Auteur (2022), à partir des résultats des tests

Pour déterminer la longueur de décalage, les critères d'information de Akaike (AIC), les critères d'information de Schwarz (SC), les critères d'information de Hannan-Quinn (HQ), l'erreur de prédiction finale (FPE) et les statistiques de test de ratio de vraisemblance modifié séquentiellement (LR) sont utilisés. Les résultats obtenus sont présentés dans le tableau 3. Il ressort de ce tableau que les cinq critères de sélection de décalage utilisés suggèrent un décalage optimal de 2 pour l'estimation du modèle SVAR.

Tableau 3 : Sélection de la longueur du décalage optimale

| Nombre de retard | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|------------------|--------|-----------|--------|--------|--------|
| 0 | | 90311782 | 35,34 | 35,63 | 35,43 |
| 1 | 166,89 | 332143,60 | 29,66 | 31,68 | 30,26 |
| 2 | 73,17* | 40216,64* | 27,10* | 30,85* | 28,22* |

*indique l'ordre de décalage sélectionné par le critère

Source : Auteur (2022), à partir des résultats des tests

4.2. Modèle SVAR

Les résultats du modèle SVAR sont présentés à travers les fonctions de réponses impulsionnelles et la décomposition de la variance de l'erreur de prévision. Il s'agit des réponses de l'inflation et de la croissance économiques aux chocs d'interaction entre l'ouverture commerciale et la politique budgétaire et, l'ouverture commerciale et la politique monétaire afin de discuter de l'efficacité du policy-mix. La figure 1 présente les réponses de l'inflation et du PIB au choc d'interaction entre l'ouverture commerciale et la politique budgétaire. Le cadran gauche de cette figure indique qu'un choc positif simultané de l'ouverture commerciale (augmentation de l'ouverture commerciale) et de la politique budgétaire (politique budgétaire expansionniste) entraîne une augmentation du PIB la première année suivant le choc puis, il s'en suit une baisse du PIB. Le cadran droit de la figure 1 illustre qu'un choc positif simultané de l'ouverture commerciale et de la politique budgétaire suscite une baisse d'inflation la première année suivant le choc. Cependant, la deuxième année et la troisième année après le choc, il y a une augmentation de l'inflation puis s'ensuit une baisse de l'inflation à la quatrième année et la sixième année avant de tendre vers l'équilibre par la suite. Ainsi, à court terme, ces résultats suggèrent que l'effet de la politique budgétaire expansionniste sur le PIB augmente avec l'ouverture commerciale alors que celui sur l'inflation baisse avec l'ouverture commerciale. Ces résultats sont contraires à ceux obtenus par Tule et al. (2020) toutefois, l'effet positif de la politique budgétaire expansionniste est conforme au résultat de Ćorić et al. (2015). En d'autres termes, les résultats de la figure 1 suggère que l'ouverture commerciale améliore l'efficacité de la politique budgétaire sur la croissance économique et l'inflation.

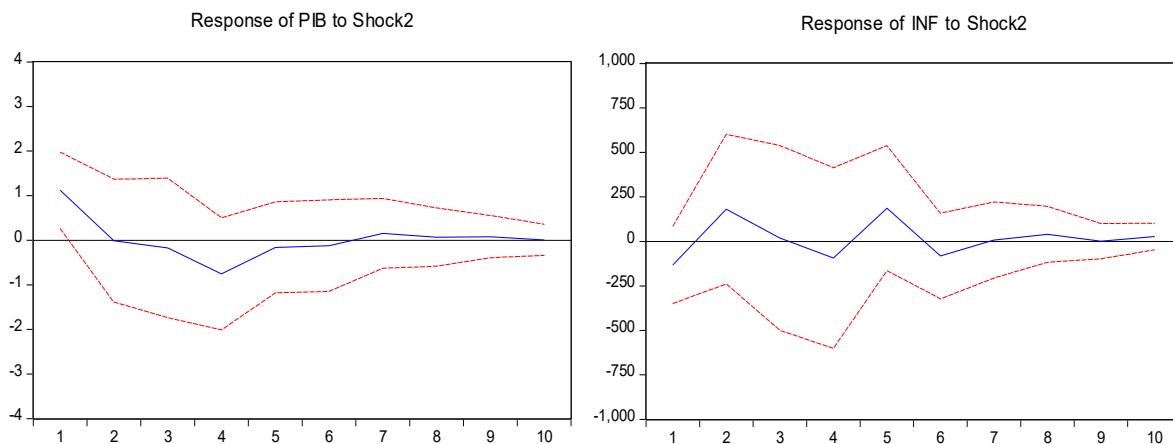


Figure 1 : Réponses de l'inflation et du PIB au choc d'interaction entre l'ouverture commerciale et la politique budgétaire.

Shock2 est le choc d'interaction entre l'ouverture commerciale et la politique budgétaire

Source : Auteur (2022), à partir des réponses impulsionnelles du modèle SVAR.

La figure 2 renseigne sur les réponses de l'inflation et du PIB au choc d'interaction entre l'ouverture commerciale et la politique monétaire. Le cadran gauche de cette figure montre qu'un choc positif simultané de l'ouverture commerciale (augmentation de l'ouverture commerciale) et de la politique monétaire (expansion monétaire) conduit à une baisse d'inflation la première année suivant le choc. Il est également enregistré une baisse d'inflation durant les troisième, sixième, huitième et neuvième année. Le cadran droit indique qu'un choc positif simultané de l'ouverture commerciale et de la politique monétaire entraîne une baisse du PIB la première année après le choc. Par la suite, il s'ensuit une augmentation du PIB avant de baisser de nouveau puis, de tendre vers l'équilibre. Ainsi, il se dégage qu'à court terme, les effets d'une expansion monétaire sur l'inflation et le PIB baissent avec l'ouverture commerciale. Ces résultats ne corroborent pas ceux obtenus par Tule et al. (2020) et Ćorić et al. (2015). En d'autres termes, les résultats obtenus suggèrent que l'ouverture commerciale améliore l'efficacité de la politique monétaire sur l'inflation tandis qu'elle réduit son efficacité sur la croissance économique.

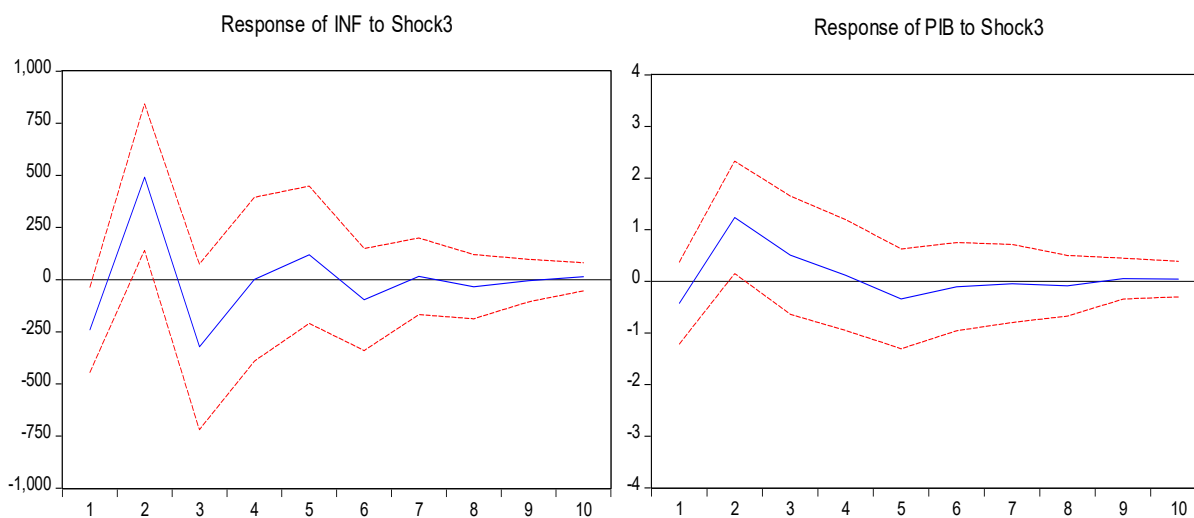


Figure 2 : Réponses de l'inflation et du PIB au choc d'interaction entre l'ouverture commerciale et la politique monétaire.

Shock3 est le choc d'interaction entre l'ouverture commerciale et la politique monétaire.

Source : Auteur (2022), à partir des réponses impulsionnelles du modèle SVAR.

Des résultats ci-dessus, il est observé que l'ouverture commerciale améliore l'efficacité des politiques monétaire et budgétaire sur l'inflation. Cela suggère que l'ouverture commerciale améliore l'efficacité du policy-mix sur l'inflation et est conforme au postulat de Bowdler et Malik (2017). En RDC, ce résultat peut s'expliquer par la tendance à la bonne coordination des politiques macroéconomiques. En 2018 par exemple, il y a eu un assouplissement de la politique monétaire face à un déficit budgétaire, lequel assouplissement monétaire était dû à la bonne coordination des politiques macroéconomiques avec en soutien un bon comportement du cours des matières premières (BCC, 2018). Pour rappel, la RDC est spécialisée dans les exportations des matières premières dont les prix mondiaux fluctuent et ses importations sont dominées par les biens de consommation et d'équipement. A cet effet, la hausse des cours mondiaux des produits d'exportation implique une augmentation des exportations et par conséquent, un accroissement des réserves de change. Les réserves de change facilitent les importations et dans une économie dollarisée, elles sont très importantes pour atténuer les fluctuations du taux de change. Mais également, la hausse des prix des matières premières est un facteur d'accroissement des recettes publiques. De même, la BCC (2019) affirme que la bonne coordination des politiques monétaire et budgétaire en 2019 a permis d'enregistrer un taux d'inflation inférieur à la cible, malgré le recul des échanges commerciaux résultant principalement de la baisse des cours du cuivre et du cobalt (principaux produits d'exportation). D'une part, la banque centrale s'est investie à lisser les fluctuations du taux de change en vue de calmer les tensions sur le marché de change. D'autre part, elle a mis en œuvre une politique monétaire prudente en révisant à la baisse le taux directeur face au déficit budgétaire.

Les réponses impulsionnelles du PIB indiquent que l'ouverture commerciale améliore l'efficacité de la politique budgétaire sur la croissance économique et réduit l'efficacité de la politique monétaire sur la croissance économique. Cela illustre que l'ouverture commerciale limite l'efficacité du policy-mix sur la croissance économique dans la mesure où les expansions monétaire et budgétaire simultanées ne produisent pas le même effet sur le PIB. Dans le cas de la RDC, ces résultats peuvent s'expliquer par le fait que la croissance économique est principalement tirée du secteur minier dont l'évolution des activités dépendent de l'évolution de la conjoncture internationale. De ce fait, en cas de hausse des prix des produits miniers qui, représente la grande partie des exportations congolaises, il s'en suivra une augmentation des exportations et de la production. Par exemple en 2018, l'embellie des cours des matières premières avait permis la poursuite de la croissance économique (BCC, 2018). Ainsi, une offre de monnaie orientée vers les secteurs susceptibles de stimuler la croissance améliorerait l'efficacité de la politique monétaire. En revanche, une expansion monétaire destinée à financer le déficit budgétaire par les avances de la banque centrale et les émissions des bons du trésor peut réduire l'efficacité de la politique monétaire. Par ailleurs, si l'accroissement des dépenses publiques ayant occasionné le déficit s'inscrit dans les secteurs porteurs de croissance économique, il peut y avoir une augmentation de la croissance ce qui, améliorerait l'efficacité de la politique budgétaire. En 2019 par exemple, la gestion des dépenses publiques a été marquée par l'exécution des priorités du programme du gouvernement notamment les infrastructures (BCC, 2019).

Le tableau 4 présente la décomposition de la variance du modèle SVAR pour l'inflation et le PIB sur une période de dix ans. Comme ce tableau le montre, la variance de l'erreur de prévision de l'inflation est due à 34,09% à son propre choc la première année contre 41,50% au choc de taux de

change, 17,37% au choc d'interaction entre l'ouverture commerciale et la politique monétaire, 1,81% au choc de la dollarisation et 5,21% au choc d'interaction entre l'ouverture commerciale et la politique budgétaire. A cet effet, nous pouvons dire qu'à court terme, l'inflation est sensible à son propre choc et aux autres chocs, confirmant ainsi, la transmission des effets de la politique monétaire et de la politique budgétaire sur l'inflation au fur et à mesure que l'ouverture commerciale progresse. En considérant les 10 années, il apparaît qu'à partir de la deuxième année l'inflation explique de moins en moins sa variance de l'erreur de prévision ou l'inflation est de moins en moins expliquée par son propre choc (14,43%), 12,19% à la cinquième année et 11,98% à la dixième année. Globalement sur les dix périodes, l'inflation explique en moyenne sa variance de l'erreur de prévision à 14,64% et donc, elle est moins exogène.

Tableau 4 : Décomposition de la variance de l'inflation et du PIB

| Périodes (années) | Différents chocs du modèle | | | | | |
|----------------------|----------------------------|--------|--------|-------|-------|-------|
| | DOL | OUV_SB | OUV_MM | TC | INF | PIB |
| Inflation | | | | | | |
| 1 | 1,81 | 5,21 | 17,37 | 41,50 | 34,09 | 0,00 |
| 2 | 3,40 | 5,07 | 30,20 | 46,18 | 14,43 | 0,68 |
| 3 | 11,40 | 4,13 | 32,94 | 37,54 | 12,86 | 1,10 |
| 4 | 11,26 | 4,79 | 32,51 | 37,23 | 12,84 | 1,33 |
| 5 | 11,56 | 7,21 | 31,94 | 35,81 | 12,19 | 1,27 |
| 6 | 11,44 | 7,61 | 32,18 | 35,37 | 12,04 | 1,33 |
| 7 | 11,44 | 7,61 | 32,18 | 35,37 | 12,04 | 1,33 |
| 8 | 11,42 | 7,71 | 32,20 | 35,29 | 12,01 | 1,34 |
| 9 | 11,51 | 7,70 | 32,14 | 35,27 | 11,99 | 1,35 |
| 10 | 11,50 | 7,75 | 32,13 | 35,25 | 11,98 | 1,35 |
| PIB | | | | | | |
| 1 | 8,56 | 20,47 | 2,92 | 10,77 | 3,82 | 53,43 |
| 2 | 18,50 | 13,00 | 17,78 | 7,42 | 2,42 | 40,85 |
| 3 | 18,76 | 12,30 | 18,89 | 7,29 | 2,59 | 40,15 |
| 4 | 24,26 | 14,40 | 15,41 | 8,21 | 2,24 | 35,45 |
| 5 | 25,66 | 13,86 | 15,48 | 8,34 | 2,37 | 34,26 |
| 6 | 25,63 | 13,03 | 14,52 | 10,58 | 2,39 | 33,81 |
| 7 | 25,51 | 13,13 | 14,47 | 10,59 | 2,58 | 33,68 |
| 8 | 25,37 | 12,93 | 14,26 | 11,18 | 2,56 | 33,67 |
| 9 | 25,41 | 12,95 | 14,25 | 11,16 | 2,60 | 33,60 |
| 10 | 25,49 | 12,85 | 14,15 | 11,16 | 2,59 | 33,55 |

Source : Auteur (2022), à partir de la décomposition de variance de l'erreur de prévision de SVAR.

Concernant le PIB, il apparaît que durant la première année, la variance de l'erreur de prévision est plus expliquée par le PIB lui-même, soit 54,43%. Cependant, la contribution des autres chocs dans la variance de l'erreur de prévision est non négligeable soit respectivement 8,56% ; 20,47% ; 2,92% ; 10,77% et 3,82% respectivement pour le choc de dollarisation, le choc de la variable d'interaction entre l'ouverture commerciale et la politique budgétaire, le choc d'interaction entre l'ouverture commerciale et la politique monétaire, le taux de change et l'inflation. Ainsi, nous pouvons dire qu'à court terme, le PIB est très sensible à son propre choc mais également autres chocs. Ces résultats confirment les effets de la politique monétaire et de la budgétaire sur le PIB à mesure que l'ouverture commerciale augmente. Sur les 10 années considérées, il est observé une baisse d'explication du PIB par son propre choc à partir de la deuxième année (40,85%) et cette baisse se poursuit pour le reste des années. Toutefois, la contribution du PIB dans l'explication de sa variance d'erreur de prévision reste supérieure à celle des autres chocs. En effet, nous pouvons

dire que le PIB est moins exogène malgré sa contribution relativement élevée dans sa variance de l'erreur de prévision.

5. Conclusion

L'objectif de cet article est d'évaluer l'effet de l'ouverture commerciale sur l'efficacité du policy-mix en République Démocratique du Congo. Les données de la BCC et de WDI ont permis une période d'étude de 1990 à 2019. Le modèle SVAR avec restrictions d'identification à court terme a été utilisé. Il ressort des estimations que l'ouverture commerciale améliore l'efficacité des politiques monétaire et budgétaire sur l'inflation. En d'autres termes, l'ouverture commerciale améliore l'efficacité du policy-mix sur l'inflation. Il est également ressorti que l'ouverture commerciale améliore l'efficacité de la politique budgétaire sur la croissance économique et réduit l'efficacité de la politique monétaire sur la croissance économique. Cela implique que l'ouverture commerciale limite l'efficacité du policy-mix sur la croissance économique. Ces résultats suggèrent que l'ouverture commerciale joue un rôle important dans la mise en œuvre des politiques monétaire et budgétaire ainsi que leur coordination. Au regard de la dépendance de l'économie congolaise aux exportations majoritairement constituées des produits miniers dont les prix internationaux fluctuent et qui, financent les importations dominées par les biens d'équipement et de consommation, la diversification des exportations est nécessaire. En outre, la banque centrale et le gouvernement doivent s'investir dans la bonne coordination des politiques monétaire et budgétaire pour pouvoir garantir la stabilité durable des prix et du taux de change. Il s'agit d'un engagement effectif dans la voie de la bonne gouvernance. D'autres mesures peuvent être également prises notamment la dédollarisation de l'économie car la dollarisation limite les marges de manœuvre des autorités monétaire et budgétaire et facilite une forte répercussion des fluctuations de taux de change sur l'inflation.

Bibliographie

- Ahiakpor F., Cantah W., Brafu-Insaidoo W., et Bondzie E. 2019. "Trade Openness and Monetary Policy in Ghana", *International Economic Journal*, 33:2, 332-349.
- Alesina A. et Barro R. J. 2001. "Dollarization", *American Economic Review*, 91(2), 381-385.
- Arellano C. et Heathcote J. 2010. "Dollarization and financial integration", *Journal of Economic Theory*, 145(3), 944-973.
- Banque Centrale du Congo. 2019. Rapport annuel, Kinshasa-RDC.
- Banque Centrale du Congo. 2018. Rapport annuel, Kinshasa-RDC.
- Banque Centrale du Congo. 2016. Rapport annuel, Kinshasa-RDC.
- Banque Mondiale. 2018. République Démocratique du Congo, Rapport de Suivi de la Situation Economique, Améliorer la Dépense de Santé pour Renforcer le Capital Humain et Assurer une Croissance Inclusive, Juin.
- Blanchard O. J. 1989. "A traditional interpretation of macroeconomic fluctuations", *The American Economic Review*, 1146-1164.
- Bowdler C. et Malik A. 2017. "Openness and Inflation Volatility: Data Evidence", *North American Journal of Economics and Finance* 41, 57-69.
- Cavelaars P. 2009. "Does Globalisation Discipline Monetary Policymakers?", *Journal of International Money and Finance*, 28, 392-405.
- Ćorić T., Šimović H. et Deskar-Škrbić M. 2015. "Monetary and fiscal policy mix in a small open economy: the case of Croatia", *Economic research-Ekonomska istraživanja*, 28(1), 407-421.

- Dixit A. et Lambertini L. 2003. “Interactions of Commitment and Discretion in Monetary and Fiscal Policies”, *American Economic Review*, 93 (5), 1522-1542.
- Dutt D., Gallagher K.P. and Thrasher R.D. 2020. “Trade Liberalization and Fiscal Stability in Developing Countries: What Does the Evidence Tell Us? Global Policy.
- Eichengreen B. 2002. “When to dollarize”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 34, 1–24.
- Fankem G. S. G. 2017. “Régime politique et ouverture commerciale”, *Revue d'économie politique*, 127(3), 423-454.
- Fetai B. 2013. “Assessing monetary and fiscal policy interaction in a small open economy: The Case Republic of Macedonia”, *Transition Studies Review*, 20(1), 89-104.
- Jin H. et Xiong C. 2021. “Fiscal stress and monetary policy stance in oil-exporting countries”, *Journal of International Money and Finance*, 111, 102302.
- Karras G. 1999. “Openness and the effects of monetary policy”, *Journal of International Money and Finance*, 18(1), 13–26.
- Karras G. 2001. “Openness to trade and the potency of monetary policy: How strong is the relationship?”, *Open economies review*, 12(1), 61-73.
- Leeper E. M. 1991. “Equilibria under ‘active’ and ‘passive’ monetary and fiscal policies”, *Journal of Monetary Economics*, 27(1), 129-147.
- Lendele K. et Kimona-Mbinga J. K. 2005. “Nature et spécificité de la dollarisation de l'économie congolaise (RDC)”, *Mondes en développement*, (2), 41-62.
- Plagborg-Møller M. 2019. “Bayesian inference on structural impulse response functions”, *Quantitative Economics*, 10(1), 145-184.
- Petrevski G., Trenovski B. et Tashevskva B. 2019. “The effectiveness of fiscal and monetary policies in a small open economy—the case of Macedonia”, *Post-Communist Economies*, 31(6), 805-821.
- Rogoff K. S. 2003. “Disinflation: An Unsung Benefit of Globalization?”, *Finance and Development*, 40(4).
- Sims C. A. 1980. “Macroeconomics and reality”, *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1-48.
- Squalli J. et Wilson K. 2011. “A new Measure of Trade Openness”, *World Economy*, 34, P.1745-1770.
- Tanzi V. 1989. “The impact of macroeconomic policies on the level of taxation and the fiscal balance in developing countries”, *IMF Staff Papers*, 36(3), 633-656.
- Tule K. M., Onipede F. S. et Ebuh G. U. 2020. “Monetary and Fiscal Policy Mix in a Small Open Economy: Evidence from Nigeria”, *Scientific African*, e00346.
- Woodford M. 2003. “Money, Interest, and Prices”, Princeton: Princeton University Press.