



Munich Personal RePEc Archive

Trend of Core inflation in DR Congo: a model based on the Structural VAR approach

Murhula, Pacifique

Université Evangélique en Afrique, Bukavu, RDC.

28 December 2020

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/105005/>
MPRA Paper No. 105005, posted 08 Jan 2021 14:54 UTC

TENDANCE DE L'INFLATION SOUS-JACENTE EN RDC : une modélisation à partir de l'approche VAR Structurelle*

Pacifique MURHULA KATAGONDWA†

Décembre 2020

Cercle de Recherche des Etudiants en Gestion et Economie « CREGE-UEA »

Résumé

Dans ce papier, nous estimons un modèle autorégressif structurel (SVAR) pour analyser la tendance de l'inflation sous-jacente en République Démocratique du Congo et nous suivons la démarche d'identification de Blanchard et Quah (1989) pour imposer les restrictions de long terme en se basant sur la théorie économique. En effet, au regard des enseignements des monétaristes, l'inflation est perçue comme un phénomène purement monétaire, et le recentrage de la politique monétaire à l'objectif de stabilité des prix vient de la quasi-unanimité des économistes et banquiers centraux selon laquelle la politique monétaire n'affecte pas l'activité à long terme. De ce fait, plusieurs banques centrales ont adopté la stabilité des prix comme objectif ultime de leur politique monétaire. Cet important rôle ne peut cependant être pleinement joué que si les banques centrales peuvent maîtriser l'inflation sous-jacente, car c'est cette dernière qui est d'origine monétaire. Nous utilisons à cet effet les données congolaises sur le taux de croissance de l'activité et le taux d'inflation de 2002Q1 à 2019Q4. Nos résultats confortent globalement ceux généralement retrouvés dans la littérature et montrent que le choc monétaire n'a conformément à la contrainte d'identification, presque pas d'effet sur l'activité économique, ce qui tend à valider l'hypothèse de verticalité de la courbe de Phillips et la persistance du choc réel négatif explique considérablement la volatilité de l'inflation en République Démocratique du Congo (RDC).

Mots-Clés : Inflation sous-jacente, Stabilité des prix, Politique monétaire, Croissance, VAR structurel

Classification JEL : C32, E31, E52, E58, O47

Abstract (Trend of Core inflation in DR Congo : a model based on the Structural VAR approach)

In this paper, we estimate a structural autoregressive model (SVAR) to analyze the trend of underlying inflation in the Democratic Republic of Congo and follow the identification approach of Blanchard and Quah (1989) to impose long-run restrictions based on economic theory. Indeed, in the light of the teachings of monetarists, inflation is perceived as a purely monetary phenomenon, and the refocusing of monetary policy on the objective of price stability comes from the almost unanimous view of economists and central bankers that monetary policy does not affect activity in the long term. Thus, several central banks have adopted price stability as the ultimate objective of their monetary policy. This important role cannot be fully played, however, by central banks without controlling core inflation because, only this one is due to monetary factors. To this end, we use Congolese data on the growth rate of activity and the inflation rate from 2002Q1 to 2019Q4. Our results broadly confirm those generally found in the literature and show that the monetary shock has, in accordance with the identification constraint, almost no effect on economic activity, which tends to validate the verticality of the Phillips curve and the persistence of the negative real shock considerably explains the volatility of inflation in the Democratic Republic of Congo (DRC).

Keywords : Core Inflation, Price Stability, Monetary Policy, Economic Growth, Structural VAR

JEL Classification : C32, E31, E52, E58, O47

* Les opinions développées dans cet article ainsi que les éventuelles erreurs, qui y persistent n'engagent que l'auteur et ne constituent, en aucun cas, la position officielle de ses institutions d'attaches.

† Licencié en Économie Monétaire, Faculté des Sciences Économiques et de Gestion, Université Évangélique en Afrique (UEA), Bukavu, RDC. Courriel : mkatpacifique@gmail.com ; Tél. : +243 976 702 303

1. INTRODUCTION

L'objectif ultime et prioritaire de toute banque centrale de par le monde est indubitablement la stabilité des prix. En République Démocratique du Congo (RDC), cet important rôle est confié à Banque Centrale du Congo (BCC) en charge de la conduite de la politique monétaire du pays conformément à la loi n° 005 /2002 du 05 mai 2002. Pour remplir cette mission, plusieurs stratégies³ s'offrent aux autorités monétaires pour contrôler l'évolution des prix et lutter par conséquent contre l'inflation. Cette dernière est généralement mesurée par l'indice des prix à la consommation (IPC). Cependant, l'IPC présente le principal inconvénient d'être souvent très volatil lorsque le choc réel frappe l'économie se traduisant ainsi par une hausse des prix de biens alimentaires, de produits pétroliers, etc. (Pham, 2015).

En effet, la non crédibilité de l'IPC dans la mesure de l'inflation a poussé les économistes et banquiers centraux à s'intéresser à une mesure alternative leur permettant de suivre la tendance ou l'évolution des prix à l'absence de bruits qui surviennent sur l'économie. Par ailleurs, le recentrage de la politique monétaire à l'objectif de stabilité des prix vient de la quasi-unanimité des économistes et banquiers centraux selon laquelle la politique monétaire n'affecte pas l'activité à long terme. De ce fait, plusieurs banques centrales ont adopté la stabilité des prix comme objectif ultime de leur politique monétaire. Cet important rôle ne peut cependant être pleinement joué que si les banques centrales peuvent maîtriser l'inflation sous-jacente, car c'est cette dernière qui est d'origine monétaire (Mialou, 2002).

De fait, l'inflation globale, telle que mesurée par le glissement annuel de l'indice des prix à la consommation (IPC), présente l'inconvénient d'être fortement volatile à court terme. Afin d'éliminer l'effet des fluctuations transitoires de l'inflation, l'intérêt pour nombreuses banques centrales se porte de plus en plus sur des mesures d'inflation sous-jacente. Celles-ci sont censées représenter uniquement la tendance de fond que suit l'évolution des prix (Kaiser et Lamboray, 2012). Il devient alors très intéressant pour les banques centrales de maîtriser et disposer d'une mesure précise de l'inflation structurelle, c'est-à-dire celle corrigée de l'influence du cycle économique, car c'est cette composante de l'inflation qui est d'origine monétaire désignée sous le vocable de « *l'inflation sous-jacente* » ou « *core inflation* » en anglais (Lajnaf, 2014).

Or, les taux d'inflation globale peuvent être instables, souvent à cause de fortes fluctuations des prix des produits de base ou des produits alimentaires par exemple. Du fait de cette instabilité d'un indice clé d'évolution des prix, les responsables de l'économie (autorités monétaires) peuvent éprouver des difficultés à apprécier correctement la situation sous-jacente de l'inflation et ses perspectives d'évolution. Il peut donc être utile de s'appuyer sur le taux d'inflation fondamentale, qui exclut ou minimise les variations les plus instables des prix de façon à mettre en lumière les composantes sous-jacentes, plus durables. En particulier, le concept d'inflation sous-jacente et les mesures s'y rapportant, ont été développés afin de renforcer l'efficacité de l'action monétaire. Il s'agit de faire ressortir la composante fondamentale de l'évolution des prix, c'est-à-dire, celle qui résulte uniquement des chocs persistants et qui reflète les anticipations des agents économiques (Taillon, 1997).

Dans ce cas, une banque centrale qui doit anticiper l'inflation cherche à exclure les variations temporaires des prix lors de la fixation des taux d'intérêt directeurs. À un moment donné, il n'est pas si facile de déterminer quelles variations de prix sont permanentes et quelles variations sont temporaires. Dans ce

³ La stratégie de ciblage de l'inflation par exemple. Naquit en Nouvelle Zélande en Février 1990, cette stratégie de politique monétaire a par la suite été adoptée par nombreuses banques centrales des pays développés (Canada, USA, UK, ...) et même actuellement dans les pays en développement. Aux termes de Bernanke, Mishkin et Svenson, le ciblage de l'inflation est une structure pour la politique monétaire caractérisée par l'annonce publique de cibles quantitatives officielles (ou des fourchettes cibles) pour le taux d'inflation à une ou plusieurs échéances.

contexte, les indicateurs de l'inflation sous-jacente peuvent être utiles (Jonassen et Nordbø, 2006). À cet égard, l'inflation sous-jacente peut être considérée comme un indicateur important des tendances de l'inflation, et qui est utile pour la conduite de la politique monétaire. La Banque Centrale au Sri Lanka par exemple, estime que le suivi et l'analyse d'une mesure adéquate de la tendance sous-jacente à long terme de l'inflation est un impératif pour la conduite de sa politique monétaire. C'est pourquoi plusieurs tentatives ont été faites pour compiler et analyser des mesures représentatives de l'inflation sous-jacente (Perera, 2009).

Pour évaluer la stabilité des prix, certaines banques centrales surveillent l'inflation de base plutôt que l'inflation globale, car elle fournit un signal sur les mouvements persistants de l'inflation, ce qui est important pour la conduite de la politique monétaire (Ramlee et Abdul Rani, 2016). Ceci est d'autant plus important que les chocs sur les prix peuvent revêtir une forme transitoire ou permanente et nécessiter selon les cas l'intervention ou non de la banque centrale. Ce problème a amené plusieurs banques centrales à se focaliser sur le contrôle de l'inflation sous-jacente c'est-à-dire, l'inflation qui est censée être due aux actions de la banque centrale et dont le calcul exclut ses potentielles sources de fluctuations à court terme (Ntita Ntita, Kazadi Ntita, Ntanga Ntita, 2017).

Du point de vue empirique, plusieurs études ont essayé de montrer la pertinence et le rôle de l'inflation sous-jacente dans la conduite de la politique monétaire pour nombreuses banques centrales. À titre illustratif, on note les travaux de Aucremanne et Wouter (1999) aux Etats-Unis, Allemagne et Belgique, Mialou (2002) en Afrique du Sud et au Gabon ; Perera (2009) au Sri Lanka, Ribon (2009) en Israël, Shahiduzzaman (2009) au Bangladesh ; Lajnaf (2014) en Tunisie ; Alkhareif et Barnett (2015) en Arabie Saoudite, Pablo Pincheira, Selaive et Nolazcod (2016) dans l'OCDE, Ntita Ntita, Kazadi Ntita, Ntanga Ntita (2017), Boroumand et al. (2019) en Iran, Kenkouo et al. (2020) dans la CEMAC. Le dénominateur commun de toutes études est qu'elles mettent en évidence le rôle non négligeable de l'inflation sous-jacente dans l'orientation de la politique monétaire de banques centrales en charge de l'objectif de la stabilité des prix.

À cet égard, il y a lieu de comprendre que ce concept de l'inflation sous-jacente s'est vu très vite intégrer dans la conduite la politique monétaire pour les banques centrales. Malgré l'émergence de ce consensus, les interrogations autour de ce concept se sont alors orientées sur les approches de calcul de l'inflation sous-jacente. Suivant Quah et Vahey (1995), Jacquinot (1998), Mialou (2002), et plus récemment Kenkouo et al. (2020), la littérature existante met en évidence quelques types de méthodes pour le calcul de l'inflation sous-jacente comme l'approche par exclusion de certaines des composantes de l'IPC et plus récemment par l'approche VAR Structurelle. Cette dernière approche est plus utilisée de par son fondement théorique rigoureuse et adoptée dans notre étude et appliquée en République Démocratique du Congo.

En parallèle, "au mieux de notre connaissance", aucune étude n'a eu à traiter de la problématique de l'inflation sous-jacente en RDC, alors que ce dernier présente une histoire inflationniste spectaculaire, un niveau relativement élevé de l'inflation et la maîtrise de cette variable semble continuer à poser des difficultés aux autorités monétaires. De ce gap empirique lié au contexte congolais se lève alors la question de savoir : *Quelle est la tendance de l'inflation sous-jacente en République Démocratique du Congo ?*

L'objet de ce papier est donc de calculer ou déterminer l'inflation sous-jacente en RDC et évaluer ou apprécier sa tendance par rapport à l'inflation globale en recourant à une approche de modélisation du type VAR structurel (SVAR) suivant le schéma d'indentification de Blanchard et Quah (1989) dans une perspective de verticalité à long terme de la courbe de Phillips. Sur données de l'économie congolaise entre 2002Q1 et 2019Q4, les résultats obtenus confortent globalement ceux généralement retrouvés dans la littérature et montrent que le choc monétaire n'a conformément à la contrainte d'identification, presque pas

d'effet sur l'activité économique, ce qui tend à valider l'hypothèse de verticalité de la courbe de Phillips et le choc réel négatif explique considérablement la volatilité de l'inflation en RDC.

La suite de ce papier s'organise de la manière suivante : la section 2 aborde une brève littérature sur le concept de l'inflation sous-jacente pour cerner les contours de notre étude ; nous décrivons l'approche méthodologique VAR structurelle basée sur le schéma d'identification de Blanchard et Quah ainsi que le mode de calcul de l'inflation sous-jacente dans la section 3 ; il s'en suit la présentation des résultats et leur discussion dans la section 4, implications du travail dans la section 5 et finalement la section 6 conclut.

2. REVUE DE LA LITTÉRATURE

2.1 Cadre théorique

D'entrée de jeu, il sied de noter que l'analyse théorique et empirique de la hausse des prix occupe l'attention de nombreux banquiers centraux depuis des années dans la littérature. En effet, l'essor des politiques de ciblage d'inflation (cible d'inflation ou une fourchette cible) a conduit les autorités monétaires à travers le monde à rechercher des indicateurs qui reflètent la tendance de fond de la progression des prix afin de bien remplir leur mission (Lassoued, 2008). Par ailleurs, l'incapacité de l'IPC à mesurer parfaitement l'inflation a poussé les économistes à mettre sur pied une mesure alternative : l'inflation sous-jacente introduit pour la première fois dans la littérature par l'économiste Otto Eckstein en 1981. Cette dernière n'admet pas de définition théorique unifiée dans la littérature (Chauvin et Le Bihan, 2007) et cette diversité de définitions selon les auteurs rend son mode de calcul aussi varié et complexe (Jacquinot, 1998 et Mialou, 2002).

Comme le souligne Wayne (2008), l'inflation sous-jacente est un concept qui se cache depuis longtemps en marge du débat académique. Et malgré la fréquence à laquelle le terme est utilisé dans les discussions politiques, il est rare que le terme apparaisse dans les publications universitaires courantes. En RDC, ce concept semble se situer en marge de l'actualité et avec la quasi-absence d'évidences empiriques alors que pays présente un niveau relativement élevé de l'inflation. En général, l'inflation sous-jacente tend à être définie en fonction de la méthode particulière utilisée pour construire une mesure pratique plutôt qu'en termes de ce que la mesure tente de saisir. Néanmoins, tous les efforts pratiques visant à mesurer l'inflation sous-jacente peuvent être considérés comme visant à quantifier l'un des deux grands concepts ou approches.

L'un des approches considère l'inflation sous-jacente comme la *composante persistante* de l'inflation mesurée. La deuxième approche considère l'inflation sous-jacente comme la *composante généralisée* de l'inflation mesurée. Dans les deux conceptions (ou les deux approches) cependant, l'inflation sous-jacente est généralement associée aux composantes des anticipations et de la pression de la demande de l'inflation et exclut les chocs d'offre (Roger, 1998). Pour d'amples détails sur ces deux approches, voir les études de Pikbougoum (2004), Pham (2015) et Kenkouo, Batoumen et Engo Nguema (2020), qui présentent de manière analytique et synthétique ces deux approches de l'inflation sous-jacente.

En effet, pour quantifier ou mesurer l'inflation sous-jacente, il existe plusieurs méthodes couramment utilisées dans la littérature bien que chacun de ces méthodes possèdent des avantages et des inconvénients. Dans le cadre de cette étude, nous allons présenter quelques-unes de ces méthodes. Suivant Jacquinot (1998) et Mialou (2002), la littérature existante met en évidence quelques types de méthodes pour le calcul de l'inflation sous-jacente : l'approche par exclusion de certaines des composantes de l'indice des prix, l'utilisation des filtres (filtre de Kalman, filtre de Hodrick et Prescott) et plus récemment par l'estimation d'un modèle VAR Structurel. Cette dernière approche est plus utilisée de par son fondement théorique et adoptée dans notre étude. La pertinence de chacune de méthodes couramment utilisée peut être apprécié ci-dessous dans ce tableau sur base de certains critères inspiré de l'étude Kenkouo et al. (2020).

Tableau N°1 Evaluation des méthodes de calcul de l'inflation sous-jacente

Critères d'appréciation des indicateurs d'inflation sous-jacente élaborés par Roger (1998) et Wynne (1999)	Exclusion permanente des facteurs spéciaux	Estimateur à influence limitée	Modèles à composantes inobservables	Modèles SVAR
<i>Rapidement disponible</i>	Oui	Oui	Oui	Oui
<i>Non biaisé</i>	Oui	Oui	Oui	Oui
<i>Moins volatil</i>	Oui	Oui	Oui	Oui
<i>Ne pas être sujet à révision</i>	Oui	Oui	Non	Non
<i>Facilement compréhensif par le public</i>	Oui	Peut-être	Non	Non
<i>Pouvoir prédictif de l'inflation future</i>	Peut-être	Peut-être	Peut-être	Oui
<i>Avoir un fondement théorique</i>	Non	Non	Non	Oui

Source : Kenkouo G., Batoumen M. et Engo Nguema T. (2020).

2.2 Evidences empiriques

Dans un autre registre, on note quelques évidences empiriques sur l'inflation sous-jacente. D'abord, il sied de souligner que les auteurs recourent généralement (*ceteris paribus*) à deux méthodes pour déterminer ou évaluer l'inflation sous-jacente. *Certains auteurs* excluent les composantes de l'IPC les plus volatils (ex-alimentation, énergie, légumes, fruits, transport, ...) mais fort est de constater que ces déterminants de l'inflation sous-jacente dépendent d'un pays à un autre et d'une étude à une autre (voir par exemple les études de Pikbougom (2004), Lassoued (2008), Ribon (2009), Zheng et Weidner (2011), Alkhareif et Barnett (2015), Pham (2015), Pincheira, Selaive et Nolazcod (2016)).

Pour ce cas de figure, Jonassen et Nordbø (2006), font une évaluation empirique de divers indicateurs de l'inflation sous-jacente en Norvège et arrivent à la conclusion selon laquelle il n'y a pas un seul indicateur qui soit une mesure parfaite de l'inflation sous-jacente à tout moment. En Israël, Ribon (2009) trouve que l'indice qui exclut les prix de l'énergie et des denrées alimentaires, l'indice qui exclut également les prix des fruits et légumes, fournissent des informations qui améliorent la capacité de prédire de l'indice global.

Du Plessis, Du Rand et Kotzé (2015) mènent une étude en Afrique du Sud et trouvent des résultats un peu « contradictoires » rapport à l'évidence empirique commune selon laquelle l'exclusion de l'alimentation et/ou de l'énergie constituent vraisemblablement des véritables indicateurs ou déterminants de l'inflation sous-jacente. Ces auteurs quant à eux estiment que, les résultats issus de la mesure qui exclut l'alimentation et le prix de l'énergie sont extrêmement pauvres, lesquels suggèrent que les items ou fonctions exclus sont des contributeurs importants aux pressions inflationnistes. Pincheira, Selaive et Nolazcod (2016) analysent la capacité prédictive de l'inflation sous-jacente pour le cas de pays de l'OCDE et non membres de l'OCDE. Leurs résultats remettent partiellement en question l'opinion commune concernant la capacité de l'inflation sous-jacente à prévoir l'inflation globale, et suggèrent une pondération prudente de l'exclusion traditionnelle des prix des denrées alimentaires et de l'énergie lors de l'évaluation de la taille du stimulus monétaire.

En revanche, *d'autres auteurs* utilisent l'approche VAR structurelle pour évaluer et mesurer l'inflation sous-jacente (Jacquinot (1998) pour la France, l'Allemagne et le Royaume-Uni ; Aucremanne et Wouter (1999) aux Etats-Unis, Allemagne et Belgique ; Mialou (2002) pour l'Afrique du Sud et le Gabon ; Yash et Reilly (2009) ; Lajnaf (2014) en Tunisie ; Kenkouo et al. (2020) dans la CEMAC). Exception faite à l'étude de Yash et Reilly (2009), les autres études se basent sur l'hypothèse de verticalité à long terme de la courbe de

Phillips. Cette dernière approche est plus rigoureuse car elle se fonde sur la théorie économique, ce qui fait qu'elle soit préférée dans la littérature empirique depuis la publication de l'étude de Quah et Vahey (1995) qui en a proposé la première tentative et donc le premier modèle SVAR pour l'inflation sous-jacente en se basant sur la démarche d'identification de Blanchard et Quah (1989).

Les auteurs qui empruntent et exploitent cette approche de modélisation VAR structurelle (SVAR) se situent globalement dans une perspective de verticalité de la courbe de Phillips à long terme. Nous adopterons donc cette approche dans la troisième section de cette étude pour analyser ou évaluer la tendance de l'inflation sous-jacente en RDC.

3. METHODOLOGIE

L'inflation sous-jacente est une variable inobservable qui ne peut être connue que de façon estimative. À cet effet, la littérature empirique recourt généralement à trois méthodes d'estimation. La méthode d'exclusion qui consiste à isoler de l'indice des prix les composantes les plus volatiles, la méthode de lissage qui procède par l'utilisation d'un certain nombre de filtres (filtre de Hodrick et Prescott, filtre de Kalman, ...) et enfin, la méthode VAR structurelle proposée par Quah et Vahey (1995) consiste à mesurer l'inflation sous-jacente en se référant à l'hypothèse de verticalité de la courbe de Phillips dans le long terme. Dans ce papier, nous utiliserons cette dernière approche (structurelle des modèles VAR ou SVAR) en raison de sa rigueur basée sur des fondements théoriques solides dont le cadre de référence s'inspire principalement de l'étude de Mialou (2002), mais avant de l'estimer, il est impératif de commencer par le test de stationnarité dont le plus utilisé est le test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF).

On entend par là le fait que la structure du processus sous-jacent supposée évoluer ou non avec le temps. Si la structure reste la même, le processus est dit alors stationnaire. Autrement dit, une variable stationnaire est donc celle pour laquelle la moyenne et la variance oscillent autour des fluctuations d'amplitude constante. Généralement, le test ADF procède par l'estimation de trois modèles suivants par le MCO :

Modèle (1) : sans tendance ni constante

$$\Delta x_t = \rho x_{t-1} + \sum_{j=1}^p \varphi_j x_{t-j} + \varepsilon_t$$

Modèle (2) : avec constante

$$\Delta x_t = \alpha + \rho x_{t-1} + \sum_{j=1}^p \varphi_j x_{t-j} + \varepsilon_t$$

Modèle (3) : avec constante et tendance

$$\Delta x_t = \alpha + \beta t + \rho x_{t-1} + \sum_{j=1}^p \varphi_j x_{t-j} + \varepsilon_t$$

On teste alors l'hypothèse nulle $\varphi = 0$ (non stationnarité) contre l'hypothèse alternative $\varphi < 0$ (stationnarité) en se référant aux valeurs tabulées par Fuller (1976) et Dickey et Fuller (1979, 1981). Dans la mesure où les valeurs critiques sont négatives, la règle de décision est la suivante : Si la valeur calculée de la t -statistique associée à φ est inférieure à la valeur critique, on rejette l'hypothèse nulle de non stationnarité. Si la valeur calculée de la t -statistique associée à φ est supérieure à la valeur critique, on accepte l'hypothèse nulle de non stationnarité. Nous avons également fait recours au test d'Engle-Granger pour statuer la relation de contégration entre nos variables.

3.1 Spécification du modèle économétrique : VAR Structurel

Introduits pour la première dans la littérature par Sims (1980), les modèles VAR sont largement utilisés dans la macroéconomie moderne soit pour examiner les sources des fluctuations cycliques, soit pour prédire l'impact des innovations (chocs) ou pour guider la prise des décisions politiques. À l'effet de spécifier le modèle SVAR, commencerons d'abord par analyser le modèle VAR standard. Ainsi, notons la forme générale d'un modèle VAR standard univarié de la manière suivante :

$$X_t = A_0 + A_1X_{t-1} + A_2X_{t-2} + A_3X_{t-3} + \dots + A_iX_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

Cette équation (1) admet une représentation moyenne mobile d'ordre infini suivante :

$$X_t = A(0)\varepsilon_t + A(1)\varepsilon_{t-1} + A(2)\varepsilon_{t-2} + A(3)\varepsilon_{t-3} + \dots = \sum_{i=0}^{\infty} A(i)\varepsilon_{t-i} \quad (2.2)$$

Avec X_t de dimension $(k \times 1)$ est le vecteur des variables endogènes du modèle, A_i de dimension $(k \times k)$ est la matrice des paramètres et A_0 de dimension $(k \times 1)$ est le vecteur des constantes et ε_t de dimension $(k \times 1)$ le vecteur des erreurs ou des termes d'erreur du modèle. Ce terme d'erreur, également dénommé *résidu*, reprend donc les mouvements des données que le modèle est incapable de prévoir. On l'interprète comme reflétant l'effet sur les variables économiques de l'ensemble des chocs (c'est-à-dire les mouvements non prévisibles à partir des observations passées) réalisés à la date t .

Concernant l'estimation du modèle, celle-ci se fait à l'aide de méthodes simples telle que la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). Jusqu'à maintenant, les modèles VAR sont très utilisés en macroéconomie en raison de leur simplicité et de leurs bonnes qualités prévisionnelles, surtout à court terme. À cet effet, ils sont très utiles pour les exercices de prévision et de simulation (analyse des chocs impulsions). Mais, ils présentent un certain nombre de limites ou critiques qui les qualifient d'a-théoriques. L'ensemble de ces critiques sont analysées dans l'article de Katedi et Tsasa (2017) et ont permis aux économistes de développer un modèle dans lequel l'origine et la nature de chocs sont connues : c'est le modèle VAR structurel ou SVAR. La spécification de ce type de modèles ou SVAR peut être obtenue en partant de la forme générale suivante :

$$AX_t = B(L)X_t + \varepsilon_t \quad (2.3)$$

Où X_t représente un vecteur de dimension $n \times 1$ incluant les variables endogènes du modèle, L est l'opérateur de retard, $B(L)$ de dimension $n \times n$ est un polynôme constituant la matrice des coefficients à estimer, ε_t de dimension $n \times 1$ un vecteur de termes d'erreur identiquement et normalement distribués, sériellement non corrélés et erreurs mutuellement orthogonales (bruit blanc qui représente les mouvements inexpliqués dans les variables, reflétant ainsi l'influence de chocs exogènes).

Alors, en multipliant les deux membres de l'équation (2.3) par A^{-1} , on obtient l'expression suivante :

$$A^{-1}AX_t = A^{-1}B(L)X_t + A^{-1}\varepsilon_t \quad (2.4)$$

$$X_t = A^{-1}B(L)X_t + A^{-1}\varepsilon_t \quad (2.5)$$

$$X_t = C(L)X_t + u_t \quad (2.6)$$

Avec $C = A^{-1}B$ et $A^{-1}\varepsilon_t = u_t$. Le terme d'erreur ε_t est supposé être un bruit blanc, tel que :

$$E(u_t) = 0; E(u_t, u_t') = \Sigma_u; E(u_t, u_s') = [0] \quad \forall t \neq s \quad (2.7)$$

L'équation (2.6) peut être réécrite sous forme d'une représentation moyenne mobile⁴ d'ordre infini basée sur le théorème de Wold et obtenue par une inversion du processus (2.6) de la manière suivante :

$$X_t = C(L)X_t + u_t \quad (2.8)$$

En multipliant les deux membres de l'équation (8) par X^{-1} , on obtient l'expression suivante :

$$X^{-1}X_t = C(L)X_tX^{-1} + u_tX^{-1} \quad (2.9)$$

$$I = C(L) + u_tX^{-1} \quad (2.10)$$

$$I = C(L) + u_t \frac{1}{X_t} \quad (2.11)$$

Une simple manipulation algébrique nous permet d'écrire le modèle VAR sous forme d'une représentation moyenne mobile de Wold d'ordre infini comme suit :

$$X_t = C(L)u_t \quad (2.12)$$

ou encore

$$X_t = C(0)u_t + C(1)u_{t-1} + C(2)u_{t-2} + C(3)u_{t-3} + \dots = \sum_{i=0}^{\infty} C(i)u_{t-i} \quad (2.13)$$

Avec $C(L) = \sum_{i=0}^{\infty} C_i L^i$

Le vecteur X_t des variables endogènes est constitué de deux variables : le taux de croissance du PIB et le taux d'inflation, et nous supposons par ailleurs que les variables endogènes sont affectées par 2 types de chocs exogènes à savoir : (i) le choc de demande ou choc réel $[\varepsilon_{y,t}]$, (ii) le choc d'offre ou choc monétaire $[\varepsilon_{p,t}]$. Connaissant les chocs qui gouvernent l'économie (congolaise), on peut imposer alors des restrictions sur base de la théorie économique : il s'agit ici de restrictions de long terme.

3.2 Problème d'identification : la méthode de Blanchard et Quah (1989)

Il est supposé qu'à chaque date t du temps, les innovations canoniques ε_t s'expriment comme une combinaison linéaire des chocs structurels u_t . Dit autrement, avec u_t les chocs structurels et D_0 une matrice de dimension (n, n) non singulière liant les résidus ε_t aux chocs structurels, D_0 ou A est donc une matrice de transformation, ou de passage, qui permet d'obtenir des chocs structurels interprétables u_t . C'est-à-dire, la relation entre la forme réduite d'un VAR résiduel (ε_t) et les chocs structurels u_t résultant de la comparaison des équation (2.2) et (2.13) peut être exprimée comme suit :

$$\varepsilon_t = D_0 u_t \quad (2.14)$$

⁴ L'écriture $MA(\infty)$ signifie que les différentes variables du système VAR sont expliquées par les chocs structurels présents et passés. Les composantes des matrices C_i sont des mesures des effets des chocs structurels sur les grandeurs macroéconomiques qui composent le modèle. Le théorème de représentation de Wold énonce que tout processus VAR(p) stationnaire admette une représentation MA (Moving Average) infinie.

Les chocs structurels du modèle u_t sont obtenus par une inversion de la matrice D_0 , ce qui implique que :

$$u_t = D_0^{-1} \varepsilon_t \quad (2.15)$$

En effet, ici les erreurs sont corrélées avec les variables alors que les techniques d'estimation requièrent une absence de corrélation entre les régresseurs et les termes d'erreur. Ce problème n'existe pas pour la forme standard du VAR. La question est donc de savoir s'il est possible de retrouver l'information recherchée dans le VAR primitif ou d'identifier celui-ci à partir de l'estimation par les MCO du VAR standard. La réponse à cette question est, bien entendu, non, sauf à poser des restrictions dans le système primitif.

Par ailleurs, et pour rappel, de nombreux économistes s'accordent sur la neutralité à long terme de l'inflation sur la production. L'imposition d'une telle contrainte dans un VAR structurel, incluant l'inflation observée et la production, permet de séparer la composante sous-jacente de la composante cyclique de l'inflation. Ainsi, l'inflation sous-jacente est déduite en annulant la composante cyclique imputable aux chocs survenus sur la production (Jacquinot, 1998). Dans le cadre de notre étude, nous suivons la méthode d'identification est celle proposée par Blanchard et Quah (1989) et couramment ou largement utilisée dans la littérature.

En effet, Blanchard et Quah (1989) proposent une décomposition qui consiste à imposer des restrictions à la matrice des effets de long terme des chocs structurels sur une base théorique. Cette décomposition se base sur l'hypothèse selon laquelle les chocs de demande n'impactent pas l'activité économique (mesurée par le PIB) à long terme. Dans ce sens, les chocs de demande n'ont qu'un effet transitoire et seuls les chocs d'offre ont une influence permanente et durable sur l'activité économique.

Etant donné qu'il est possible de démontrer qu'un choc de demande ne peut avoir des effets sur l'activité qu'à court terme, on peut naturellement, identifier l'inflation sous-jacente comme étant la composante de l'inflation n'ayant pas d'effet à long terme sur la production. Autrement dit, elle est la composante respectant la neutralité à long terme. L'autre composante de l'inflation qui ne respecte pas cette neutralité est assimilée à l'inflation de court terme ou inflation cyclique. On se retrouve alors devant un problème d'identification des chocs affectant l'économie qu'il est possible de résoudre en utilisant la modélisation VAR structurelle (Mialou, 2002).

À l'effet d'identifier notre modèle, c'est-à-dire poser un certain nombre de restrictions basées sur la théorie économique, la matrice D_0 doit être triangulaire inférieure. En effet, l'équation (2.14) peut-être réécrite comme suit :

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{y,t} \\ \varepsilon_{p,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{d}_{11} & d_{12} \\ d_{21} & \mathbf{d}_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{y,t} \\ u_{p,t} \end{bmatrix} \quad (2.16)$$

Cette équation (2.16) peut encore être exprimée ou réécrite sous la forme d'un système d'équation linéaire de la manière suivante :

$$\begin{cases} \varepsilon_{y,t} = \mathbf{d}_{11}u_{y,t} + d_{12}u_{p,t} \\ \varepsilon_{p,t} = d_{21}u_{y,t} + \mathbf{d}_{22}u_{p,t} \end{cases} \quad (2.17)$$

Alors, nous aurons donc besoin de restrictions ou hypothèses pour identifier D_0 . Kabedi et Tsasa (2017) et Kuma (2018) notent que dans la pratique, ces restrictions se fondent généralement sur la théorie économique, ce qui permet de donner aux chocs u_t une interprétation économique claire. Ainsi, une des restrictions la plus simple est d'exiger que la matrice D_0 soit triangulaire inférieure, de sorte que la première variable ne soit affectée que par le premier choc structurel, la deuxième par les deux premiers chocs

structurels, et ainsi de suite. Cette restriction implique que la matrice D_0 puisse être obtenue par une décomposition de Cholesky de Σ_u .

En imposant les restrictions sur D_0 , nous cherchons à analyser l'inflation sous-jacente issue du schéma d'identification obtenu de l'application de la démarche de Blanchard et Quah (1989). L'idée de base se fonde en principe sur la verticalité à long terme de la courbe de Phillips et nous cherchons à identifier l'inflation sous-jacente comme la composante de l'inflation n'ayant pas d'effet à long terme sur la production. Ainsi, l'inflation se décompose en deux composantes : celle ayant des effets à long terme sur la production et celle n'ayant pas d'effet à long terme sur la production (inflation sous-jacente).

Dans notre cas, avec un VAR bi-varié on aura donc besoin d'imposer $\frac{n(n-1)}{2}$ restrictions, et donc $\frac{2(2-1)}{2} = 1$ restriction. Cette contrainte tirée de la théorie économique sera donnée par la restriction de long terme selon laquelle le choc monétaire ou encore le choc d'offre n'a pas d'effet à long terme sur l'activité et donc sur la production. Cela revient, concrètement, à annuler le côté supérieur droit de la matrice d'impact de long terme. En conséquence, en introduisant la contrainte de long terme de Blanchard et Quah (1989), la matrice des effets de long terme D_0 se présente comme suit :

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{y,t} \\ \varepsilon_{p,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{d}_{11} & 0 \\ d_{21} & \mathbf{d}_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{y,t} \\ u_{p,t} \end{bmatrix} \quad (2.18)$$

$d_{12} = 0$; indique que les chocs monétaires n'ont pas d'impact à long terme sur la production, $u_{2,p,t}$ est défini comme le choc monétaire qui permet de prendre en considération dans le modèle la contrainte de neutralité à long terme des chocs monétaire sur la production. En effet, partant de l'hypothèse de verticalité de la courbe de Phillips à long terme, l'inflation sous-jacente se définit alors comme la composante de l'inflation qui dépend uniquement des chocs monétaires à partir de l'équation (2.17) ou l'équation (2.18) de la manière suivante :

$$\Delta P_t^{sj} = d_{21}u_{y,t} + d_{22}u_{p,t} \quad (2.19)$$

Comme l'inflation sous-jacente est définie comme étant l'inflation corrigée de variations cycliques, c'est-à-dire l'inflation n'ayant pas d'impact sur l'activité économique en vertu du caractère vertical de la courbe de Phillips à long terme, elle peut donc être déterminée de la manière suivante à partir de l'équation (2.19) :

$$\Delta P_t^{sj} = d_{22}u_{p,t} \quad (2.20)$$

Après avoir fait l'étude de la stationnarité et de cointégration ainsi que la spécification d'un modèle autorégressif structurel (SVAR), il suit alors l'étape de son estimation dans le logiciel. Dans le cadre de cette étude, nous avons fait recours au logiciel Eviews 10. Ainsi, nous utiliserons les données de l'économie congolaise obtenues dans la base des données de la Banque Centrale du Congo pour le taux d'inflation et la base des données de la Banque Mondiale pour le taux de croissance du PIB (WDI, 2020). Toutes ces deux variables sont en fréquence annuelle entre 2002 et 2019. Nous avons à cet effet appliqué la procédure de désagrégation de Denton (1971) implémentée dans Eviews pour trimestrialiser nos données dans l'objectif d'avoir des séries relativement longues.

4. RESULTATS D'ESTIMATION

4.1 Résultats de la stationnarité et de la Cointégration

Pour éviter toute régression fallacieuse et une interprétation erronée de résultats, il usuel et impératif d'étudier le caractère stationnaire de variables. Les résultats du test de Dickey-Fuller (ADF test)⁵ nous montrent que le taux de croissance du PIB et le taux d'inflation sont tous stationnaires en différence première, et sont donc intégrés d'ordre un : I(1) comme l'indique l'annexe A.1. Par ailleurs, l'approche de la cointégration à l'aide de la statistique de la Trace et de valeur propre maximale indique l'existence d'au moins deux relations de cointégration au seuil de 5% (Cf. annexe A.2), et en conséquence, les modèles VAR peuvent à cet effet être appliqués. Mais il est primordial de déterminer le retard optimal avant d'estimer tout modèle VAR. Ainsi, le retard 6 obtenu par le critère d'information d'Akaike comme l'indique l'annexe A.3 a été choisi.

4.2 Résultats de l'estimation du modèle SVAR

Cette section présente, interprète et discute les principaux résultats issus de l'estimation d'un modèle SVAR à l'aide de données de l'économie congolaise. Nous avons dans un premier temps présenter les résultats de fonctions de réponses aux chocs et de l'analyse de la décomposition de la variance de chocs et dans un second temps déterminer l'inflation sous-jacente en RDC pour enfin apprécier sa tendance.

4.2.1 Analyse des fonctions de réponses aux chocs

La dynamique des variables macroéconomiques est une combinaison du choc et de sa propagation dans le temps et dans l'espace du système économique. Ce paragraphe analyse l'impact de chocs pris en compte dans le modèle sur deux principaux agrégats macroéconomiques qui gouvernent l'économie congolaise (RDC) à l'aide des fonctions de réponses impulsionnelles (IRF). Concrètement, les fonctions de réponses impulsionnelles analysent la réaction ou la réponse d'une variable cible ou donnée à la suite d'un choc. Les résultats obtenus dans cette étude sont globalement conformes à notre schéma d'identification et analogues à la plupart des travaux sur l'inflation sous-jacente menés à partir de l'approche VAR Structurale. La figure N°1 ci-dessous illustre la dynamique du taux de croissance économique et du taux d'inflation en RDC à la suite d'un choc réel et monétaire.

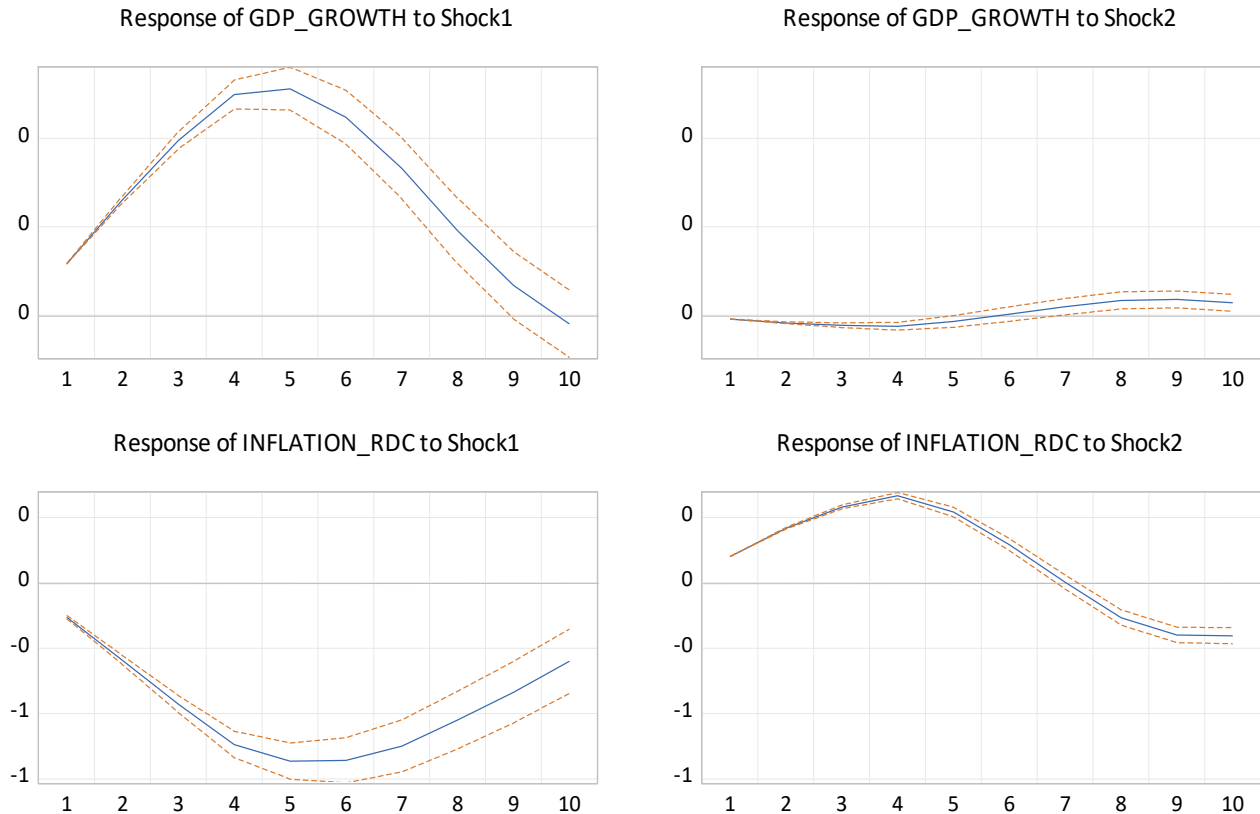
En effet, l'analyse des fonctions de réponses impulsionnelles permet de savoir comment réagit une variable à la suite d'un choc structurel dans le modèle. Pour ce qui est de la production captée ici par le taux de croissance du PIB, les graphiques montrent que le choc monétaire n'a, conformément à la contrainte d'identification, pas d'effet à long terme sur la production. On observe, en outre, que le délai d'ajustement à la situation de long terme reste très court, ce qui tend à valider l'hypothèse de verticalité de la courbe de Phillips.

Par ailleurs, on observe que le choc monétaire a un effet permanent significatif, résultat tout-à-fait conforme avec la théorie, puisqu'il est admis que cette composante commande l'inflation à long terme. S'agissant du choc réel, l'impact est négatif sur l'inflation, ce qui est plus réaliste mais ce résultat est contraire à celui obtenu par Mialou (2002) qui avait trouvé que le choc réel impacte positivement sur l'inflation et qualifie cela de paradoxal.

⁵ Les détails des résultats du test de stationnarité de Dickey-Fuller ne sont pas présentés ici et ont été enlevés pour la seule raison d'alléger le document. En revanche, ces détails peuvent être fournis à la demande du lecteur.

Figure N°1 Analyse des fonctions de réponses impulsionnelles aux chocs

Response to Structural VAR Innovations ± 2 S.E.



Source : nos analyses dans Eviews 10.

4.2.2 Analyse de la décomposition de la variance de chocs

La décomposition de la variance de l'erreur de prévision permet en fait de savoir la contribution de chaque choc ou innovation pris en compte dans le modèle dans l'explication de la dynamique d'une variable macroéconomique donnée. Nous analysons ici la contribution en pourcentage de choc réel et monétaire dans l'explication de la dynamique de l'activité et la volatilité de l'inflation en RDC

1. Décomposition de la variance du taux de croissance du PIB

Ainsi, le tableau N°2 ci-dessous permet de voir que l'activité économique en RDC est expliquée en grande partie par le choc réel et le choc monétaire n'impacte presque pas l'activité conformément au schéma d'identification imposé au modèle. Ce qui tend à valider l'hypothèse de la verticalité à long terme de la courbe de Phillips. L'inflation étant perçue partout et toujours comme un phénomène purement monétaire, n'a donc pas d'effet à long terme sur la sphère réelle à en croire la dichotomie classique.

Nous savons à la suite de Sims (1980) qu'on peut, dans le cas d'une prévision réalisée à partir d'un VAR, décomposer la variance de l'erreur de prévision de manière à faire ressortir la proportion liée à chaque choc. La décomposition ainsi effectuée est interprétée en terme de causalité comme la part de chaque choc dans la variation de la variable-cible autour de son sentier d'équilibre. Nous avons calculé pour chaque série, la part de la variance due au choc monétaire. La décomposition effectuée de la variance de l'erreur de prévision montre effectivement que le choc monétaire n'a aucune incidence sur l'activité puisque sur un horizon de

10 trimestres, le choc monétaire n'explique que moins de 10 % de l'erreur de prévision de l'activité en République Démocratique du Congo.

Tableau N°2 Décomposition de la variance du taux de croissance du PIB

Variance Decomposition of			
GDP_GROWTH:		GDP_GROWTH	INFLATION_RDC
Period	S.E.	Choc réel	Choc monétaire
1	0.227194	100.0000	0.000000
2	0.556522	99.89888	0.101123
3	0.944678	99.68873	0.311270
4	1.346391	99.41849	0.581505
5	1.661966	98.67261	1.327389
6	1.865588	97.38281	2.617185
7	1.972591	95.63388	4.366119
8	2.016567	93.62869	6.371307
9	2.033298	92.19248	7.807516
10	2.041462	91.62290	8.377101

Cholesky Ordering: GDP_GROWTH INFLATION_RDC

Source: nos analyses dans Eviews 10.

Ce résultat est conforme au schéma d'identification retenu qui impose la neutralité à long terme du choc monétaire sur l'activité économique et rencontre globalement les résultats empiriques obtenus dans la littérature utilisant l'approche SVAR comme par exemple celui de Mialou (2002) pour l'Afrique du Sud et le Gabon ; Tounsi, Ezzahid et Ragb (2010) pour le cas de l'Algérie, du Maroc, de la Tunisie et de l'Égypte ; Lajnaf (2014) en Tunisie.

4.2.2 Décomposition de la variance du taux de l'inflation

Nos résultats révèlent à partir de la décomposition de la variance que la quasi-totalité de la variance de l'inflation est expliquée à 54% par le choc monétaire (c'est-à-dire ses propres innovations) et 46% par le choc réel ou de demande sur un horizon temporel de 10 trimestres. Ce même résultat vient appuyer et soutenir celui issu de l'analyse des fonctions de réponses impulsionnelles qui montre que des chocs réels négatifs tendent à exacerber la volatilité de l'inflation en RDC. Dit autrement, les chocs réels exercent ont un effet permanent sur la tendance de l'inflation.

Les résultats découlant de l'analyse des réponses impulsionnelles et de la décomposition de la variance montrent qu'à long terme l'inflation est déterminée par les chocs monétaires, tandis que les chocs réels n'ont qu'un effet permanent sur la tendance de l'inflation. Ce résultat bien que contredit celui obtenu par (Tounsi, Ezzahid et Ragb, 2010) mais s'explique en RDC par la monétisation du déficit, de chocs négatifs de la demande, etc. En revanche, et dans tous les cas, ces résultats semblent cohérents avec la définition de l'inflation sous-jacente, qui repose sur l'idée selon laquelle « il existe des désajustements de court terme, qui une fois résorbés, placent l'inflation sur sa trajectoire de long terme où subsiste une parfaite dichotomie entre variables réelles et nominales » (Jacquinot, 2001).

Le tableau ci-dessous nous fournit la contribution de chaque choc dans l'explication la variable du taux de l'inflation en RDC.

Tableau N°3 Décomposition de la variance du taux d'inflation

Variance Decomposition of INFLATION_RDC:			
Period	S.E.	GDP_GROWTH Choc réel	INFLATION_RDC Choc monétaire
1	2.211825	34.66558	65.33442
2	5.152200	36.95841	63.04159
3	8.377572	39.92780	60.07220
4	11.46410	43.52624	56.47376
5	13.39964	48.32142	51.67858
6	14.33498	53.20674	46.79326
7	14.82571	55.85086	44.14914
8	15.40918	54.04555	45.95445
9	16.15207	49.91677	50.08323
10	16.78472	46.38226	53.61774

Cholesky Ordering: GDP_GROWTH INFLATION_RDC

Source : nos analyses dans Eviews 10.

Nous remarquons que l'analyse des fonctions des réponses impulsionnelles et la décomposition de la variance révèlent des résultats totalement identiques dans le modèle SVAR. Pour atteindre notre objectif global, il nous paraît à présent important de déterminer l'inflation sous-jacente en RDC à partir de l'approche VAR structurel pour répondre à notre question de départ dans le paragraphe suivant.

4.3 Détermination de l'inflation sous-jacente en RDC par l'approche VAR structurelle

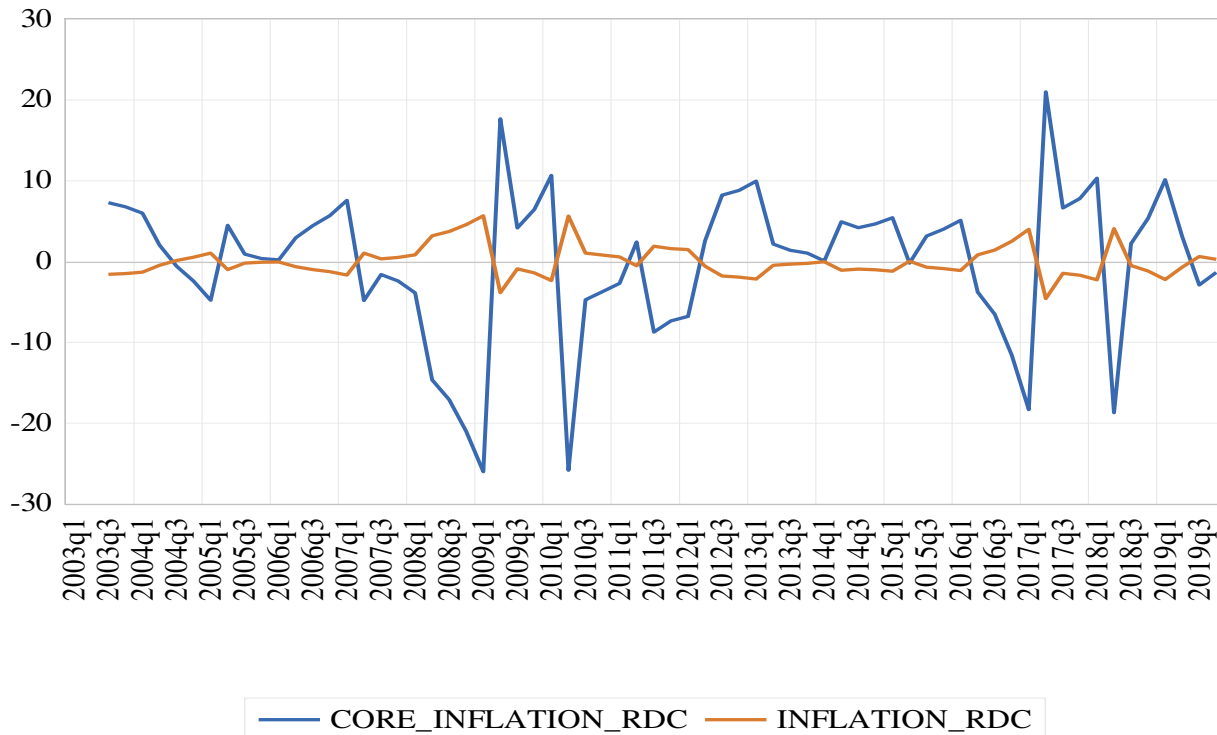
La vérification des hypothèses (par exemple la verticalité de la courbe de Phillips à long terme) au niveau du modèle VAR structurel est permise par deux moyens. Il s'agit de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision de chocs et des fonctions de réponses impulsionnelles. Ainsi, une fois ces hypothèses sont vérifiées, on peut à cet effet procéder au calcul de l'inflation sous-jacente à l'aide d'un modèle SVAR.

L'inflation sous-jacente n'étant rien d'autre que la tendance lourde de l'inflation observée, on constate que les deux séries (inflation sous-jacente et l'inflation générale) présentent des évolutions quasi-proches. Par ailleurs, nous constatons que l'inflation sous-jacente est restée en-dessous de l'inflation observée entre les périodes suivantes : de 2007Q1 à 2012Q1 et de 2016q2 à 2018Q3 qui sont des périodes au cours desquelles la RDC a connu des taux d'inflation relativement élevés. Pour la première période, l'explication résulte sans doute de la crise financière internationale qui a entretenu des pressions inflationnistes sur les prix intérieurs et pour la deuxième période, la chute des cours de matières premières au niveau mondial a déprécié le taux de change (face à une forte sensibilité de l'inflation aux fluctuations du taux de change en RDC) et l'instabilité politique semblent expliquer cette réalité.

En revanche, à partir de 2002 et 2006 mais aussi entre 2012 et 2016 avec une décélération de l'inflation en RDC, période au cours de laquelle le pays a enregistré un taux d'inflation proche de zéro, et on observe que l'inflation sous-jacente se situe au-dessus de l'inflation observée ou totale : l'inflation sous-jacente prend

bien en compte le retournement de l'inflation observée. Ce qui semble naturel puisqu'il est généralement observé que pendant les périodes de désinflation, l'inflation sous-jacente reste au-dessus de l'inflation observée alors que pour les périodes de reprise de l'inflation, l'inflation sous-jacente reste raisonnable. Ce résultat peut également se justifier au plan théorique par le fait qu'on s'attend à ce que l'inflation observée excède l'inflation sous-jacente en période d'accélération de la demande et l'inverse en période de faible croissance ou de récession (Mialou, 2002). Notons également que cette approche graphique (Figure N°2) nous a permis d'apprécier la tendance de l'inflation sous-jacente et répondre à notre question.

Figure N°2 Analyse comparative de l'inflation sous-jacente et l'inflation globale



Source : nos analyses dans Eviews 10.

En somme, cette figure N°2 nous permet d'apprécier la tendance de l'inflation sous-jacente en RDC entre le premier trimestre 2002 et quatrième trimestre 2019. Deux constats ressortent de cette graphique : des périodes pendant lesquelles l'inflation sous-jacente est inférieure à l'inflation globale et des périodes pendant lesquelles c'est l'inflation globale qui est supérieure à l'inflation sous-jacente.

5. Implications en termes de conduite de la politique monétaire en RDC

Au regard des enseignements des monétaristes, l'inflation est perçue comme un phénomène purement monétaire, et le recentrage de la politique monétaire à l'objectif de stabilité des prix vient de la quasi-unanimité des économistes et banquiers centraux selon laquelle la politique monétaire n'affecte pas l'activité à long terme. Par ailleurs, depuis un temps plusieurs banques centrales ont adopté la stabilité des prix comme objectif ultime de leur politique monétaire. Mialou (2002) et Lajnaf (2014) notent que cet important rôle ne peut cependant être pleinement joué que si les banques centrales peuvent maîtriser l'inflation sous-jacente, car c'est cette dernière qui est d'origine monétaire.

Nos résultats obtenus dans ce travail s'alignent dans le même sens que ceux généralement rencontrés dans la littérature. Des études empiriques ont essayé de montrer la pertinence et le rôle de l'inflation sous-jacente dans la conduite de la politique monétaire pour nombreuses banques centrales. À titre illustratif, on note les travaux de Aucremanne et Wouter (1999) aux Etats-Unis, Allemagne et Belgique, Perera (2009) au Sri Lanka, Ribon (2009) en Israël, Shahiduzzaman (2009) au Bangladesh, Ryadh M. Alkhareif et William A. Barnett (2015) en Arabie Saoudite, Pincheira, Selaive et Nolazcod (2016) dans l'OCDE, Boroumand, Mohammadi, Pajooyan et Memarnejad, (2019) en Iran, Kenkouo, Batoumen et Engo Nguema (2020) dans la CEMAC. Le dénominateur commun de toutes études est qu'elles mettent en évidence le rôle de l'inflation sous-jacente dans l'orientation de la politique monétaire de banques centrales en charge de l'objectif de la stabilité des prix.

En effet, partant de ces résultats obtenus dans ce travail et évidences empiriques susmentionnées, nous notons qu'un ciblage de l'inflation sous-jacente s'avère nécessaire pour orienter les décisions des autorités monétaires congolaise dans la poursuite de leur objectif. Cela permettrait aux autorités monétaires de bien maîtriser l'inflation et atteindre pleinement leur objectif de stabilité des prix. En effet, le recours des banques centrales comme la BCC à une mesure de l'inflation sous-jacente pour la conduite de la politique monétaire lui permettra de dissocier les perturbations de court terme, ne constituant pas de risque pour la stabilité des prix, de la tendance de long terme de l'inflation qui représente un signal de l'évolution future de l'inflation sur lequel seront basées leurs décisions de politique monétaire.

Comme l'a souligné Lajnaf (2014) en Tunisie, la mesure de l'inflation sous-jacente doit permettre aux banques centrales de reconnaître à temps une variation des tendances inflationnistes d'origine monétaire. Pour cela, diverses banques centrales ont défini leur objectif d'inflation sur base de l'inflation sous-jacente. En outre, même si les banques centrales fixent leur principal objectif en fonction de l'inflation observée, elles ont intérêt à connaître le degré de prévisibilité de l'inflation sous-jacente qui est censée refléter la tendance inflationniste d'origine monétaire et même les anticipations des agents économiques.

6. CONCLUSION

L'objet de ce papier a consisté à déterminer l'inflation sous-jacente et sa tendance en RDC à l'aide d'une approche de modélisation VAR structurelle (SVAR), lequel modèle constitue une référence dans l'analyse de l'inflation sous-jacente proposé initialement par Quah et Vahey (1995). Nous avons par la suite suivi la démarche de Blanchard et Quah (1989) pour imposer des restrictions de long terme au modèle SVAR spécifié sur base de la théorie économique dans une perspective de verticalité de la courbe de Phillips. Le cadre de référence de ce travail s'inspire du modèle de Mialou (2002) pour l'Afrique du sud et le Gabon et de Tounsi, Ezzahid et Ragb (2010) pour l'Algérie, du Maroc, de la Tunisie et l'Egypte.

À la lumière de la revue de la littérature théorique et empirique mobilisées autour de cette problématique, fort qu'aucune étude dans cette littérature n'est consacrée à la RDC. Ce constat et gap empirique liés au contexte congolais justifient l'intérêt pour ce travail. Nous avons à cet effet mobilisé les séries chronologiques de l'économie congolaise sur le taux de croissance du PIB (WDI, 2020) et le taux d'inflation (BCC) sur une période allant du 2002Q1 jusqu'au 2019Q4. Nous avons à cet effet appliqué la procédure de désagrégation à la Denton (1971) pour trimestrialiser nos séries. Le test ADF de racine unitaire et de cointégration d'Engle-Granger ont statué sur la stationnarité et l'analyse de la cointégration, ensuite s'en est suivi la spécification et l'estimation du modèle SVAR.

En effet, les principaux résultats de l'estimation du modèle SVAR sont globalement satisfaisants et conformes à ceux généralement obtenus dans la littérature sur l'inflation sous-jacente en recourant au modèle SVAR. Par ailleurs, l'analyse des fonctions de réponses impulsionnelles a indiqué pour ce qui est de la production, que le choc monétaire n'a, conformément à la contrainte d'identification, presque pas d'effet à long terme sur l'activité, ce qui tend à valider l'hypothèse de verticalité de la courbe de Phillips et l'inflation réagit négativement aux impulsions du choc réel. L'analyse de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision conforte celle des fonctions de réponses impulsionnelles et montre que la quasi-totalité de la variance de l'output est expliquée par ses propres innovations (plus de 90%) sur un horizon de 10 trimestres alors que le choc monétaire n'en explique que moins de 10% sur le même horizon avec une ampleur ou écart type aussi très faible. La décomposition de l'inflation montre que le choc réel explique considérablement la volatilité de l'inflation en RDC et cela s'explique principalement par la monétisation du déficit budgétaire et la faiblesse de la production intérieure. Ce choc persiste même jusqu'à plus de 10 trimestres avec une grande ampleur.

En termes d'implications, on note qu'un ciblage de l'inflation sous-jacente s'avère nécessaire pour orienter les décisions des autorités monétaires congolaises dans la poursuite de leur objectif de stabilité des prix du fait que, plusieurs banques centrales à l'instar de la BCC ont adopté la stabilité des prix comme objectif ultime de leur politique monétaire depuis un temps. Pour bien remplir sa mission de stabilité des prix, l'autorité monétaire congolaise devra apprécier correctement la tendance de fond des prix et bien cerner les anticipations des agents économiques. D'où la nécessité de cibler l'inflation sous-jacente même si elle cible aussi l'inflation générale.

Si la maîtrise de l'inflation continue de poser des difficultés aux autorités monétaires congolaises en dépit de multiples actions entreprises (BCC, 2017). Il est clair et urgent que les décideurs cherchent un moyen leur permettant de contrôler et faire un suivi minutieux de la progression et l'évolution des prix pour bien remplir leur mission de stabilité des prix et lutter à cet effet contre l'inflation. Il serait donc important d'ignorer les bruits qui induisent une forte volatilité des prix et de faire ressortir la composante fondamentale de l'évolution des prix, c'est-à-dire, celle qui résulte uniquement des chocs persistants et qui reflète les anticipations des agents économiques comme l'a souligné Taillon (1997). C'est dans cette perspective que plusieurs banques à l'occurrence la Banque Centrale au Sri Lanka par exemple, estime que le suivi et l'analyse d'une mesure adéquate de la tendance sous-jacente à long terme de l'inflation est un impératif pour la conduite de sa politique monétaire.

Ainsi, au regard de nos résultats obtenus dans cette étude et partant des évidences empiriques mettant en relief le rôle de l'inflation sous-jacente dans la conduite de la politique monétaire, nous estimons que le ciblage de l'inflation sous-jacente serait une meilleure stratégie pour les autorités monétaires congolaises dans la poursuite de leur objectif de stabilité des prix. Cet objectif ultime et priorité de plusieurs Banques Centrales en général et de la Banque Centrale du Congo (BCC) ne peut cependant être pleinement joué que si les banques centrales peuvent maîtriser l'inflation sous-jacente, car c'est cette dernière qui est d'origine monétaire et reflétant les anticipations de agents économiques.

Nous ne prétendons pas avoir abordé tous les aspects relatifs à cette thématique, néanmoins les quelques aspects lapidaires donnent une base importante. Des études ultérieures pourront élargir notre approche, en intégrant par exemple d'autres variables clés de l'économie afin d'avoir un SVAR trivarié pour enrichir l'analyse comme d'autres auteurs discutés dans Aucremanne et Wountner (1999) ont fait.

BIBLIOGRAPHIE

1. Aglietta, Dufrénot et Faivre (2018), *Inflation et macroéconomie dans la globalisation*, Éditions La Découverte, collection Repères, Paris, 2018.
2. Alkhareif M. et Barnett W.A. (2015), *Core inflation indicators for Saudi Arabia*, Panoeconomicus, 2015, Vol. 62, Issue 3, pp. 257-266.
3. Ambler S. (2008), *les coûts de l'inflation dans les nouveaux modèles keynésiens*, Revue de la Banque du Canada • Hiver 2007-2008, pp. 5-16.
4. Aucremanne L. et Wouter R. (1999), *A structural VAR approach to core inflation and its relevance for monetary policy*, URL: <https://www.semanticscholar.org/paper/A-STRUCTURAL-VAR-APPROACH-TO-CORE-INFLATION-AND-ITS-Aucremanne-Wouter/8e8f4f39665793ae24790f633e1d45f4222a2e09>.
5. Blanchard O. et Quah D. (1989), *The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances*, The American Economic Review 79, 655–673. URL : <http://www.jstor.org/stable/1827924>.
6. Beitone A., et al. (2007), *Dictionnaire des sciences économiques*, 2^{ème} édition, Paris, 2007.
7. Boroumand S., Mohammadi T., Pajooyan J. et Memarnejad A. (2019), *The Effect of Exchange Rate, Oil Prices and Global Inflation Shocks on Macroeconomic Variables for the Iranian Economy in the form of a DSGE Model*, Iran. Econ. Rev. Vol. 23, No. 4, 2019. pp. 1057-1083.
8. Bryan M. et Cecchetti S. (1993), *The consumer price index as a measure of inflation*, National Bureau of Economic Research (NBER).
9. Bryan M. et Cecchetti S. (1994), *Measuring of core inflation*, in G. Mankiw (éditeur en chef), *Monetary Policy*, Chicago, University of Chicago Press for NBER, 1994, pp. 195–215.
10. Cecchetti S. et Moessner R. (2008), *Prix des produits de base et dynamique de l'inflation*, Rapport trimestriel BRI, décembre 2008.
11. Chauvin V. et Le Bihan H. (2007), *Mesures et perception de l'inflation en France et dans la zone euro : État des lieux*, Bulletin de la Banque de France • n° 160 • Avril 2007.
12. Cordemans N. et Wauters J. (2018), *Inflation et activité économique sont-elles mal synchronisées dans la zone euro ?* BNB Revue économique, pp. 83-100.
13. Du Plessis S., Du Rand G. et Kotzé K. (2015), *Measuring Core Inflation in South Africa*, Economics Research of Southern Africa (ERSA) working paper 503 February 2015.
14. Faber S. et Fischer A. (2000), *L'inflation sous-jacente en Suisse*, Bulletin Trimestriel 2/2000, Banque Nationale de la Suisse.
15. Jacquinet P. (1998), *l'inflation sous-jacente à partir d'une approche structurelle des VAR : une application à la France, l'Allemagne et au Royaume-Uni*, Direction Générale des Études Économiques et de la Recherche, Banque de France.
16. Jacquinet P. (2001), *L'inflation sous-jacente en France, en Allemagne et Royaume-Uni*, La Documentation française, Économie et Prévision, vol 1, n° 147, pp 171-185.
17. Jonassen M. et Nordbø W. (2006), *Indicators of underlying inflation in Norway*, Economic Bulletin 4/06 (Vol. 77) 195-204.
18. Jondeau E., Le Bihan H. et Sédillot F. (1999), *Modélisation et prévision des indices de prix sectoriels*, Direction Générale des Études Économiques et de la Recherche, Banque de France.
19. Kaiser T. et Lamboray C. (2012), *Quel estimateur d'inflation sous-jacente pour le Luxembourg ?* Economie et Statistiques, Working papers du STATEC N° 62 Octobre 2012.
20. Laflèche T. (1997), *Statistical measures of the trend rate of inflation*, Bank of Canada Review Autumn 1997, pp. 29-47.

21. Kenkouo G., Batoumen M. et Engo Nguema T. (2020), *Quel(s) indicateur(s) d'inflation sous-jacente pour la CEMAC ?* BEAC Working Paper-BWP N° 10/19 –Mars.
22. Laidler D. et Shay A. (2000), *It's Time to Ignore Core Inflation*, C.D. Howe Institute / Institut C.D. Howe Backgrounder, November 1, 2000.
23. Lajnaf R. (2014), *L'inflation sous-jacente en Tunisie : une application de l'approche VAR structurel*, International Journal of Management and Scientific Research, Vol.1, pp.41-50, Avril.
24. Lassoued A. (2008), *Quel(s) indicateur(s) de l'inflation sous-jacente pour la Tunisie ?* STATECO N°103, 2008.
25. Mialou A. (2002), *L'inflation sous-jacente en Afrique du sud et au Gabon : une modélisation à partir de l'approche VAR structurelle*, Banque des Etats de l'Afrique Centrale, Notes d'Etudes et de Recherche, N° 1, octobre 2002
26. Mouha, Nejma et Dridi (2017), *Modèle de Prévision de l'Inflation à Court Terme (MPICT) pour la Tunisie*, Document de Travail 1-2017, Banque Centrale de Tunisie.
27. Ntita Ntita J., Kazadi Ntita F., Ntanga Ntita J. (2017), *Déterminants de l'inflation dans les pays de la Communauté Économique et Monétaire des États de l'Afrique Centrale « CEMAC »*, Université Officielle de Mbujimayi, MPRA Paper No. 92902.
28. Perera A. (2009), *Core inflation in Sri Lanka: Is It a Useful Guiding Indicator in Conducting Monetary Policy?* Economic Research Department, Central Bank of Sri Lanka, pp. 1-72.
29. Pham T. (2015), *Conception, construction et évaluation d'un indice d'inflation sous-jacente pour l'économie vietnamienne*, Thèse de doctorat, Université de Rennes 1, Centre de Recherche en Économie et Management.
30. Pikbougoum G. (2004), *Calcul d'indicateurs d'inflation sous-jacente pour les pays de l'UEMOA* (Note d'analyse et de synthèse méthodologique), Note d'information et de statistiques, N° 545 - Mars 2004, BCEAO.
31. Ramlee et Abdul Rani, (2016), *Core Inflation: The Malaysian Case*, Advances in Economics and Business 4(12): 674-690, 2016.
32. Ribon S. (2009), *Core Inflation Indices for Israel*, Discussion Paper No. 2009.08, Research Department, Bank of Israel.
33. Roger S. (1998), *Core inflation: concepts, uses and measurement*, Working paper, Reserve Bank of New Zealand.
34. Shahiduzzaman M. (2009), *Measuring Core Inflation in Bangladesh: The Choice of Alternative Methods*, The Bangladesh Development Studies, March 2009, Vol. 32, No. 1 (March 2009), pp. 23-44
35. Taillon J. (1997), *Revue de la littérature pour l'inflation sous-jacente*, Statistique Canada, N° 62F0014MPB au catalogue, n° 4.
36. Tounsi S., Ezzahid E. et Ragb A. (2010), *Mesure de l'inflation sous-jacente par un VAR structurel : cas de l'Algérie, du Maroc, de la Tunisie et de l'Égypte*, Revue d'économie et de statistique appliquée, vol. 7, N°2, pages 42-61. URL : <https://www.asjp.cerist.dz/en/article/59985>
37. Twala J. et Mncube, (2016), *Inflation rate*, Infrastructure Management and Economic Service (IMES) Unit (June 2016).
38. Wayne M. (2008), *Core Inflation: A Review of Some Conceptual Issues*, Federal Reserve Bank of St. Louis Review, May/June 2008, 90(3, Part 2), pp. 205-28.
39. Yash M. et Reilly D. (2009), *Short-Term Headline-Core Inflation Dynamics*, Economic Quarterly—Volume 95, Number 3—Summer 2009—Pages 289–313
40. Zheng L. et Weidner J. (2011), *Does Headline Inflation Converge to Core?* FRBSF Economic Letter 2011-24, August 1, 2011.

ANNEXES

A.1 Récapitulatif du Test de stationnarité ADF

Variables	Modèles (1), (2) et (3)	En Niveau		En différence première		Ordre d'intégration
		ADF value	Prob	ADF value	Prob	
GDP_GROWTH	Intercept	-1.399767	0.5767	-3.442478	0.0131	I(1)
	Trend & Intercept	-1.324910	0.8723	-3.572762	0.0407	
	None	-0.500901	0.4953	-3.470681	0.0008	
INFLATION_RATE	Intercept	-1.991621	0.2892	-3.419476	0.0140	I(1)
	Trend & Intercept	-2.026459	0.5753	-3.375068	0.0643	
	None	-0.757608	0.3841	-3.469661	0.0008	

Sources : nos analyses dans Eviews 10

A.2 Résultat du test de Cointégration

Date: 15/12/20 Time: 09:46

Sample (adjusted): 2002Q3 2019Q4

Included observations: 70 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: INFLATION_RDC GDP_GROWTH

Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.448721	73.21738	15.49471	0.0000
At most 1 *	0.362658	31.53140	3.841466	0.0000

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.448721	41.68597	14.26460	0.0000
At most 1 *	0.362658	31.53140	3.841466	0.0000

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Source : nos analyses dans Eviews 10.

A.3 Détermination du retard optimal d'un modèle VAR

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: GDP_GROWTH INFLATION_RDC

Exogenous variables: C

Date: 15/12/20 Time: 09:52

Sample: 2002Q1 2019Q4

Included observations: 66

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-394.6302	NA	568.6960	12.01910	12.08545	12.04531
1	-266.4282	244.7492	13.19411	8.255399	8.454459	8.334057
2	-155.4850	205.0767	0.516606	5.014698	5.346464	5.145794
3	-131.5602	42.77463	0.282738	4.410916	4.875388*	4.594451
4	-131.0786	0.831969	0.315120	4.517532	5.114711	4.753506
5	-130.5473	0.885490	0.351048	4.622645	5.352530	4.911057
6	-113.3587	27.60587*	0.236376*	4.222991*	5.085583	4.563842*

* indicates lag order selected by the criterion

A.4 Résultats d'un SVAR

Structural VAR Estimates

Date: 15/12/20 Time: 09:57

Sample (adjusted): 2003Q3 2019Q4

Included observations: 66 after adjustments

Estimation method: Maximum likelihood via Newton-Raphson (analytic derivatives)

Convergence achieved after 9 iterations

Structural VAR is over-identified

Model: $e = \Phi \cdot F_u$ where $E[uu'] = I$

F =

	1	0		
C(1)		1		
			Coefficient	Std. Error
				z-Statistic
				Prob.
C(1)			-4.584885	0.032514
				-141.0134
				0.0000
Log likelihood			-5761.689	
LR test for over-identification:				
Chi-square(2)			11267.71	Probability
				0.0000
Estimated S matrix:				
	0.057957	-0.004573		
	-0.209680	0.160154		
Estimated F matrix:				
	1.000000	0.000000		
	-4.584885	1.000000		

Source : nos analyses dans Eviews 10.

A.5 Base des données utilisées pour estimation (Procédure de désagrégation de Denton, 1971)

Période	GDP_GROWTH	INFLATION	CORE_INFLATION	Période	GDP_GROWTH	INFLATION	CORE_INFLATION
2003Q3	0,061204578	-1,587002438	7,276223673	2012Q1	-0,184391308	1,482850177	-6,798697533
2003Q4	0,087819642	-1,479559308	6,783609277	2012Q2	0,176857187	-0,563256721	2,582467292
2004Q1	0,118557076	-1,309349337	6,003216134	2012Q3	0,205685917	-1,795210318	8,230832858
2004Q2	-0,014325149	-0,444931635	2,039960382	2012Q4	0,230598309	-1,925206746	8,82685153
2004Q3	-0,031232269	0,124405594	-0,570385342	2013Q1	0,270867984	-2,176290399	9,978041204
2004Q4	-0,048763443	0,530252282	-2,431145735	2013Q2	0,13624827	-0,46910922	2,150811827
2005Q1	-0,077768711	1,042945632	-4,781785785	2013Q3	0,193079793	-0,304454164	1,395887331
2005Q2	0,004310502	-0,976449216	4,476907362	2013Q4	0,217630544	-0,23092213	1,05875141
2005Q3	-0,043039931	-0,201766098	0,925074356	2014Q1	0,239153977	-0,015650436	0,07175545
2005Q4	-0,070130319	-0,078497609	0,35990251	2014Q2	-0,023663002	-1,073458095	4,921681917
2006Q1	-0,100946159	-0,051255365	0,234999953	2014Q3	0,080311584	-0,913626761	4,188873631
2006Q2	0,138467819	-0,64434079	2,954228424	2014Q4	0,057511277	-1,015844116	4,657528449
2006Q3	0,055585792	-0,975922196	4,474491036	2015Q1	0,029574688	-1,183558464	5,426479449
2006Q4	0,069679188	-1,245561671	5,710757022	2015Q2	-0,08157399	0,040447992	-0,18544939
2007Q1	0,091761924	-1,653401647	7,580656412	2015Q3	-0,167371963	-0,68999973	3,163569412
2007Q2	0,009355925	1,051721977	-4,822024315	2015Q4	-0,241614834	-0,876815728	4,020099278
2007Q3	0,087130333	0,350255314	-1,605880334	2016Q1	-0,325211172	-1,116523073	5,119129891
2007Q4	0,110096553	0,521445882	-2,390769403	2016Q2	0,378806168	0,825204913	-3,783469626
2008Q1	0,136453154	0,843108824	-3,865557	2016Q3	0,013650142	1,423987669	-6,528819706
2008Q2	-0,468582889	3,195638914	-14,65163692	2016Q4	0,002707544	2,52902626	-11,59529456
2008Q3	-0,321910497	3,728301037	-17,0938315	2017Q1	-0,01104544	3,997759179	-18,32926609
2008Q4	-0,408736907	4,588644477	-21,03840723	2017Q2	-0,271566807	-4,57933249	20,99571284
2009Q1	-0,514258698	5,675059961	-26,01949729	2017Q3	0,061272919	-1,445197035	6,626062207
2009Q2	0,6346595	-3,852966733	17,66540938	2017Q4	0,094729291	-1,704201295	7,813566953
2009Q3	0,11479355	-0,906058527	4,154174151	2018Q1	0,139599857	-2,250552163	10,31852285
2009Q4	0,161062636	-1,408202631	6,456447122	2018Q2	-0,184779581	4,080266523	-18,70755278
2010Q1	0,214402245	-2,32792988	10,67329079	2018Q3	-0,136539551	-0,482525873	2,212325639
2010Q2	-0,545859487	5,636051424	-25,84064763	2018Q4	-0,132951276	-1,165564561	5,343979471

2010Q3	0,05183829	1,032404865	-4,73345758	2019Q1	-0,108630314	-2,20913057	10,12860961
2010Q4	0,090166979	0,813575314	-3,730149254	2019Q2	0,012440177	-0,678833951	3,112375598
2011Q1	0,15898207	0,588635312	-2,698825214	2019Q3	-0,142227457	0,632903985	-2,901791988
2011Q2	0,135672706	-0,52832957	2,422330322	2019Q4	-0,141066346	0,29059858	-1,332361071
2011Q3	-0,132369573	1,906766932	-8,742307104				
2011Q4	-0,142169016	1,604529671	-7,356584021				

Figure N°3 Evolution du taux de croissance du PIB (en %)

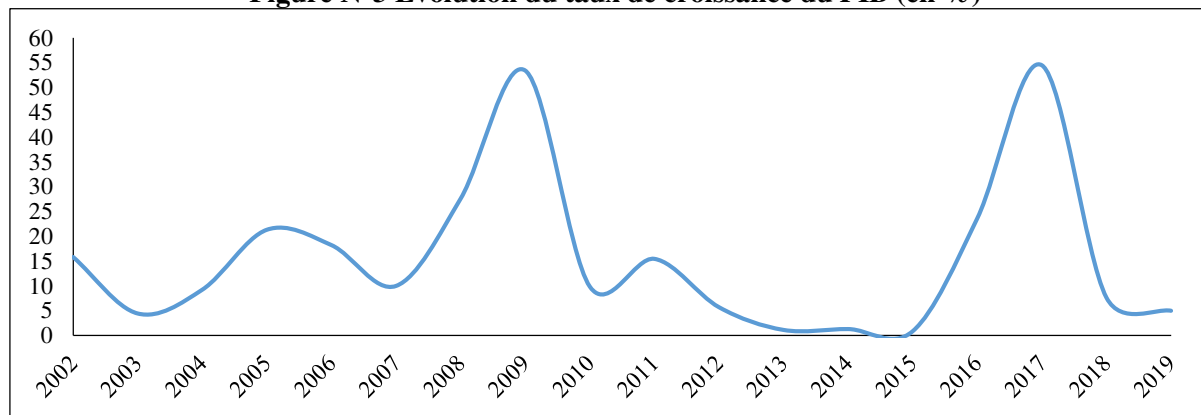


Figure N°3 Evolution du taux de croissance du PIB (en %)

