



Munich Personal RePEc Archive

## **Fiscal policy in the RDC**

Rukara Kahindo, Frederic

Université catholique de Bukavu

20 September 2024

Online at <https://mpa.ub.uni-muenchen.de/122246/>  
MPRA Paper No. 122246, posted 01 Oct 2024 17:49 UTC

## Résumé

L'objectif de cette étude est de tester la relation entre la pression fiscale et la croissance économique en République démocratique Congo. Pour se faire, plusieurs modèles d'analyse ont été mis en place. Il s'agit de : (i) un modèle SVAR, qui nous a permis d'extraire la dynamique de court terme et la relation de long terme entre les variables, (ii) un modèle de Scully pour déterminer le taux d'imposition optimal en RDC, (iii) un modèle de régression à seuil a été estimé dans l'objectif de tester la relation non linéaire existante dans la littérature. Nos résultats révèlent principalement trois faits : (i) la pression fiscale affecte négativement la croissance économique sur le court terme et un peu moins sur le long terme, (ii) le taux d'imposition optimal recommandé par le modèle de Scully est de 10 %, ce qui suggère que ce taux est déjà dépassé par la RD Congo, (iii) le modèle de régression de seuil est en contradiction avec les deux premiers modèles car ce modèle prétend l'existence d'un seuil de 12,56 % qui apparaît en 2018 dont l'impact sur la croissance économique reste positive durant toute la période sous étude.

## Abstract

The objective of this study is to test the relationship between tax pressure and economic growth in the DRC. To achieve this, several analytical models were implemented. These include : (i) an SVAR model that allowed us to extract the short-term dynamics and the long-term relationship between the variables, (ii) a Scully model to determine the optimal tax rate in the DRC, and (iii) a threshold regression model was estimated with the objective of testing the non-linear relationship found in the literature. Our results mainly show three important findings : (i) tax pressure negatively affects economic growth in the short term and slightly less in the long term, (ii) the Scully model suggests that the optimal tax rate is 10 %, which indicates that this rate has already been exceeded by the DRC, and finally, (iii) the threshold regression model contradicts the first two models as it suggests the existence of a threshold of 12.56 %, whose impact on economic growth remains positive throughout the study period.

## Mots-clés :

Pression fiscale, croissance économique, modèle SVAR, modèle de regression à seuil.

## Introduction

La question de la fiscalité et de son impact sur la croissance économique a longtemps fait l'objet de débats et de recherches tant au niveau théorique qu'empirique. Pour les économies en développement dont fait partie la République Démocratique du Congo (RDC), ces débats revêtent d'une importance particulière en raison de l'urgence de financer des services publics essentiels tout en favorisant une croissance soutenue et inclusive. La RDC, riche en ressources naturelles mais confrontée à des défis structurels majeurs, se doit de trouver un équilibre délicat entre la mobilisation des recettes fiscales et la stimulation d'une croissance économique qui profite à l'ensemble de sa population.

Dans ce contexte, la pression fiscale, c'est-à-dire le pourcentage des revenus prélevé sous forme d'impôts et taxes, devient un instrument clé de la politique économique. En théorie, une fiscalité bien conçue peut permettre de financer des investissements publics pour le développement, tels que les infrastructures, l'éducation et la santé. Toutefois, si cette pression fiscale est mal calibrée ou appliquée de manière inefficace, elle peut freiner l'activité économique, décourager l'investissement privé et nuire à la compétitivité du pays. En RDC, la question se pose de savoir si le niveau actuel de la fiscalité stimule ou freine la croissance économique, compte tenu des spécificités du pays, telles que la faiblesse de l'administration fiscale, la corruption et l'évasion fiscale.

La République Démocratique du Congo (RDC), en tant que pays en développement, fait face à des défis majeurs en matière de fiscalité et de croissance économique. Avec une économie fortement dépendante des ressources naturelles, notamment les exportations de minerais, la RDC doit améliorer sa politique fiscale pour garantir une mobilisation optimale des ressources internes tout en favorisant la croissance économique (Ndemba Tshilambu, 2021). Cependant, la structure fiscale actuelle est caractérisée par une pression fiscale relativement faible, combinée à une inefficacité du système de collecte d'impôts, ce qui freine le potentiel de la croissance économique (Ndikumana, 2007).

La pression fiscale en RDC, mesurée par le ratio des recettes fiscales au PIB, est relativement faible comparée à d'autres pays de la région. Selon la Banque Africaine de Développement (2021), la pression fiscale en RDC s'élève à environ 13 %, bien en deçà du seuil de 20 % recommandé pour financer efficacement les dépenses publiques dans les pays en développement. Cela limite la capacité du gouvernement à financer des investissements dans les infrastructures, l'éducation et la santé, essentiels pour soutenir la croissance économique à long terme (Ndemba Tshilambu, 2021).

Le faible niveau de la pression fiscale en RDC s'explique en grande partie par la faible mobilisation des ressources internes. La prédominance du secteur informel, l'évasion fiscale et la corruption sont autant de facteurs qui réduisent les recettes fiscales. Ndikumana (2007) a montré que, dans plusieurs pays africains, dont la RDC, l'inefficacité de l'administration fiscale et le manque de transparence dans la gestion des recettes publiques constituent des obstacles majeurs à l'amélioration de la pression fiscale. Par ailleurs, la fiscalité en RDC est encore largement dominée par les impôts indirects, tels que la TVA, qui pèsent davantage sur les ménages que sur les entreprises formelles.

Dans le cas spécifique de la RDC, l'analyse empirique devient indispensable pour comprendre les dynamiques réelles entre fiscalité et croissance économique. Afin d'analyser cette relation, cet article propose une étude empirique basée sur trois modèles économétriques complémentaires : le modèle structurel vectoriel autorégressif (SVAR), le modèle de Scully, et un modèle de régression à seuil. Ces trois approches permettent de capter les différentes dimensions de l'impact de la pression fiscale sur la croissance économique et d'examiner les éventuels effets non linéaires et seuils critiques qui peuvent exister dans cette relation.

Cet article vient, dans ce contexte, apporter une contribution nouvelle à la compréhension de l'impact de la fiscalité sur la croissance économique en RDC. Grâce à l'estimation des trois modèles (SVAR, Scully, et régression à seuil), nous essayons non seulement identifier les effets immédiats de la pression fiscale sur la croissance, mais également s'il existe un seuil optimal au-delà duquel la fiscalité devient néfaste pour l'économie. Les résultats de ces analyses pourraient non seulement éclairer les décideurs politiques congolais, mais également servir de référence pour d'autres pays en développement confrontés à des défis similaires.

Les résultats attendus de cette analyse empirique auront des implications importantes pour la politique économique en RDC. Si la fiscalité s'avère avoir un impact négatif sur la croissance, cela pourrait inciter le gouvernement à repenser la structure de son système fiscal afin de réduire les distorsions économiques tout en améliorant l'efficacité des dépenses publiques. En revanche, si la fiscalité stimule la croissance, cela renforcerait la nécessité d'améliorer la collecte d'impôts, de lutter contre la fraude fiscale et de s'assurer que les recettes fiscales sont bien utilisées pour financer des projets de développement.

En somme, cet article s'inscrit dans le cadre des débats actuels sur le rôle de la fiscalité dans les économies en développement. En utilisant des outils économétriques avancés, nous espérons contribuer à une meilleure compréhension des dynamiques fiscales en RDC et à l'élaboration de politiques fiscales plus efficaces et mieux adaptées aux réalités économiques du pays.

## I. Revue de la littérature

La relation entre la fiscalité et la croissance économique en République Démocratique du Congo (RDC) a fait l'objet de plusieurs études empiriques. Ces travaux visent à déterminer comment la pression fiscale, mesurée par le ratio des recettes fiscales au PIB, influence la performance économique du pays. La revue empirique s'intéresse aux différents résultats issus de recherches menées en RDC et dans d'autres pays africains, tout en mettant en lumière les spécificités congolaises.

La fiscalité joue un rôle central dans le financement des dépenses publiques et dans la redistribution des richesses. Cependant, son impact sur la croissance économique reste un sujet de débat dans la littérature économique. La fiscalité, lorsqu'elle est bien conçue, peut stimuler la croissance en finançant des biens publics tels que l'éducation, les infrastructures et la santé, qui sont essentiels à l'amélioration de la productivité. À l'inverse, une fiscalité excessive peut freiner

l'investissement privé et la consommation, réduisant ainsi le potentiel de croissance économique.

On assiste alors à l'avènement de plusieurs théories comme la théorie de la fiscalité optimale qui repose sur l'idée qu'il existe un système de taxation qui minimise les distorsions économiques tout en générant des recettes suffisantes pour financer les dépenses publiques nécessaires (Mirrlees, 1971). Les impôts créent des distorsions en modifiant le comportement des agents économiques, par exemple en réduisant les incitations à travailler ou à investir. Selon cette théorie, l'objectif est de concevoir une structure fiscale qui réduise au maximum ces distorsions tout en maintenant un niveau adéquat de recettes fiscales. Un concept central dans cette théorie est la courbe de Laffer, développée par Arthur Laffer (1978). Cette courbe illustre la relation entre les taux d'imposition et les recettes fiscales, suggérant qu'il existe un niveau optimal de taxation qui maximise les recettes. Tant que le taux d'imposition reste en dessous de ce niveau, une augmentation des taux d'imposition augmente les recettes fiscales. Cependant, au-delà de ce point, une augmentation des taxes réduit les recettes en raison de la baisse de l'activité économique, causée par la réduction des incitations à investir et à produire.

Une autre théorie célèbre est celle d'une relation non linéaire. Barro (1990) a souligné que la fiscalité a des effets non linéaires sur la croissance économique. Dans cette étude, il a montré que, bien que les impôts financent des dépenses publiques productives, ils réduisent simultanément la productivité marginale du capital privé, diminuant ainsi les taux de croissance à long terme. L'augmentation des taux de taxation permet de financer des biens publics essentiels à la croissance, mais réduit également les incitations à l'investissement privé. Scully (1996) a quantifié cette relation de non linéaire en montrant qu'il existe un seuil au-delà duquel une taxation excessive devient contre-productive. En appliquant un modèle quadratique, Scully a estimé que des taux d'imposition modérés maximisent la croissance économique, tandis que des taux trop élevés réduisent l'efficacité économique. Ce modèle a été appliqué à plusieurs économies et a montré que dans les pays en développement, où les marchés sont souvent inefficients, des taux de taxation trop élevés freinent fortement la croissance.

Dans les pays en développement, la pression fiscale fait l'objet de plusieurs études empiriques. Adanle et Chabossou (2022) ont mené une analyse similaire au Bénin et ont constaté que la pression fiscale optimale se situe en dessous du niveau actuel. Ils ont montré que l'augmentation des impôts, notamment indirects comme la TVA, pouvait réduire la consommation des ménages et nuire à la croissance économique à long terme. En se basant sur la courbe de Laffer, ils ont conclu qu'il existe un niveau optimal de taxation qui maximise les recettes fiscales sans compromettre l'activité économique.

De même, l'étude de Mehdi Affi et Abdelillah Ramdaoui (2022) au Maroc a mis en évidence une relation non linéaire entre la pression fiscale et la croissance économique. Le résultat de cette étude suggère que, bien qu'un certain niveau de pression fiscale soit nécessaire pour financer des biens publics, un taux trop élevé peut freiner l'investissement et la production. Ces résultats corroborent avec les conclusions d'autres études en Afrique.

Ndikumana (2007) et Fofack (2014) ont montré que des systèmes fiscaux complexes et inefficaces peuvent augmenter les coûts de transaction, décourager l'investissement et favoriser l'économie informelle. Dans ce contexte, une réforme fiscale visant à simplifier les taxes et à élargir l'assiette fiscale peut être bénéfique pour stimuler la croissance.

Les pays en développement doivent souvent trouver un équilibre entre générer suffisamment de recettes fiscales pour financer les biens publics et éviter de surcharger le secteur privé, qui est souvent peu développé. L'impact de la fiscalité sur la croissance dépend donc de la manière dont les recettes fiscales sont utilisées et de l'efficacité du système fiscal.

Les recherches menées par Bakala Toussaint Armel (2020) sur la détermination du taux optimal de taxation pour le Congo Brazzaville montrent qu'une fiscalité excessive a un impact négatif sur la croissance. Il a été établi que le taux de taxation optimal pour ce pays est d'environ 17,20 % du PIB, bien sous le taux de taxation effectif, qui dépasse 22 % du PIB. Cela indique que la surcharge fiscale actuelle freine la croissance économique en réduisant l'incitation à investir et à entreprendre. En appliquant ces conclusions à la RDC, on peut supposer que si le taux de pression fiscale dépasse un certain seuil, il pourrait nuire à la compétitivité des entreprises et décourager l'investissement privé.

Pour le cas de la RDC, les études sur la relation entre pression fiscale et croissance sont rares, mais certaines recherches montrent que le taux élevé d'imposition sur les entreprises peut décourager les investissements étrangers, ce qui est crucial pour une économie en développement. D'autres travaux, tels que ceux de Nzau et Matumona (2018), soulignent que l'instabilité fiscale et les fréquentes réformes dans le pays rendent difficile toute prédiction claire des effets de la fiscalité sur la croissance à long terme.

Tshilambu (2021) a également souligné que la gestion inefficace des recettes fiscales en RDC, couplée à une faible transparence et à une corruption endémique, réduit l'efficacité des dépenses publiques. Il a été observé que les recettes fiscales sont souvent mal allouées, avec une part importante des ressources dédiées aux dépenses non productives, telles que les subventions aux entreprises publiques inefficaces ou les dépenses administratives. Ces facteurs réduisent le potentiel de la fiscalité à stimuler la croissance économique, même si le taux de pression fiscale reste relativement faible par rapport à d'autres pays de la région.

## II. Méthodologie

### II.1. Données

Les données utilisées dans cette étude s'étalent sur une période de 22 ans, allant de Janvier 2002 à décembre 2023, récoltées annuellement. Les données utilisées dans cette étude ont été collectées sur le site de la Banque Centrale du Congo (BCC), de la Banque Mondiale (World Development Indicators) et du Fond Monétaire International (FMI). Nos variables macroéconomiques d'intérêts sont : la croissance économique ( $g$ ), la pression fiscale (PF), les dépenses publiques (DP), l'investissement totale dans l'économie (IV), le taux d'inflation (INF) et le taux de change

(TC). Le tableau suivant en fait la description :

TABLE 1 – Description de variables

Variable	Description	Mesure	Source
g	La croissance du produit interieur brut enregistrée chaque année	% du PIB	WDI
PF	Mesure le niveau global des prélèvement obligatoires dans l'économie	% du PIB	WDI
DP	Mesure toutes les dépenses effectuées par le gouvernement	% du PIB	FMI
IV	Est le niveau des investissements totaux dans l'économie	% du PIB	FMI
INF	Le taux d'inflation se mesure généralement à partir de l'indice des prix à la consommation (IPC).	%	FMI
TC	Le taux de change nominal est le prix d'échange de deux monnaies, ici (USD/CDF).	Log	WDI

Source : construction de l'auteur

## II.2. Modèles économétriques

### II.2.1. Modèle de SVAR

Le modèle SVAR (Structural Vector Autoregressive) est utilisé pour analyser les relations dynamiques entre la fiscalité et la croissance économique en RDC. Cette méthode permet d'étudier comment les chocs fiscaux affectent la croissance sur le court et le long terme. Le modèle SVAR présente l'avantage de prendre en compte la simultanéité des interactions entre les variables économiques et les effets de rétroaction. Cela est particulièrement utile dans une économie comme celle de la RDC, où des événements exogènes, tels que les fluctuations des prix des matières premières, peuvent avoir un impact important sur la relation entre la fiscalité et la croissance.

Le modèle SVAR est à la base un modèle VAR pourvu des fondements théoriques. Toutefois, la non prise en compte de l'hypothèse d'effets simultanés entre variables fait passer le VAR pour un modèle a-théorique (dépourvu de fondement économique), ne restituant pas la réalité économique, susceptible de biaiser la politique économique. Le modèle VAR repose sur des hypothèses d'identification des équations à estimer qui n'ont aucun fondement théorique (économique). Ceci constitue la grande faiblesse des modèles VAR, laquelle faiblesse a suscité des critiques jusqu'à conduire au développement des modèles VAR dits « structurels ».

#### II.2.1.1. Spécification du modèle SVAR

La forme générale et la plus simple d'un modèle SVAR se présente de la manière suivante :

$$AY_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + e_t \quad (1)$$

Avec :

- $Y_t$  : le vecteur des variables endogènes, dans notre cas il s'agit ( $g, PF, DP, IV, INF, TC$ ).
- $e_t$  : le chocs structurels du modèle ( $u_t^g, u_t^{PF}, u_t^{DP}, u_t^{IV}, u_t^{INF}, u_t^{TC}$ ).
- $\beta_0$  : Le vecteur des termes constants.
- $\beta_1$  : la matrice des paramètres associés aux variables exogènes (prédéterminées).
- $A$  : la matrice des coefficients structurels (effets instantanés).

La forme matricielle du modèle, dans notre cas s'écrira de la manière suivante :

$$\begin{bmatrix} 1 & a_{12} & a_{13} & a_{14} & a_{15} & a_{16} \\ a_{21} & 1 & a_{23} & a_{24} & a_{25} & a_{26} \\ a_{31} & a_{32} & 1 & a_{34} & a_{35} & a_{36} \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & a_{45} & a_{46} \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 & a_{56} \\ a_{61} & a_{62} & a_{63} & a_{64} & a_{65} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} g_t \\ PF_t \\ DP_t \\ INF_t \\ IV_t \\ TC_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \\ a_{30} \\ a_{40} \\ a_{50} \\ a_{60} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} & b_{14} & b_{15} & b_{16} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} & b_{24} & b_{25} & b_{26} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} & b_{34} & b_{35} & b_{36} \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & b_{44} & b_{45} & b_{46} \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & b_{55} & b_{56} \\ b_{61} & b_{62} & b_{63} & b_{64} & b_{65} & b_{66} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} g_{t-1} \\ PF_{t-1} \\ DP_{t-1} \\ INF_{t-1} \\ IV_{t-1} \\ TC_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_t^g \\ u_t^{PF} \\ u_t^{DP} \\ u_t^{IV} \\ u_t^{INF} \\ u_t^{TC} \end{bmatrix}$$

Le modèle SVAR, tel que spécifier actuelle présente une sur-identification car le nombre de paramètres à estimer est supérieur au nombre d'équation, ce qui rend le modèle inestimable sous cette forme. La solution consiste à modifier les éléments de la matrice A, qui cesse d'être identité, pour prendre en compte les effets structurels des variables. L'on ne modifie pas les éléments de A de façon aléatoire, l'on se sert de la théorie économique ou l'expérience (observation de faits). Aussi, modifier A expose au risque de la sous-identification du SVAR, ce qui va rendre difficile l'estimation de la forme réduite. Pour faire face au problème d'identification, l'on doit imposer des restrictions au SVAR.

Par principe, le nombre minimal de restrictions « n » à imposer au modèle SVAR pour l'identifier est donné par la formule (avec k : nombre de variables endogènes dans le modèle ou nombre d'équations) :

$$n = \frac{k(k-1)}{2} \quad (2)$$

Si l'on applique la formule a notre modèle. L'on note qu'il faut imposer au moins 15 restrictions (à court terme) sur les éléments de la matrice A, ce qui va permettre d'orthogonaliser les résidus du modèle, pour espérer identifier notre SVAR. Pour ce faire, tenant compte de la théorie économique, l'observation de faits, de la contrainte liée à la disponibilité de données et les résultats du test de causalité de Granger, l'on obtient un modèle restreint comme suit (soient 24 restrictions) :

$$\begin{bmatrix} 1 & NA & NA & 0 & NA & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & NA & 1 & 0 & NA \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & NA & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} g_t \\ PF_t \\ DP_t \\ INF_t \\ IV_t \\ TC_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \\ a_{30} \\ a_{40} \\ a_{50} \\ a_{60} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} & b_{14} & b_{15} & b_{16} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} & b_{24} & b_{25} & b_{26} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} & b_{34} & b_{35} & b_{36} \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & b_{44} & b_{45} & b_{46} \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & b_{55} & b_{56} \\ b_{61} & b_{62} & b_{63} & b_{64} & b_{65} & b_{66} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} g_{t-1} \\ PF_{t-1} \\ DP_{t-1} \\ INF_{t-1} \\ IV_{t-1} \\ TC_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_t^g \\ u_t^{PF} \\ u_t^{DP} \\ u_t^{IV} \\ u_t^{INF} \\ u_t^{TC} \end{bmatrix}$$

Pour déterminer les effets à long terme d'un choc permanent sur une des variables endogènes du modèle. Il faut également poser des restrictions sur un modèle de long terme, sa forme est une modification de la forme de court terme présentée sous forme matricielle plus haut, issue d'une petite manipulation algébrique dont le résultat est :



$$Y_t = [I - A^{-1}C(L)]^{-1}A^{-1}Bu_t \quad (3)$$

On pose alors  $F = [I - A^{-1}C(L)]^{-1}A^{-1}B$ . La matrice «  $F$  » comprend les effets des chocs cumulés à long terme entre variables, et ses valeurs nulles traduisent l'absence d'effet entre les variables concernées.

Il sied de noter que les mêmes conditions d'une restriction réussie à court terme sont aussi valides pour la restriction de long terme, ce qui nous conduit à un modèle avec 22 restrictions suivant :

$$\begin{bmatrix} g_t \\ PF_t \\ DP_t \\ INF_t \\ IV_t \\ TC_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} NA & NA & NA & 0 & NA & 0 \\ NA & 1 & NA & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & NA & 0 & NA \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & NA & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^g \\ u_t^{PF} \\ u_t^{DP} \\ u_t^{IV} \\ u_t^{INF} \\ u_t^{TC} \end{bmatrix}$$

### II.2.2. Modèle de Scully

Le modèle de Scully explore l'hypothèse selon laquelle il existe un niveau optimal de fiscalité qui maximise la croissance économique. Au-delà de ce seuil, toute augmentation de la pression fiscale devient contre-productive et freine la croissance. Ce modèle est particulièrement pertinent pour la RDC, où l'efficacité des dépenses publiques est souvent remise en question et où l'augmentation des prélèvements obligatoires pourrait ne pas se traduire par une amélioration correspondante des services publics ou des infrastructures. En utilisant ce modèle, l'article vise à déterminer si la fiscalité en RDC est proche ou éloignée de ce seuil optimal.

Scully (1996, 2003) a proposé d'estimer un modèle de type de Cobb-Douglas dans une économie constituée de deux secteurs : un secteur de privé et un secteur public dont la combinaison dans une fonction Cobb-Douglas donne la production nationale.

$$Y_t = a(G_t)^b[(1 - \iota_{t-1})Y_t]^c \quad (4)$$

Avec :

- $G$  : les dépenses publiques.
- $Y$  : le production totale dans l'économie.
- $\iota$  : le taux de pression fiscale optimale.

Le modèle suppose une égalité parfaite comme suit :  $G_t = \iota_{t-1}Y_{t-1}$  qui veut dire que toutes les dépenses publiques sont issues de ses recettes fiscales. Ce qui conduit à la forme suivante du modèle après une log-linéarisation :

$$(\log Y_t) = \log(a) + b \log(\iota_{t-1}Y_{t-1}) + c \log[(1 - \iota_{t-1})Y_{t-1}] \quad (5)$$

L'estimation du modèle permet d'obtenir les coefficients de la fonction qui sera différencié par rapport au taux d'imposition (pression fiscale  $\iota$ ), ce qui donne la formule du taux d'imposition optimal ( $\iota^*$ ) suivante :

$$\iota^* = \frac{b}{b + c} \quad (6)$$

Cette formule donne le taux d'imposition optimale issu des résultats de l'estimation.

### II.2.3. Modèle de régression seuil

Le modèle de régression à seuil permet d'explorer la possibilité que l'effet de la fiscalité sur la croissance économique ne soit pas linéaire. Il se pourrait, par exemple, qu'à faible pression fiscale, l'augmentation des impôts ait un effet positif sur la croissance en permettant de financer des investissements productifs, mais qu'à partir d'un certain niveau, cet effet devient négatif en raison de l'effet dissuasif sur l'investissement privé. Cette approche permet ainsi de mieux cerner la complexité des interactions entre la fiscalité et la croissance, en tenant compte des particularités du contexte économique congolais.

Un modèle de régression à seuil ou modèle à seuil, aussi appelé modèle à changement de régime est une extension d'un modèle de régression linéaire dans lequel la relation entre la variable dépendante et les autres variable explicative change lorsqu'une certaine variables explicative franchit un seuil. L'idée est que le comportement de la variable dépendante n'est pas linéaire sur l'ensemble des données, mais plutôt segmenté en différents régimes en fonction du franchissement d'un seuil.

Un modèle de régression à seuil peut être formulé comme suit :

$$Y_t = \begin{cases} \beta_0 + \beta_1 X_t + e_t & Si \quad X < \iota \\ \beta_0 + \beta_2 X_t + e_t & Si \quad X \geq \iota \end{cases} \quad (7)$$

Avec :

- $Y_t$  : la variable dépendante.
- $X_t$  : la variable explicative (ou le vecteur des variables explicatives)
- $\beta_0, \beta_1, \beta_2$  : les coefficients à estimer.
- $e_t$  : les termes d'erreur.
- $\iota$  : le seuil à estimer dans le modèle.

## III. Résultats

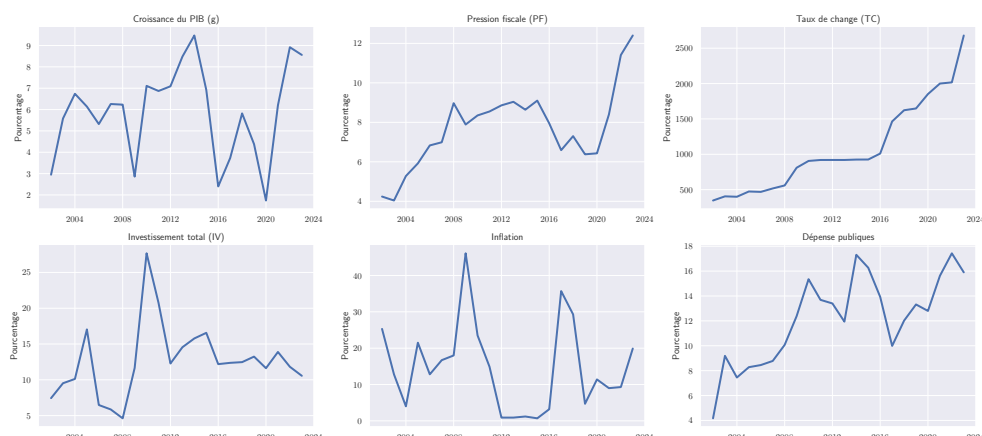
Compte tenu de l'objectif de cette étude, dans cette partie, nous nous sommes concentré sur : (i) L'analyse de la tendance des séries sous études, (ii) l'examen de la stationnarité des séries, (iii) le test de causalité entre séries, (iv) l'examin des relations de court terme, (v) l'examin des relations de long termes, (vi) la détermination d'un taux d'imposition optimal, (vii) la détermination d'un seuil pour la pression fiscale. Les résultats obtenus nous ont permis de conclure sur la relation entre la croissance économique et la fiscalité (représentée par la pression fiscale).

### III.1. Exploration des données

#### III.1.2 Analyse de la tendance des données

Nous présentons la tendance des données utilisées, leurs évolutions durant la période d'étude. Il s'agit de Janvier 2002 à Décembre 2023. Les différents graphiques suivants offrent un aperçu clair sur les séries :

FIGURE 1 – Tendence des séries



Source : construction de l'auteur sur python 12

**1. Croissance du PIB (g) :** La croissance du PIB fluctue de manière importante sur la période observée. Entre 2004 et 2016, la croissance est relativement stable avec quelques pics autour de 2014 (plus de 9 %). Cependant, on observe une chute significative après 2016, suivie d'une reprise en 2020. L'année 2023 semble marquer un retour vers une forte croissance (plus de 8 %).

**2. Pression fiscale (PF) :** On constate une tendance globale à la hausse, avec un doublement de la pression fiscale de 2004 à 2023. Après une hausse progressive jusqu'à 2012, la pression fiscale se stabilise autour de 8 % jusqu'en 2020, avant de connaître une montée rapide, atteignant environ 12 % en 2023. Cette tendance peut signaler un alourdissement des impôts et cotisations.

**3. Taux de change (TC) :** Le taux de change connaît une augmentation continue, notamment après 2016 où il explose, passant de moins de 1 000 à plus 2 500 en 2023. Cette forte dépréciation de la monnaie pourrait être le signe d'une inflation élevée ou d'une forte pression économique externe.

**4. Investissement total (IV) :** L'investissement total montre des variations importantes. Après un pic significatif en 2010-2012 (plus de 25 %), il décline rapidement jusqu'à 2014. Dès lors, il se maintient dans une fourchette plus modérée autour de 10-15 %, avec une légère baisse en 2023. Cela suggère une instabilité des investissements, potentiellement liée à des facteurs économiques et politiques fluctuants.

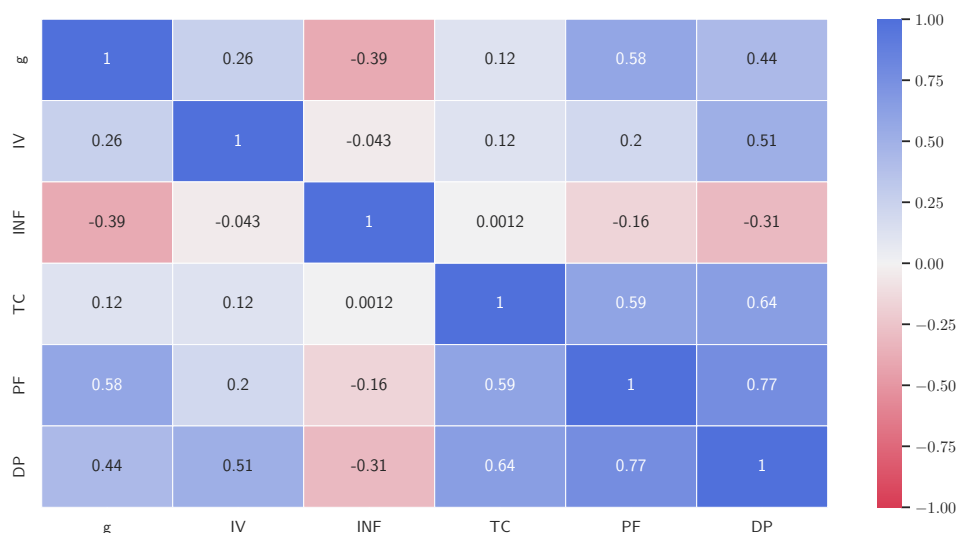
**5. Inflation :** L'inflation présente des variations extrêmes au fil des ans, atteignant des sommets à plusieurs reprises (plus de 30 % en 2012, et à nouveau en 2020). Après un pic en 2012, elle baisse mais reste volatile, avec un retour vers 20 % en 2023. Ce niveau élevé d'inflation, surtout ces dernières années, pourrait expliquer la dépréciation de la monnaie et la montée du taux de change.

**6. Dépenses publiques :** Les dépenses publiques augmentent de manière générale sur la période, passant de moins de 5 % en 2004 à environ 16 % en 2023, avec des fluctuations notables. Après

une croissance continue jusqu'en 2016, les dépenses chutent légèrement mais repartent à la hausse pour culminer autour de 18 % en 2020. Cette hausse peut traduire un effort accru de l'État pour soutenir l'économie face à des chocs, notamment pendant des périodes d'inflation ou de croissance instable.

### III.1.2 Corrélation

FIGURE 2 – Matrice de corrélation



Source : construction de l'auteur sur python 12

La matrice de corrélation présente toutes les corrélations possibles entre les séries. Nous remarquons particulièrement une bonne corrélation positive de 58 % entre la pression fiscale et la croissance économique, ce qui suggère que ces deux variables varient dans le même sens. La croissance économique ne présente pas des fortes corrélations avec le reste de variables car nous ne pouvons retenir que la corrélation avec les dépenses publiques qui est de 44 % alors qu'on observe également une corrélation négative assez faible mais non négligeable avec l'inflation de 39 %.

Il est aussi intéressant de ressortir de cette matrice la corrélation de la pression avec les dépenses publiques et le taux de change qui sont respectivement de 77 % et 59 %.

### III.1.3 Analyse de la stationnarité

L'analyse de la stationnarité vérifie si les moments de la série temporelle varient dans le temps car si c'est le cas, on parle de non stationnarité, et cette non stationnarité, si elle n'est pas traitée (stationnarisation), conduit nécessairement à des régressions « fallacieuses ». Plusieurs tests aident à vérifier le caractère stationnaire ou non (existence d'une racine unitaire) d'une série : test de augmented Dickey-Fuller/(ADF), test de Phillippe-Perron/(PP), test de Andrews et Zivot/(AZ), test Ng-Perron, KPSS, Ouliaris-Park Perron, Elliott-Rothenberg-Stock, etc. Nous avons opté pour le test ADF dont les résultats suivent :

TABLE 2 – Test de stationnarité

Variable	Niveau			Différence 1 <sup>ere</sup>			Constat
	ADF	t-stat	p-value	ADF	t-stat	p-value	
Croissance	-3.0048	-3.8983	0.0075	-	-	-	I(0)
Pression fiscale	-3.0048	-1.1772	0.6650	-3.0123	-3.8188	0.0093	I(1)
Taux de change	-3.0048	-54.380	0.0000	-	-	-	I(0)
Investissement	-3.0048	-2.9560	0.0550	-3.0206	-4.3371	0.0032	I(1)
Inflation	-3.0048	-26.990	0.0000	-	-	-	I(0)
Dépenses publique	-3.0048	-2.0778	0.2545	-3.0123	-5.0685	0.0005	I(1)

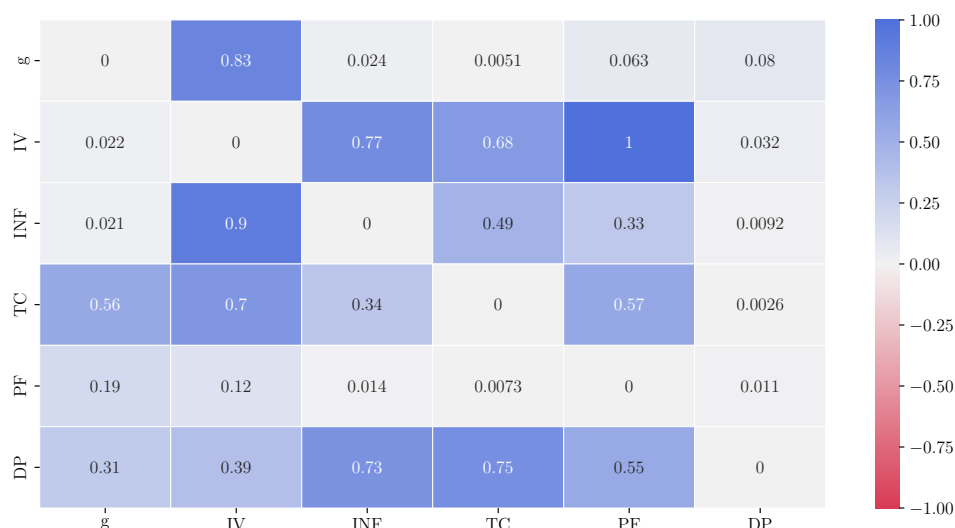
Source : construction de l'auteur sur base des résultats obtenus sur python 12

## III.2. Estimation du modèle SVAR

### III.2.1. Causalité de séries

On dit qu'une variable «  $X_t$  » cause une autre variable «  $Y_t$  » si le fait de connaître le passé de «  $X_t$  » permet d'améliorer l'explication des variations de «  $Y_t$  » que ne le ferait seul le passé de «  $Y_t$  », on parle de causalité au sens de Granger (1987). Une variable cause une autre si sa p-value est inférieure au seuil de signification fixé par le test. Les variables en colonne sont les variables qui causent celles en ligne. nous remarquons que la diagonale tout en blanc n'est pas assez importante car suggère le croisement d'une variable avec elle même.

FIGURE 3 – Causalité au sens Granger



Source : construction de l'auteur sur python 12

A la vue de la matrice de causalité au sens de Granger, on remarque que notre variable d'intérêt (la pression fiscale) cause uniquement et directement la croissance économique au seuil de 10%. Alors qu'on remarque des multiples autres relations dans la matrice, particulièrement celles de dépenses publiques vers toutes les autres variables. Ce qui est particulièrement intéressant pour

la relation dépenses publiques – pression fiscale car elle est significative au seuil. On retiendra aussi une seule relation bidirectionnelle entre la croissance économique et l’inflation au seuil.

### III.2.2. Lag optimal du modèle

Une étape importante dans le cadre des modèles dynamiques est la détermination du nombre optimum de retards à considérer. Pour ce faire, nous nous servons du critère d’information d’Akaike-AIC pour sélectionner le modèle optimal. Ci-dessous les résultats d’estimation du retard optimal retenu :

TABLE 3 – Lag optimal

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-325.135194	NA*	9691480.	33.11352	33.41224*	33.17183
1	-293.395876	41.26111	17852431	33.53959	35.63063	33.94778
2	-229.702551	44.58533	4183159.*	30.77026*	34.65361	31.52833*

Source : construction de l’auteur sur base des résultats obtenus sur Eviews 13

Ainsi, le modèle nous révèle 2 retards, ce qui pousse à estimer un modèle SVAR(2).

### III.2.3. Modèle de court terme

#### III.2.3.1. Elasticités de court terme

TABLE 4 – Elasticités de court terme

Variables	g	PF	DP	INF	IV	TC
g	1	-1.7628	0.2284	0	-0.281	0
PF	0	0	1	0	0	0
DP	0	0	1	0	0	0
INF	0	0	-1.144	1	0	-1.052
IV	0	0	0	0	1	0
TC	0	0	0	-1.659	0	1

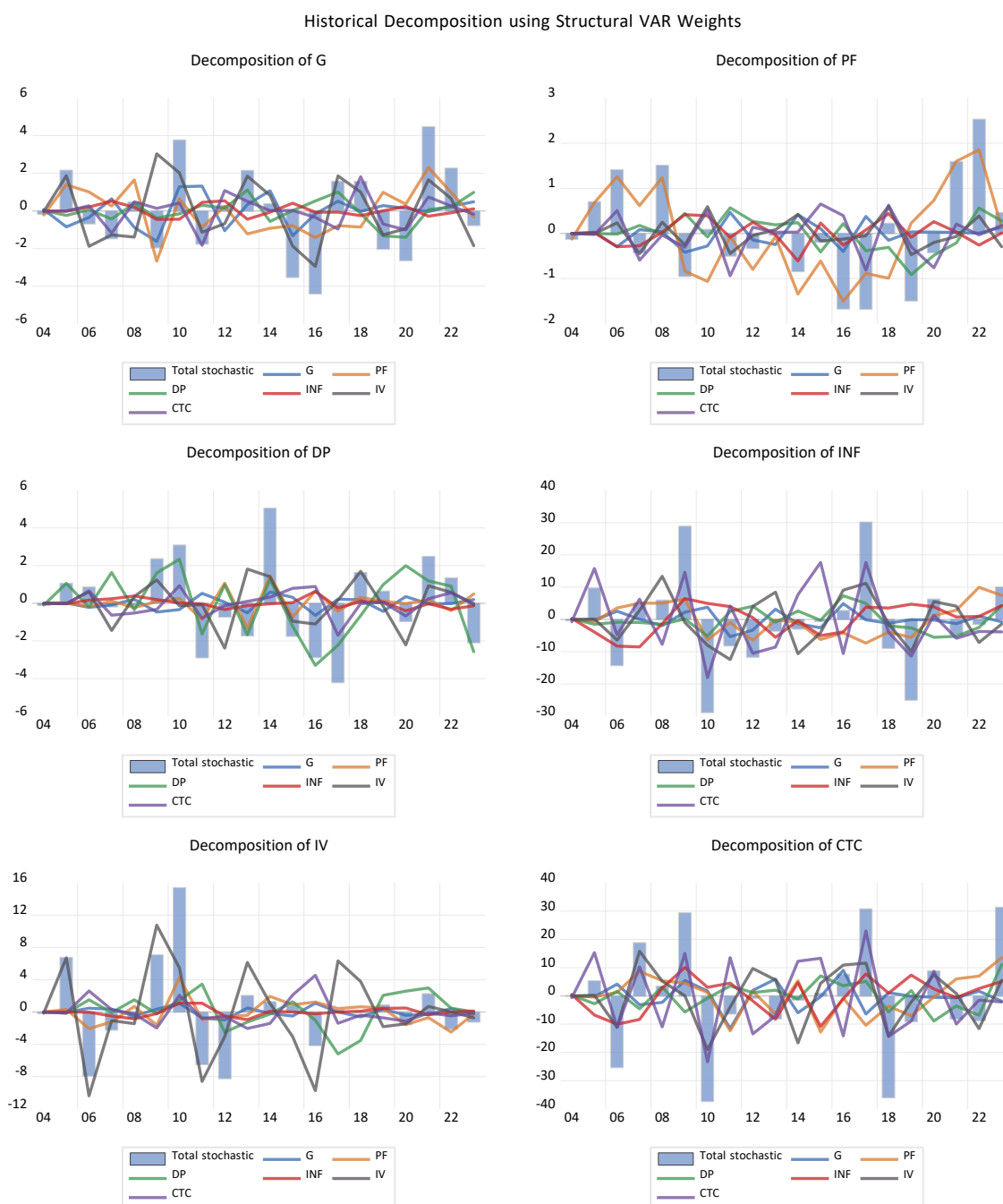
Source : construction de l’auteur sur base des résultats obtenus sur Eviews 13

La restriction du modèle sur le court terme nous a permis d’extraire 6 paramètres qui sont tous significatif au seuil (voir annexe) : le premier montre que pour toute variation de la pression fiscale de 1 %, la répercussion contemporaine sur la croissance économique sera de  $-1,762$  %. Ce qui laisse à croire que par rapport à la littérature existante. La RDC pourrait avoir déjà atteint son taux d’imposition optimal selon Laffer (1974), dépassé ce taux, toute augmentation se traduit par une diminution des recettes fiscales suivie d’une diminution de la croissance économique. Ce qui contredit les travaux de Tshilambu (2021) qui trouve que, pour le cas de la RDC, le taux optimal serait de 23 %. Quant aux autres paramètres, on retient qu’à court terme, seule les dépenses publiques permettent de pousser la croissance vers le haut ce qui rejoint les théories Keynésiennes et des nombreuses autres études à ce sujet, ici une variation des dépenses publiques de 1 % permet d’accroître la croissance économique de  $0,2284$  %. Par ailleurs il est aussi nécessaire de noter que les dépenses publiques réduisent l’inflation de  $-1,14$ . L’inflation et le taux de change se réduirait mutuellement à court terme respectivement de  $-1,659$  et  $-1,05$ . Le résultat de l’effet de l’investissement est de  $-0,28$  sur la croissance économique % pour toute de variation de 1 %.

### III.2.3.2. Décomposition historique de séries

La décomposition historique des séries sous études est une technique efficace d'analyse des effets passés de chaque série sur une autre. Ainsi elle nous permettra de comprendre si les variations historiques de la croissance économique sont dues aux variations de notre variable d'intérêt qui est la pression fiscale ou du moins jusqu'à quel point celle-ci contribue aux variations de la croissance économique.

FIGURE 4 – Décomposition historique de séries



Source : construction de l'auteur sur Eviews 13

La décomposition de court de terme, particulièrement celle de la croissance économique, révèle une moindre participation de la pression fiscale dans la variation de celle-ci. Par contre le modèle montre une forte participation de l'investissement dans la variation de la croissance économique. Une participation dans la dynamique des dépenses publiques, une bonne participation dans les variations du taux de change mais aussi une participation dans les variations de l'inflation. On peut donc retenir, selon la figure 4, que la pression fiscale exerce une participation presque nulle dans la dynamique de court terme de toutes les variables du modèle.

### III.2.4. Modèle de long terme

#### III.2.4.1. Elasticités de long terme

TABLE 5 – Elasticités de long terme

Variables	g	PF	DP	INF	IV	TC
g	2.4703	-0.043	0.6395	0	0.0643	0
PF	1.8028	1	0.6434	0	0	0
DP	0	0	1	0	0	0
INF	0	0	0	10.6093	0	7.3604
IV	0	0	0	0	1	0
TC	0	0	0	11.0236	0	0

Source : construction de l'auteur sur base des résultats obtenus sur Eviews 13

A long terme, la restriction imposée au modèle nous permet d'extraire 9 paramètres suivants :

1. La croissance économique : montre une relation positive sur elle sur le long terme. Une croissance économique 1 % aujourd'hui conduirait à une augmentation de la croissance économique d'environ 2 % sur le long terme. La croissance créerait encore plus de croissance économique. Il sied de signaler que la croissance économique favorise la pression fiscale, en effet, le modèle montre qu'une augmentation de 1 % de la croissance économique génère une augmentation de 1,8 % de la pression fiscale sur le long terme.
2. La pression fiscale : montre une relation purement en accord avec la littérature, car selon elle une augmentation continue de la pression fiscale finit par avoir un effet négatif sur la croissance économique et la RD Congo n'est pas épargnée car une augmentation continue de 1 % de la pression fiscale fini par générer sur le long terme une diminution de la croissance économique de 0,043 %.
3. Les dépenses publiques : comme attendu dans la littérature, les dépenses publiques affectent la pression fiscale de manière positive car les impôts et taxes sont souvent ajustés pour satisfaire celle-ci et provoquent souvent des répercussions sur celle-ci. Il faut tout de même signaler que de même pour le court terme, les dépenses publiques favorisent la croissance de 0,64 %.
4. L'investissement : présente une situation favorable pour la croissance économique car une augmentation de 1 % conduit à une augmentation de 0,064 sur la croissance économique.
5. L'inflation : présente une augmentation sur le long terme en réponse d'une augmentation de l'inflation apparue plus tôt. Cette augmentation affecte considérablement le taux de change de 11 % pour chaque augmentation de 1 % de variation de l'inflation.

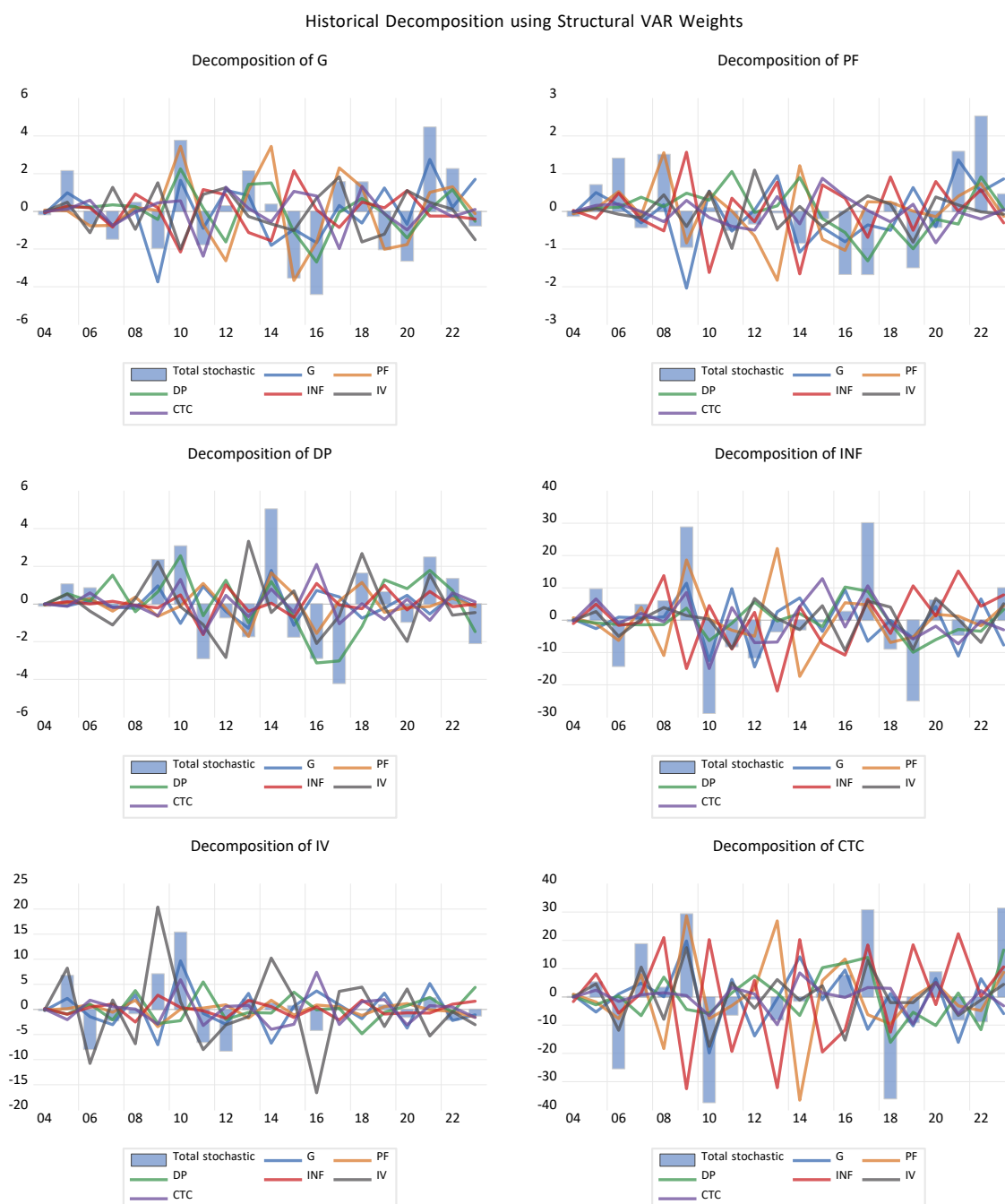


6. Le taux de change : il agit sévèrement sur l'inflation sur le long terme avec une augmentation de 1 %, l'inflation subit plus de 7 % de variation.

### III.2.4.2. Décomposition historique de séries

La décomposition de la variance de long terme permet de comprendre l'impact de la pression fiscale sur la croissance économique.

FIGURE 5 – Décomposition historique de séries



Source : construction de l'auteur sur Eviews 12

La pression fiscale permet d'expliquer une grande partie des variations de la croissance économique sur le long terme ainsi que les dépenses publiques en RDC par ailleurs la pression fiscale contribue grandement aux variations de l'inflation et du taux de change.

### III.3. Taux d'imposition optimal

Ce point troisième propose d'estimer un taux d'imposition optimal Pour le cas de la RDC, de ce fait : (i) il a été jugé utile d'examiner une relation non linéaire à la Scully entre la pression fiscale et la croissance économique. Généralement ce modèle est log-linéarisé pour le rendre estimable par le MCO. (ii) Estimer un modèle de régression à seuil. L'équation de Scully à estimer prend la forme suivante énoncée un peu plus haut :

$$(\log Y_t) = \log(\alpha) + \beta_1 \log(\iota_{t-1} Y_{t-1}) + \beta_2 \log[(1 - \iota_{t-1}) Y_{t-1}] \quad (8)$$

#### III.3.1. Modèle de Scully

TABLE 6 – OLS Regression Results

	coef	std err	t	P>  t	[0.025	0.975]
const	0.5243	0.401	1.308	0.207	-0.318	1.366
$\beta_1$	0.0979	0.102	0.963	0.349	-0.116	0.312
$\beta_2$	0.8796	0.118	7.441	0.000	0.631	1.128

Source : construction de l'auteur sur base des résultats obtenus sur Python 12

Le résultat issue du moindre carré ordinaire présente une bonne performance globale car le R2 du modèle est à 99 %, le parametre  $\beta_2$  est significatif au seuil, une normalité de résidus non contestable et un Durbin-Watson acceptable (modèle complet voir annexe).

Alors que la pression fiscale évolue entre 4 % et 12 % en RD Congo durant la période sous étude, la moyenne de la pression fiscale est proche de 7,5 % qui est nettement en dessous du taux d'imposition de 10 % obtenu dans l'étude.

Le taux d'imposition optimal obtenu est de 10 %, soit plus bas que le taux actuel en RD Congo, ce résultat qui rejoint celui du modèle du modèle SVAR(2) estimé plus haut, qui veut que toute augmentation de la pression fiscale se traduise par une diminution de la croissance économique que ce soit sur le court terme que le long terme.

#### III.3.2. Modèle de régression à seuil

L'objectif du modèle de régression à seuil est d'estimer une relation non linéaire entre les variables sous études, dans notre cas il s'agit de la pression fiscale et de la croissance économique. Ce modèle permet d'effectuer des régressions par morceaux sur des variables qui présentent une relation non linéaire.

Il est préféré car il ne sous-entend pas forcément une relation quadratique entre les variables. Il est donc capable d'estimer des relations non linéaires, d'offrir une dynamique riche et garder une simplicité dans l'interprétation des résultats.

Ci-dessus le résultat issu de cette régression sur Eviews 13 :

TABLE 7 – Regression Results

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LRF <12.5646 – 15 obs				
C	4.152905	0.323001	12.85727	0.0000
LRF	0.755678	0.026982	28.00718	0.0000
12.5646 <= LRF – 6 obs				
C	6.937875	1.343403	5.164403	0.0001
LRF	0.552497	0.104725	5.275678	0.0001

Source : construction de l'auteur sur base des résultats obtenus sur Eviews 12

Le modèle de régression à seuil révèle un seuil pour la pression fiscale, soit un changement de régime, le premier est un taux d'imposition global inférieur à 12,56 % sur la période allant de 2003 à 2017 qui montre un effet significatif au seuil. Une augmentation de 1 % pendant cette période de la pression fiscale conduit à une augmentation de 0,75% de la croissance économique. Malheureusement ce résultat n'est pas en parfait accord avec ceux de la modélisation SVAR et du modèle de Scully estimés plus haut, qui suggèrent que la relation entre la croissance économique et la pression fiscale soit négative sur toute la période étudiée avec comme appuis le fait que le taux d'imposition optimal soit inférieur au taux d'imposition global actuelle dans le pays, selon le résultat du modèle de Scully.

Le modèle a également révélé un seuil de 12,56 % dépassé au début 2018 jusqu'à la fin 2023, soit jusqu'à nos jours. Le changement de régime du taux d'imposition coïncide avec le changement du gouvernement en place qui est intervenu presque à la même période ce qui suggère que ce nouveau gouvernement était accompagner de quelques changements fiscaux qui ont impacté l'imposition en RDC, car dépassé le seuil de 12,56 %, toute croissance du taux d'imposition implique une croissance économique de 0,55 %

## Conclusions et recommandations

La stabilisation du système économique d'un pays est l'objectif de tout gouvernement, pour y arriver les décideurs politiques usent de tous les moyens dont ils disposent. La politique fiscale fait partie des moyens principaux utilisés par les décideurs politiques. Ceci veut dire que le contrôle optimal de la politique fiscale est essentiel dans une économie dont l'objectif est la croissance et le bien-être de sa population. L'objet de cette étude était de tester la relation entre la pression fiscale et la croissance économique. Dans cette optique, en premier un modèle à vecteur autorégressif structurel (SVAR) a été estimé. Le modèle nous a ainsi permis de : (i) cerner la dynamique entre la pression fiscale et la croissance économique sur le court terme, (ii) comprendre la relation de long terme, (iii) analyser la décomposition historique des variables sous études. Les résultats ont révélé ce qui suit :

1. La politique fiscale (pression fiscale qui la représente dans cette étude) contribue à la réduction de la croissance économique sur le court terme. Plus précisément une diminution de 1,76 % sur la croissance économique pour chaque 1 % d'augmenté. Par ailleurs la décomposition historique de la variance de la croissance économique ne présente pas une contribution important de la pression fiscale, elle est plutôt expliquer par des variables comme l'investissement ou ses propres innovations.
2. La politique fiscale semble être plus alléchante sur le long terme car non seulement elle est en accord avec la littérature mais aussi la significativité des résultats au seuil est présente. La pression fiscale exerce un impact négatif sur la croissance fiscale car une augmentation de la pression fiscale de 1 % conduit une diminution de la croissance économique de 0,043. L'analyse de la décomposition de la variance de la croissance économique sur le long terme révèle une participation active de la pression fiscale, celle-ci explique plus du tiers des variations de la croissance économique.

En second lieu une analyse du taux d'imposition optimal a été menée via deux modèles : (i) un modèle de Scully qui nous permet de calculer le taux d'imposition optimal en RD Congo sur la période étudiée, (ii) un modèle régression à seuil nous permet de détecter un taux d'imposition au-delà duquel l'impact de la pression fiscale change sur la croissance économique. Les résultats de ces modèles ont révélé que :

1. La pression fiscale optimale résultant de l'estimation est de 10 % alors que le taux observé actuellement au Congo est bien au dessus de ce taux trouvé, ce qui donne raison aux élasticités de court et long terme trouvées lors de l'analyse du modèle SVAR.
2. Le modèle à seuil divise la période d'étude en deux parties et présente donc un seuil soit un change de régime intervenu en 2018 qui coïncide avec la mise en place d'un tout nouveau gouvernement à la tête du pays. Le seuil étant de 12,56 % dépassé en 2018, l'impact de la pression fiscale diminué de près 0,2 % sur la croissance.

L'analyse de la pression fiscale comme représentant de l'impact de la fiscalité sur la croissance

économique a révélé que celle-ci est plus pertinente à long terme que sur le court terme plus principalement deux raisons : (i) l'accord avec la littérature existante et le résultat du modèle de Scully sur l'effet à long terme de la pression fiscale sur la croissance économique, (ii) l'analyse de la décomposition qui révèle de meilleurs résultats sur le long terme que le court terme.

A la vue des résultats présentés ci-haut, deux recommandations peut-être formulée aux autorités Congolaise : (i) la première est le contrôle de la pression fiscale sur le long terme que le court terme car l'impact de la pression fiscale sur le court terme n'est pas pertinente, (ii) la seconde est de miser sur la stabilisation de la pression fiscale sur de longues périodes. Il sied de soulever que l'étude menée soulève quelques failles qu'il faut lever pour améliorer l'interprétation de ces résultats, il s'agit notamment de : un modèle économétrique mieux élaboré pour qui prend en compte des réalités économique ignorées dans l'étude ; une base de données comportant plus d'observation ou comportant d'observations trimestrielles, mensuelles.

## Bibliographie

ADANLE, W.G., CHABOSSOU, A.F.C., «Une analyse du niveau optimal de pression fiscale au Bénin : cas de l'impôt sur le revenu», Revue "Repères et Perspectives Economiques" [En ligne], Vol. 6, N°2 / septembre 2022, mis en ligne le 30 septembre 2022.

AFIFI Mehdi et RAMDAOUI Abdelillah, « Pression fiscale optimale et croissance économique au Maroc »

Amal HADDOUCHI, Mohamed BOUZAHZAH, Nora ANGOUR « Fiscalité et croissance économique au Maroc »

AMEDANOU, Yawovi M. Isaac, « Optimal Taxation and Economic Growth in Togo : Empirical Investigation in Time Series», MPRA Paper N°. 92003, posted 05 Feb 2019 23 :31 UTC.

AMEDANOU, Yawovi M. Isaac, «Review of the optimality of tax performance in developing countries : evidence from WAEMU», MPRA Paper N°. 89513, posted 14 Oct 2018 22 :14 UTC.

BAKALA Toussaint Armel, « Quel taux optimal de taxation pour le Congo? Une évaluation empirique », Journal of business and economics.

Bitegetsimana mbarusha aime, Rukundo ndizeye Jackson, « fiscalite congolaise face a la theorie d'arthur laffer », IJRDO - Journal of Business management.

Elie Ndemba Tshilambu. Pression Fiscale Optimale et Croissance Economique en République Démocratique du Congo : 1990-2020. 2021. hal-03210477.

HADDOUCHI.A et AL. (2023), « Fiscalité et croissance économique », Revue Française d'Economie et de Gestion « Volume 4 : Numéro 10 » pp : 170 – 180.

Jean-François GAUTIER, « Taxation optimale et réformes fiscales dans les PED » Développement et insertion international.

Jonas Kibala Kuma. Le Modèle VAR Structurel : Eléments de théorie et pratiques sur logiciels. Master. Congo-Kinshasa. 2018. cel-01771221.

Joseph KITUNGANO WALUMONA, Gloire GANZA KABIKA, Guillaume Bisimwa Bahati et Josué BARAKA MITIMA « L'incidence fiscale sur la croissance économique de petites et moyennes entreprises à Bukavu », International Journal of Strategic Management and Economic studies (IJSMES).

Lemelin, A. et Savard, L. (2017). RÉFORME FISCALE : QUEL RÔLE POUR LES MODÈLES D'ÉQUILIBRE GÉNÉRAL CALCULABLE ?. L'Actualité économique, 93(3), 367–403. <https://doi.org/10.7202/1058426ar>.

LONZO LUBU Gastonfils « TAILLE OPTIMALE DE L'ETAT EN RD CONGO », MPRA Paper N°. 60715, posted 17 Dec 2014 23 :29 UTC.

Ngoy Ndjibu et Mutonwa Kalombe Jean-Marc Pacifique « analyse critique du systeme fiscal de la rdc : fondement juridique et application de la loi », Librairie Africaine d'Etudes Juridiques 2 (2015).

Raid AFTATI and Abdellah ECHAOUI, « Fiscalité et croissance : Test d'un effet non linéaire au Maroc », International Journal of Financial Accountability, Economics, Management, and Auditing.

## Annexes

### 1. Modèle de Scully

TABLE 8 – OLS Regression Results

<b>Dep. Variable :</b>	LPIB		<b>R-squared :</b>	0.993		
<b>Model :</b>	OLS		<b>Adj. R-squared :</b>	0.993		
<b>Method :</b>	Least Squares		<b>F-statistic :</b>	1372.		
<b>Date :</b>	Tue, 17 Sep 2024		<b>Prob (F-statistic) :</b>	2.12e-20		
<b>Time :</b>	11 :59 :27		<b>Log-Likelihood :</b>	37.998		
<b>No. Observations :</b>	21		<b>AIC :</b>	-70.00		
<b>Df Residuals :</b>	18		<b>BIC :</b>	-66.86		
<b>Df Model :</b>	2					
<b>Covariance Type :</b>	nonrobust					
	<b>coef</b>	<b>std err</b>	<b>t</b>	<b>P&gt;  t </b>	<b>[0.025</b>	<b>0.975]</b>
<b>const</b>	0.5243	0.401	1.308	0.207	-0.318	1.366
<b>A</b>	0.0979	0.102	0.963	0.349	-0.116	0.312
<b>B</b>	0.8796	0.118	7.441	0.000	0.631	1.128
<b>Omnibus :</b>	1.452			<b>Durbin-Watson :</b>	1.500	
<b>Prob(Omnibus) :</b>	0.484			<b>Jarque-Bera (JB) :</b>	1.210	
<b>Skew :</b>	0.542			<b>Prob(JB) :</b>	0.546	
<b>Kurtosis :</b>	2.542			<b>Cond. No.</b>	818.	

Source : construction de l'auteur sur python 12



## 2. Modèle de régression à seuil

TABLE 9 – OLS Regression Results

Dependent Variable : LPIB  
 Method : Discrete Threshold Regression  
 Date : 09/17/24 Time : 13 :47  
 Sample : 1 21  
 Included observations : 21  
 Selection : Trimming 0.15, Max. thresholds 5, Sig. level 0.05  
 Threshold variable : LRF

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LRF <12.5646 – 15 obs				
C	4.152905	0.323001	12.85727	0.0000
LRF	0.755678	0.026982	28.00718	0.0000
12.5646 <= LRF – 6 obs				
C	6.937875	1.343403	5.164403	0.0001
LRF	0.552497	0.104725	5.275678	0.0001
R-squared	0.991534	Mean dependent var		13.42980
Adjusted R-squared	0.990040	S.D. dependent var		0.502945
S.E. of regression	0.050193	Akaike info criterion		-2.976227
Sum squared resid	0.042829	Schwarz criterion		-2.777270
Log likelihood	35.25038	Hannan-Quinn criter.		-2.933048
F-statistic	663.6905	Durbin-Watson stat		1.945012
Prob(F-statistic)	0.000000			

Source : construction de l'auteur sur Eviews 13

### 3. Modèle SVAR de court terme

---

Model :  $Ae = Bu$  where  $E[uu'] = I$

A =

1	C(1)	C(2)	0	C(5)	0
0	1	0	0	0	0
0	0	1	0	0	0
0	0	C(3)	1	0	C(6)
0	0	0	0	1	0
0	0	0	C(4)	0	1

B =

C(7)	0	0	0	0	0
0	C(8)	0	0	0	0
0	0	C(9)	0	0	0
0	0	0	C(10)	0	0
0	0	0	0	C(11)	0
0	0	0	0	0	C(12)

---

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	-1.762835	0.221275	-7.966705	0.0000
C(2)	0.228463	0.111455	2.049831	0.0404
C(3)	-1.144030	0.532231	-2.149499	0.0316
C(4)	-1.659376	0.593575	-2.795563	0.0052
C(5)	-0.281701	0.040517	-6.952665	0.0000
C(6)	-1.052173	0.137120	-7.673361	0.0000
C(7)	1.042842	0.164888	6.324554	0.0000
C(8)	1.169601	0.184930	6.324554	0.0000
C(9)	2.640518	0.417503	6.324555	0.0000
C(10)	-4.745550	1.630430	-2.910612	0.0036
C(11)	6.993551	1.105778	6.324554	0.0000
C(12)	-10.75002	9.159495	-1.173647	0.2405

---

Log likelihood -317.0684

LR test for over-identification :

Chi-square(9)	48.75300	Probability	0.0000
---------------	----------	-------------	--------

---

Estimated A matrix :

1.000000	-1.762835	0.228463	0.000000	-0.281701	0.000000
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000
0.000000	0.000000	-1.144030	1.000000	0.000000	-1.052173
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	0.000000
0.000000	0.000000	0.000000	-1.659376	0.000000	1.000000

---

Source : construction de l'auteur sur Eviews 13

#### 4. Modèle SVAR de long terme

Structural VAR Estimates

Date : 09/17/24 Time : 01 :21

Sample (adjusted) : 2004 2023

Included observations : 20 after adjustments

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

Convergence achieved after 34 iterations

Structural VAR is over-identified

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

F =

C(1)	C(3)	C(4)	0	C(8)	0
C(2)	1	C(5)	0	0	0
0	0	1	0	0	0
0	0	0	C(6)	0	C(9)
0	0	0	0	1	0
0	0	0	C(7)	0	0

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	2.470327	0.446326	5.534801	0.0000
C(2)	1.802885	0.372762	4.836560	0.0000
C(3)	-0.043137	0.253488	-0.170175	0.8649
C(4)	0.639529	0.229418	2.787610	0.0053
C(5)	0.643474	0.180327	3.568373	0.0004
C(6)	10.60936	2.350063	4.514498	0.0000
C(7)	11.02365	1.742992	6.324553	0.0000
C(8)	0.064332	0.083247	0.772787	0.4396
C(9)	7.360483	1.163795	6.324554	0.0000

Log likelihood -604.5449

LR test for over-identification :

Chi-square(12) 623.7061 Probability 0.0000

Estimated S matrix :

2.271010	-0.853285	0.403537	0.729221	0.122223	0.221740
1.164151	0.887923	0.146089	-0.234154	0.018389	0.273848
-0.176959	0.437353	0.845533	0.327143	0.135622	-0.156201
-5.675713	-9.949595	-1.458670	11.93651	0.674431	10.86415
4.506380	1.548494	-1.241312	-2.070431	2.095655	-3.242820
-11.60088	-13.17865	-4.145336	17.98426	1.158825	3.834366

Estimated F matrix :

2.470327	-0.043137	0.639529	0.000000	0.064332	0.000000
1.802885	1.000000	0.643474	0.000000	0.000000	0.000000
0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000
0.000000	0.000000	0.000000	10.60936	0.000000	7.360483
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	0.000000
0.000000	0.000000	0.000000	11.02365	0.000000	0.000000

FIGURE 6 – Réponses impulsionnelles à court terme

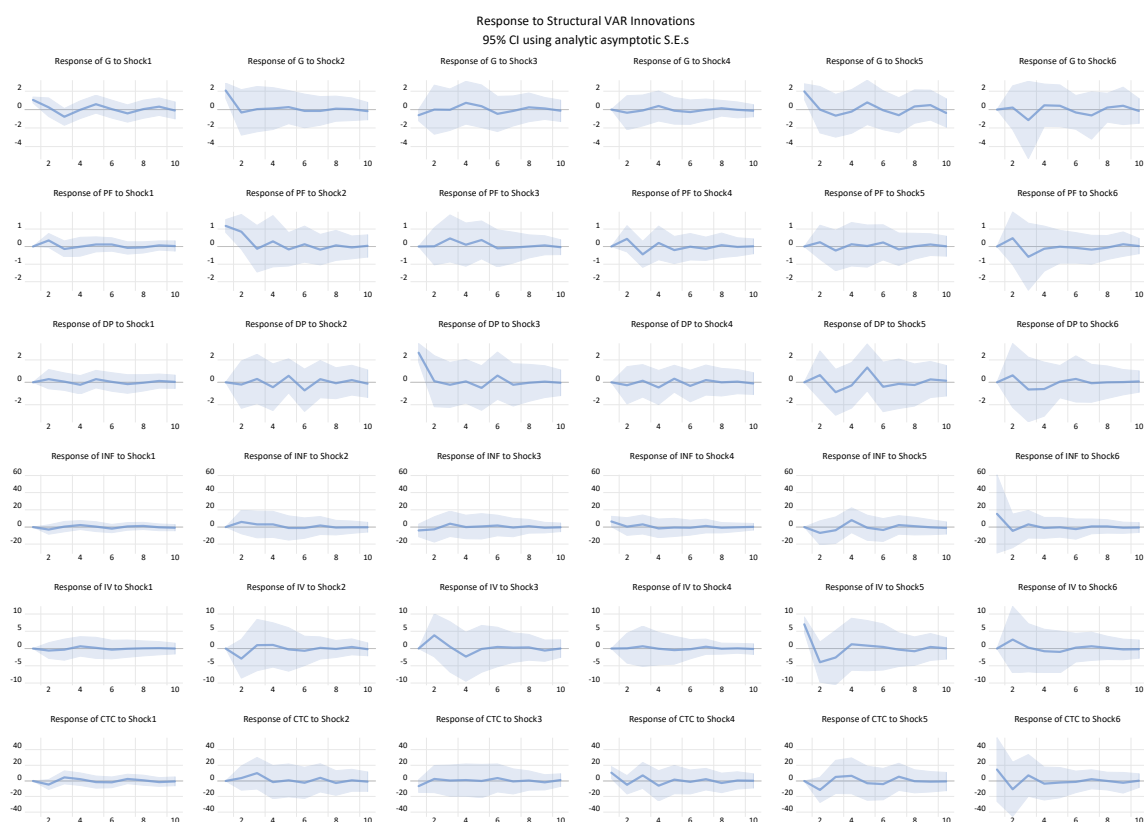


FIGURE 7 – Réponses impulsionnelles à long terme

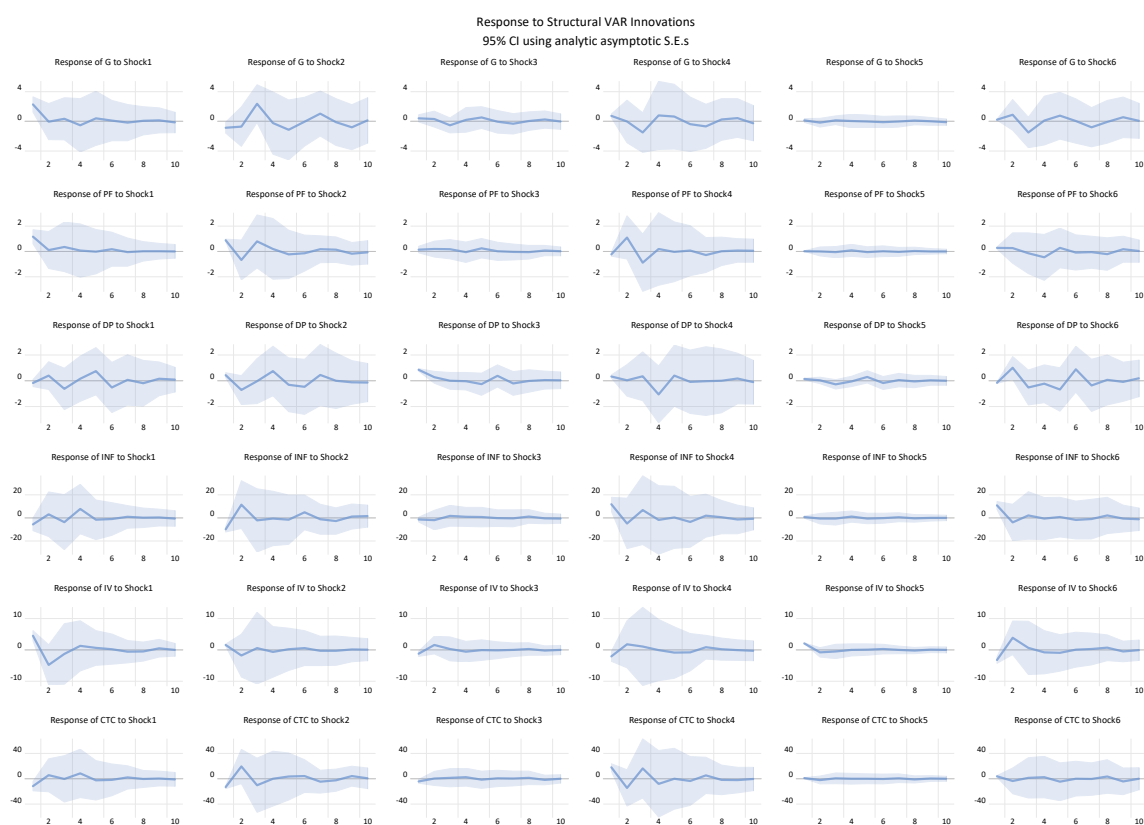
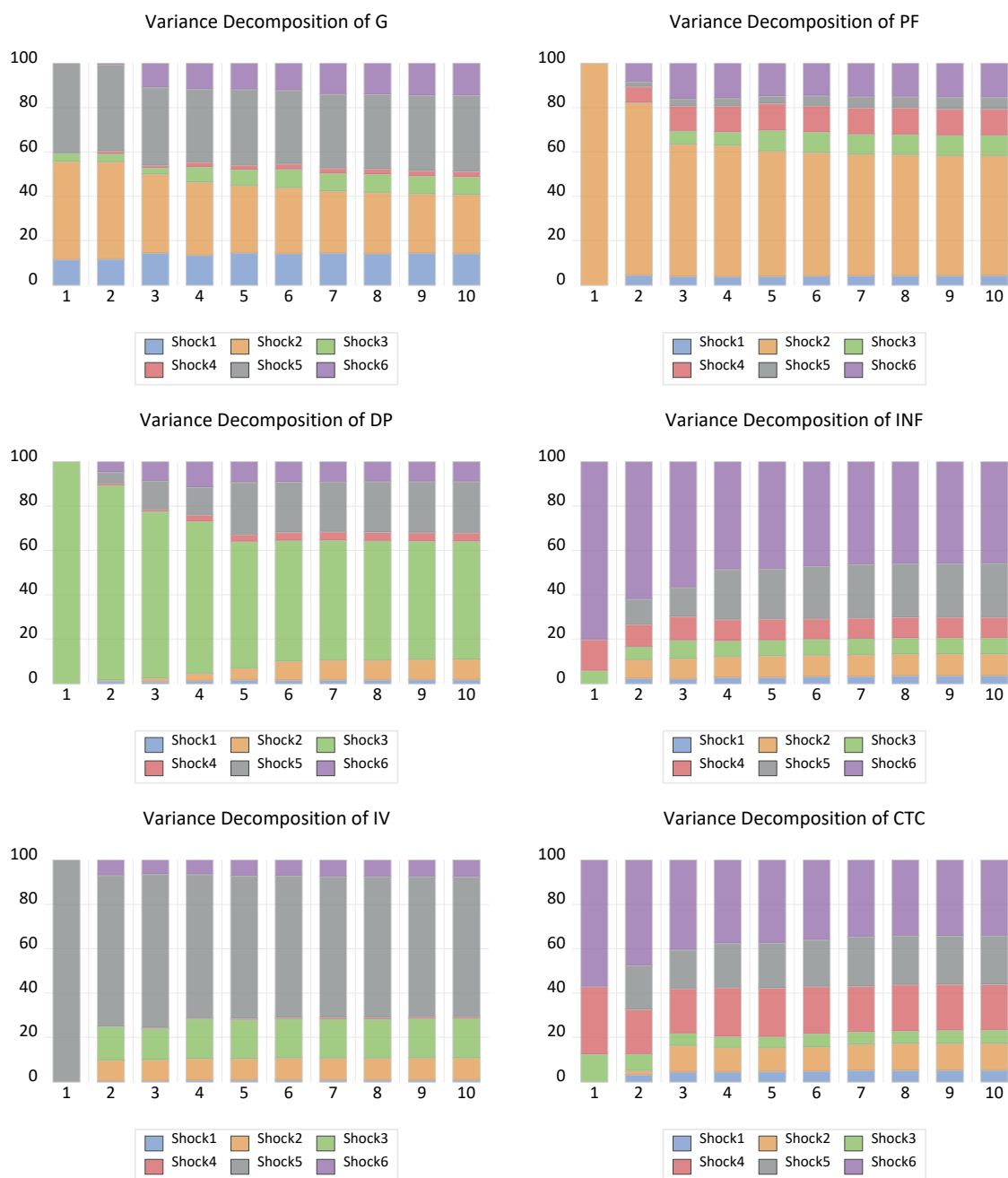


FIGURE 8 – Décomposition de la variance à court terme

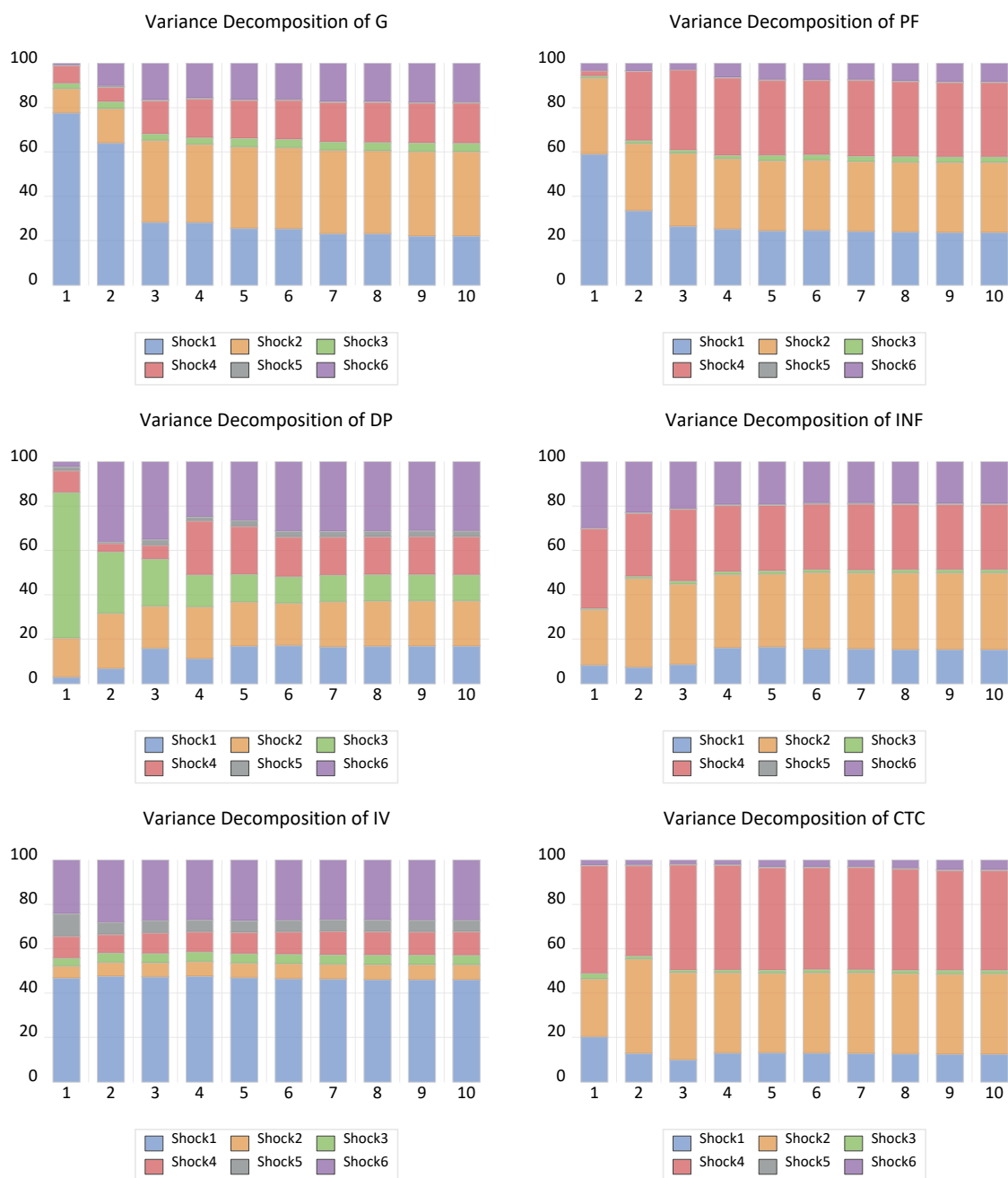
## Variance Decomposition using Structural VAR Factors



Source : construction de l'auteur sur Eviews 13

FIGURE 9 – Décomposition de la variance à long terme

## Variance Decomposition using Structural VAR Factors



Source : construction de l'auteur sur Eviews 13