

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À TROIS-RIVIÈRES

L'IMPACT DE LA VOLATILITÉ SUR LES MULTIPLICATEURS BUDGÉTAIRES

MÉMOIRE PRÉSENTÉ  
COMME EXIGENCE PARTIELLE DE LA  
MAÎTRISE EN SCIENCES DE LA GESTION

PAR  
HAMZA MAHASSIN

NOVEMBRE 2023

Université du Québec à Trois-Rivières

Service de la bibliothèque

Avertissement

L'auteur de ce mémoire, de cette thèse ou de cet essai a autorisé l'Université du Québec à Trois-Rivières à diffuser, à des fins non lucratives, une copie de son mémoire, de sa thèse ou de son essai.

Cette diffusion n'entraîne pas une renonciation de la part de l'auteur à ses droits de propriété intellectuelle, incluant le droit d'auteur, sur ce mémoire, cette thèse ou cet essai. Notamment, la reproduction ou la publication de la totalité ou d'une partie importante de ce mémoire, de cette thèse et de son essai requiert son autorisation.

## **REMERCIEMENTS**

Je tiens à adresser mes plus grands remerciements à mon directeur de recherche, Professeur Foued CHIHI, pour son encadrement, sa grande implication, ainsi que pour ses précieux conseils tout au long de la réalisation de ce travail de recherche.

Je souhaite remercier également les évaluateurs, Professeur Benoît-Mario Papillon et Professeur Louis Rinfret pour le temps qu'ils ont consacré à l'évaluation du mémoire, pour leurs lectures attentives et pour tous leurs commentaires pertinents qui ont permis d'améliorer la qualité du mémoire.

Je tiens à remercier ma famille, mes amis, ainsi que toutes les personnes qui ont contribué de loin ou de près à ma réussite.

# Table des matières

LISTE DES TABLEAUX.....	5
LISTE DES FIGURES .....	6
INTRODUCTION .....	7
<b>PARTIE I : CONTEXTE THEORIQUE .....</b>	<b>11</b>
<b>CHAPITRE 1 - GÉNÉRALITÉ SUR LA POLITIQUE BUDGÉTAIRE.....</b>	<b>11</b>
1.1    LES EFFETS DE LA POLITIQUE BUDGÉTAIRE : APPROCHE KEYNÉSIIENNE ET NÉOCLASSIQUE.....	11
1.1.1    Les keynésiens et l'efficacité de la politique budgétaire .....	12
1.1.2    Les néoclassiques et l'inefficacité de la politique budgétaire .....	14
1.2    LES MULTIPLICATEURS BUDGÉTAIRES .....	15
1.    Présentation des multiplicateurs.....	15
2.    L'évolution des multiplicateurs .....	16
<b>CHAPITRE 2 - REVUE DE LA LITTÉRATURE .....</b>	<b>17</b>
<b>CHAPITRE 3 - LES DIFFÉRENTES APPROCHES POUR MESURER LES     MULTIPLICATEURS BUDGÉTAIRES .....</b>	<b>24</b>
3.1    VECTEUR AUTO REGRESSIF STRUCTUREL (VARs).....	24
3.1.1    Présentation du modèle .....	24
3.1.2    Méthodes d'estimation.....	25
3.1.3    Réponses impulsionnelles .....	27
3.2    Les méthodes d'identification .....	27
2.1    VARs AVEC DES RESTRICTIONS SUR LES SIGNES.....	29
2.2    L'APPROCHE NARRATIVE.....	30
<b>PARTIE II : ÉTUDE ÉCONOMETRIQUE .....</b>	<b>31</b>
<b>CHAPITRE 1 - MÉTHODOLOGIE DE RECHERCHE .....</b>	<b>33</b>
1.1    PRÉSENTATION DES VARIABLES ÉCONOMIQUES ET STATISTIQUES DESCRIPTIVES.....	33
1.1.1    Présentation des données.....	33
1.1.2    Analyse descriptive .....	34
2.1    LES MODÈLES DE BASE VAR ET VARX.....	36
<b>CHAPITRE 2 – RÉSULTATS DU MODÈLE 1 .....</b>	<b>38</b>
2.1    ÉTUDES PRÉLIMINAIRES .....	38
2.1.1    Stationnarité .....	38
2.1.2    Test de cointégration.....	39

2.2	ÉLABORATION D'UN MODÈLE VAR STRUCTUREL .....	40
2.2.1	<b>Identification d'un modèle VAR structurel</b> .....	40
2.2.2	<b>Estimation des élasticités instantanées d'un VAR structurel</b> .....	42
2.3	CHOCs BUDGÉTAIRES ET IMPACT DYNAMIQUE SUR L'ACTIVITÉ ÉCONOMIQUE.....	44
2.3.1	<b>L'impact d'un choc de dépenses publiques</b> .....	45
2.3.2	<b>L'impact d'un choc de taxes</b> .....	46
2.4	DÉCOMPOSITION DE LA VARIANCE.....	48
2.5	TESTS DE ROBUSTESSE DU VAR .....	49
	<b>CHAPITRE 3 – RÉSULTATS DES MODÈLES WUI &amp; VIX</b> .....	53
3.1	ÉTUDES PRÉLIMINAIRES .....	53
3.1.1	<b>Stationnarité et retard optimal</b> .....	53
3.1.2	<b>Test de cointégration</b> .....	54
3.2	ÉLABORATION DU MODÈLE VARX STRUCTUREL.....	55
3.2.1	<b>Identification du modèle VARX structurel (WUI)</b> .....	55
3.3	CHOCs BUDGÉTAIRES ET IMPACT DYNAMIQUE .....	56
3.3.1	<b>L'impact d'un choc des dépenses publiques</b> .....	56
3.3.2	<b>L'impact d'un choc de taxes</b> .....	58
3.4	TESTS DE ROBUSTESSE DU VARX .....	60
3.5	ÉTUDE DE SENSIBILITÉ DU MODÈLE SVARX (VIX).....	63
3.5.1	<b>Identification et estimation du modèle SVARX (VIX)</b> .....	63
3.5.2	<b>Chocs budgétaires et impacts dynamiques</b> .....	64
	<b>CONCLUSION</b> .....	67
	<b>RÉFÉRENCES</b> .....	69

## LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1: L'impact d'un choc budgétaire sur l'activité économique ...	23
Tableau 2: Description des variables .....	34
Tableau 3: Statistiques descriptives .....	35
Tableau 4: Tableau des corrélations.....	35
Tableau 5: Autocorrélations.....	35
Tableau 6: Test de stationnarité .....	38
Tableau 7: Critère d'information AIC .....	39
Tableau 8: Nombre de relations de cointégration .....	40
Tableau 9: Multiplicateur des dépenses publiques .....	46
Tableau 10: Multiplicateur des taxes .....	48
Tableau 11: Décomposition de la variance LY.....	48
Tableau 12: Test LM d'autocorrélation .....	51
Tableau 13: Test d'hétéroscédasticité.....	52
Tableau 14: Test de stationnarité .....	53
Tableau 15: Retard optimal.....	54
Tableau 16: Nombre de relations de cointégration.....	55
Tableau 17: Estimation des élasticités instantanées .....	56
Tableau 18: Multiplicateurs des dépenses publiques.....	58
Tableau 19: Multiplicateurs des taxes.....	59
Tableau 20: Test d'hétéroscédasticité.....	61
Tableau 21: Test LM d'autocorrélation .....	62
Tableau 22: Test de causalité de Granger .....	63
Tableau 23: Estimation des élasticités instantanées .....	64
Tableau 24: Multiplicateurs des dépenses publiques.....	65

## LISTE DES FIGURES

Figure 1: Évolution du VIX et WUI .....	32
Figure 2 : Réponses dynamiques d'un choc de dépenses publiques.....	45
Figure 3 : Réponses dynamiques d'un choc de taxes.....	47
Figure 4 : Décomposition de la variance LY .....	49
Figure 5 : Test de la racine unitaire.....	50
Figure 6 : Test d'autocorrélation.....	51
Figure 7: Réponses dynamiques d'un choc de dépenses publiques.....	57
Figure 8: Réponses dynamiques de taxes .....	59
Figure 9: Test de la racine unitaire.....	60
Figure 10: Test d'autocorrélation .....	61
Figure 11: Réponses dynamiques d'un choc de dépenses publiques.....	65
Figure 12: Réponses dynamiques d'un choc de taxes.....	66

## **INTRODUCTION**

Le concept de la politique budgétaire au sens actuel n'a vu le jour qu'à partir de 1936 avec J. M. Keynes (1883-1946) et son célèbre livre « théorie générale de l'emploi, de la monnaie et de l'intérêt ».

Les définitions de la politique budgétaire sont nombreuses, selon J. Saint-Geours (1973) : « on doit entendre par politique budgétaire une action des pouvoirs politiques centraux, consciente, cohérente et finalisée, s'exerçant dans le domaine de l'économie, c'est à dire portant sur ce qui touche à la production, à l'échange, à la consommation des biens et services et la constitution du capital ».

D'une manière générale, nous pouvons définir la politique budgétaire comme étant l'ensemble des ressources financières mis en place par l'État pour parvenir aux objectifs liés à l'amélioration de la situation économique et sociale du pays.

L'intervention de l'État dans la sphère économique est nécessaire pour assurer l'équité, la justice et la cohésion sociale, ainsi que pour instaurer un équilibre au niveau du marché.

L'intervention se fait par le biais de deux instruments essentiels, les dépenses publiques et les recettes fiscales. Ces dernières s'appuient sur le budget de l'état. Il faut souligner que l'intervention de l'État pour relancer l'économie est une question controversée au niveau du fond et de la forme. Cette divergence est due essentiellement à la conception de chaque école de pensée.

### **Problématique**

Depuis la dernière crise financière de 2008, la question de l'impact macroéconomique et financier de la politique budgétaire a fait l'objet d'une attention particulière de la part des économistes ainsi que des décideurs politiques, notamment dans un contexte qui se caractérise par une trappe de liquidité, c'est-à-dire que le taux d'intérêt est indépendant de la variation de l'offre de la monnaie. Par conséquent, la marge de manœuvre des banques centrales pour stimuler l'économie est devenue limitée. Ainsi,



la politique budgétaire devient l'instrument du dernier recours pour influencer la conjoncture macroéconomique, c'est-à-dire que la politique budgétaire devient l'outil ayant comme une finalité ultime d'atténuer les chocs exogènes, à savoir les crises économiques externes et internes.

Dans ces circonstances, l'ensemble des actions menées par les gouvernements sont élaborées par le biais de la politique budgétaire, et plus précisément les investissements publics. À titre d'exemple, on trouve le programme de relance *The American Recovery and Reinvestment Act (2009)*.

Toutefois, les prédictions des différentes théories quant aux effets macroéconomiques et financiers de la politique budgétaire sont divergentes. Par ailleurs, les études empiriques n'ont pas permis de trancher face à ce débat. En effet, les résultats empiriques quant à l'étendu et la significativité des multiplicateurs budgétaires dépendent étroitement de la manière selon laquelle les chocs budgétaires sont identifiés.

Parallèlement à ce débat empirique, des études récentes soulignent que l'ampleur et la significativité des multiplicateurs budgétaires varient substantiellement en fonction de l'état de l'économie. Alloza (2017) montre que la politique budgétaire a plus d'effet sur l'activité économique pendant les phases expansionnistes relativement aux épisodes récessionnistes. De plus, les multiplicateurs budgétaires sont plus importants pendant les périodes de basse volatilité comparativement aux périodes où cette dernière est amplifiée. En revanche, Auerbach et Gorodnichenko (2012) ont trouvé que la politique budgétaire est plus efficace durant les périodes plutôt volatils qu'expansionnistes.

Bien que les pays émergents soient sujets à plus de volatilité économique par rapport aux économies avancées, aux meilleures de nos connaissances, aucune étude ne s'est intéressée à l'impact de la volatilité sur les multiplicateurs budgétaires dans ces pays.

Le but de ce mémoire consiste à quantifier les effets de la politique budgétaire pour l'économie tunisienne, soit un prototype de petite économie ouverte et émergente qui,

depuis la révolution démocratique de 2011, a subi plusieurs chocs qui ont contribué à l'amplification de la volatilité économique de ce pays.

### **Objectifs de recherche**

Notre principale contribution est d'étudier comment l'activité économique réagit dans les conditions normales et dans les conditions de forte volatilité économique, et comment cette volatilité affecte les multiplicateurs budgétaires.

Pour atteindre ces objectifs, trois modèles seront examinés. Dans le premier modèle, nous calculons les multiplicateurs budgétaires standard et examinons les effets de la politique budgétaire sur les performances économiques. Dans le second modèle, nous étudions comment l'intensité des multiplicateurs est affectée lorsque nous contrôlons les effets de l'interaction de l'indice de l'incertitude (WUI) avec les chocs de politique fiscale, et en dernier lieu on va élaborer un troisième modèle pour valider les résultats du modèle 2, tout en utilisant un autre indice d'incertitude qui est le VIX, on parle ici d'une étude de sensibilité.

Plus spécifiquement, ces trois modèles cherchent à apporter une réponse aux questions suivantes :

Q1 : Comment la volatilité affecte-t-elle l'efficacité de la politique budgétaire ?

Q2 : Les effets macroéconomiques de la politique budgétaire sont-ils différents dans le cas d'une économie émergente (la Tunisie) comparativement aux économies avancées ?

Q3 : Comment la volatilité économique et financière affecte-t-elle la transmission de la politique budgétaire ?

Q4 : Quels sont les effets réels d'une politique budgétaire ?

Ces questions sont au cœur de la théorie économique. Toutefois, les réponses ne sont pas convergentes, surtout lorsque la volatilité et l'incertitude, qui découlent de crises internationales ou de l'instabilité politique, sont pris en considération.

### **Une esquisse sur la méthodologie**

La divergence des résultats empiriques est dû essentiellement aux différentes méthodes empiriques utilisées. Dans ce travail, nous avons opté pour un modèle vecteur autorégressif structurel sous un angle éclectique, c'est-à-dire que différentes méthodes d'identification seront adoptées pour fournir une conclusion précise sur l'efficacité de la politique budgétaire durant les périodes de volatilité.

### **Plan de recherche**

Ce travail de recherche comportera deux parties. La première partie présente les fondements théoriques des effets de la politique budgétaire sur l'économie, suivie par une présentation des méthodes économétriques utilisées dans ce domaine. Finalement, nous complétons ces fondements théoriques par un recensement de la littérature relative à nos questions de recherche. La deuxième partie du travail porte sur une étude économétrique de l'impact de la volatilité sur les multiplicateurs budgétaires, où deux modèles seront estimés. Le premier modèle vise à démontrer l'importance d'un choc budgétaire sur l'activité économique. Le deuxième et le troisième modèle sont utilisés pour mesurer l'impact d'un choc budgétaire dans un environnement volatile sur l'activité économique.

## **PARTIE I : CONTEXTE THEORIQUE**

La présente partie est subdivisée en 3 chapitres. D'abord, nous faisons une recension des théories antérieures ayant abordé l'impact des politiques budgétaires sur l'économie. Ensuite, nous présentons une revue de littérature portant sur les résultats empiriques en lien avec cet impact. Finalement, nous discutons l'ensemble des méthodes économétriques utilisées pour modéliser les effets macroéconomiques de la politique budgétaire.

### **CHAPITRE 1 - GÉNÉRALITÉ SUR LA POLITIQUE BUDGÉTAIRE**

La politique budgétaire fait partie des politiques économiques les plus importantes et les plus controversées au niveau de la macroéconomie. La présente section expose les principaux courants controversés de la pensée économique ainsi qu'une présentation des multiplicateurs budgétaires reliés aux effets de la politique budgétaire sur l'activité économique.

#### **1.1 LES EFFETS DE LA POLITIQUE BUDGÉTAIRE : APPROCHE KEYNÉSIIENNE ET NÉOCLASSIQUE**

Les instruments de la politique budgétaire, à savoir les dépenses publiques et les recettes fiscales, étaient initialement utilisés après la grande dépression de 1929 afin de stabiliser l'économie. Cependant, l'efficacité de ces interventions ne fait pas l'unanimité entre les écoles de pensée économique. Dans les sous-sections suivantes, deux approches opposées seront traitées, celle des keynésiens et des néoclassiques.

### 1.1.1 Les keynésiens et l'efficacité de la politique budgétaire

La théorie keynésienne a proposé des solutions aux problèmes économiques liés au taux de chômage élevé dû à la crise de 1929. Les travaux de Keynes ont mis en évidence la possibilité d'améliorer la situation économique par le biais des ajustements au niveau des dépenses publiques et des recettes fiscales.

Keynes a suggéré que, durant les périodes de sous-emploi, les gouvernements peuvent stimuler l'activité économique par le biais des déficits budgétaires. En revanche, durant les périodes de boom économique, les gouvernements doivent réduire le déficit budgétaire.

Toujours selon Keynes, pendant les périodes de récession, les gouvernements doivent agir sur deux instruments majeurs afin de maintenir une économie forte et un taux d'emploi élevé. Tout d'abord, il faut réduire le taux d'imposition pour stimuler la demande globale. Quant au deuxième instrument, il s'agit de déclencher un déficit budgétaire pour relancer et amplifier les investissements publics pour ainsi réduire le taux de chômage. L'idée derrière ce concept est que l'économie n'a pas besoin d'avoir un solde budgétaire toujours en équilibre, puisqu'un déséquilibre économique pourrait être compensé par un excédent futur qui découlerait de la relance économique future espérée suite à la mise en place des mesures budgétaires expansionniste.

Il faut souligner qu'une relance économique par le biais d'un déficit budgétaire prend généralement deux formes, à savoir :

- Augmenter les dépenses publiques et garder le niveau des recettes fiscales inchangé. Cette situation est connue sous l'appellation *déficit par le haut*.
- Diminuer les impôts pour un niveau des dépenses publiques inchangé. Cette situation fait référence à ce qu'on appelle *déficit par le bas*.

Il faut également souligner qu'une expansion budgétaire financée par un déficit par le haut est plus avantageuse qu'une relance par le bas, car la première méthode produit des effets immédiats, tandis que les effets d'une baisse des taux d'imposition se matérialisent avec un certain délai.

Selon la théorie keynésienne, l'État est un acteur majeur dans la sphère économique via son instrument *budget*. À travers ce dernier, le gouvernement peut intervenir dans l'économie nationale pour créer de la richesse sans vraiment toucher aux investissements privés.

Keynes a considéré le budget de l'État comme un effet de levier économique qui a la capacité de rééquilibrer la situation économique en cas de crise. Ainsi, l'intervention de l'État dans différents secteurs donnera lieu à une amélioration de leurs capacités de production de la richesse. Certes, une telle intervention aboutira à une augmentation des dépenses publiques, mais elle sera également accompagnée d'une croissance économique plus que proportionnelle.

Le lien entre les dépenses publiques et la croissance économique a abouti à la naissance d'une loi économique intitulée *la loi de Wagner par Adolph Wagner en 1863*. Les fondamentaux de cette loi se reposent sur l'idée suivante : « *plus la société se civilise, plus l'État est dispendieux* », autrement dit, la sensibilité des dépenses publiques vis-à-vis le PIB réel est supérieur à l'unité.

La théorie des finances publiques stipule que l'objectif de l'État se résume en trois fonctions principales : la fonction d'allocation, de redistribution, et de stabilisation. Chaque fonction à ses propres spécificités que l'on va aborder dans les paragraphes suivants.

La fonction d'allocation : l'État est dans l'obligation d'intervenir sur les allocations pour atteindre les objectifs économiques et sociaux qui sont censés être meilleurs que ceux du marché.

La fonction de redistribution : l'État doit assurer une répartition équitable de la richesse entre les différentes entités de la société, et ce afin d'assurer une justice sociale.

La fonction de stabilisation : l'État doit assurer une croissance économique continue, sans déclencher un déséquilibre au niveau de l'emploi ou provoquer de l'inflation.

L'évolution de la théorie économique à travers le temps nous a donné un élargissement au niveau des fonctions de l'État, mais aussi une complexité d'application qui est due

aux caractéristiques économiques du pays. Dans un pays développé, l'État n'est pas obligé d'intervenir avec la même intensité que dans un pays en voie de développement, car ce dernier se caractérise par un secteur privé à faible initiative, c'est-à-dire que le secteur privé est un faible contribuable dans la croissance économique, et finalement un marché financier moins structuré par rapport aux pays développés.

Il faut souligner que l'élaboration de la politique budgétaire se fait en fonction des orientations économiques et sociales d'un pays. Cette orientation doit être claire, cohérente et précise, ainsi donc, une fois ces éléments sont réunis et correctement conçus, nous pouvons recourir aux instruments de la politique économique. Ces derniers sont capables d'amener l'économie vers son plein potentiel de croissance.

### **1.1.2 Les néoclassiques et l'inefficacité de la politique budgétaire**

Pour les néoclassiques, l'État ne doit pas intervenir dans le marché même dans les périodes de crise. Son rôle se limite uniquement à l'arbitrage pour assurer le libre jeu de concurrence, ce que nous appelons un « *état gendarme* ». Seul le marché doit assurer le retour à l'équilibre. Il faut souligner, d'ailleurs, que l'approche néoclassique est fortement inspirée des idées d'Adam Smith. Nous parlons alors du concept de *la main invisible*.

Selon Barro et Redlick (2011), l'intervention de l'État à travers les dépenses publiques ou les impôts ne mène l'économie nulle part. Pour lui, tous ces instruments créent des effets d'éviction, c'est-à-dire que toute intervention de l'État sur l'activité économique donnera lieu à un évincement de l'amélioration du secteur privé.

Selon les néolibéraux, si l'intervention de l'État est financée par des emprunts, il y aura une éviction par les taux d'intérêt, chose qui va nuire au marché financier et le niveau de la dette dans le secteur privé. Dans le cas d'une intervention par le biais de la création monétaire, nous assisterons à une éviction par l'épargne, c'est-à-dire que le taux d'épargne des agents économiques augmente, parce qu'il y a une incertitude sur la situation économique future.

Les monétaristes partagent les mêmes idées que les néoclassiques sur l'inefficacité des interventions gouvernementales. Ils considèrent qu'une intervention budgétaire n'a

aucun effet sur l'activité économique du pays, car le modèle keynésien n'a pas pris en considération les facteurs de transmission monétaire.

Le modèle keynésien est considéré parmi les modèles les plus précis en termes d'évaluation de l'efficacité de l'intervention de l'État sur le PIB d'un pays. Cette évaluation se fait par le biais des multiplicateurs budgétaires. Pour cela, il est nécessaire d'expliquer la notion des multiplicateurs et leurs méthodes de calcul.

## 1.2 LES MULTIPLICATEURS BUDGÉTAIRES

La question des multiplicateurs budgétaires a pris une importance accrue à la suite de la crise financière de 2008, au cours de laquelle la politique monétaire et la politique budgétaire non discrétionnaire se sont révélées insuffisantes pour enrayer la chute brutale des revenus et de l'emploi. La sous-section suivante présente une définition du concept des multiplicateurs et un bref survol des différentes méthodes de calcul.

### 1. Présentation des multiplicateurs

Le concept en question se définit comme étant la variation du PIB réel suite un changement au niveau d'un ou de plusieurs instruments de la politique budgétaire comme les dépenses publiques, les transferts ou les taxes. Autrement dit, les multiplicateurs budgétaires déterminent l'impact d'un changement exogène d'une variable budgétaire, par exemple la variation des dépenses publiques, sur le revenu national.

Pour simplifier les choses, nous pouvons écrire la formule des multiplicateurs budgétaires sous la forme suivante :

$$K_t = \Delta Y_t / \Delta G_t$$

**Y** représente le PIB réel, et **G** correspond à l'un des instruments de la politique budgétaire, soit les dépenses publiques ou les recettes fiscales.



Les multiplicateurs budgétaires peuvent être écrits sous une forme cumulative, mesurée comme la réponse des variations cumulées du PIB réel aux variations cumulées des dépenses publiques sur une période donnée.

$$K_t = \frac{\sum_{j=0}^t \Delta Y_{t+j}}{\sum_{j=0}^t \Delta G_{t+j}}$$

Le calcul des multiplicateurs peut être fait par le biais de plusieurs méthodes et modèles. Dans la prochaine section, nous allons faire un survol des principales théories évoquant ce sujet.

## **2. L'évolution des multiplicateurs**

John Hicks (1937) a effectué une relecture de la théorie keynésienne en donnant naissance à son célèbre modèle IS-LM, qui est un cadre macroéconomique privilégié de l'analyse de la politique économique. Ce modèle considère les multiplicateurs budgétaires comme étant la procréation du processus de la demande. Les multiplicateurs générés par ce mécanisme sont supérieurs à 1.

Ce modèle a subi une amélioration par l'ajout de la fonction d'équilibre de la balance des paiements (BP) pour prendre en compte de l'ouverture économique des pays dans un contexte de régime de change flottant. Ainsi, le modèle IS-LM-BP a tendance à montrer que, dans la nouvelle situation caractérisée par la libéralisation des échanges extérieurs, la politique budgétaire perdait son efficacité, contrairement à l'enseignement central de la théorie générale de Keynes. Le courant monétariste a abandonné le modèle IS-LM au détriment d'un modèle d'équilibre général.

Les modèles de l'approche du cycle économique réel (RBC) et les néoclassiques peuvent être considérés comme des versions progressive par rapport à des modèles de l'approche classique. Nous parlons essentiellement du modèle DSGE (Dynamic Stochastic General Equilibrium). L'une des caractéristiques de ce type de modèle est l'incorporation des fondements microéconomiques dans un cadre intertemporel où les prix sont flexibles.

Ces modèles se caractérisent par des agents à durée de vie infinie et sans rigidité nominale, donc les impôts n'ont aucun impact sur la valeur actuelle nette du revenu.

Par conséquent, les réductions d'impôts n'ont aucun impact sur la consommation, donc sur le revenu. Cette prédiction traduit le concept de l'équivalence ricardienne (Barro, 1974).

Selon Gechert et Will (2012), dans un environnement économique où l'équivalence ricardienne est validée, les multiplicateurs budgétaires peuvent être inférieurs à 1, uniquement dans le cas où il y'a une augmentation du taux d'intérêt directeur.

Briotti (2005) stipule que, lorsque certains mécanismes sont pris en compte, par exemple l'existence des primes de risque sur les taux d'intérêt dans des contextes de dette publique élevée, les modèles DSGE peuvent générer des multiplicateurs budgétaires inférieures à l'unité, et par conséquent, on assiste à la naissance des effets anti-keynésiens.

Sur le plan empirique, les approches économétriques utilisées pour le calcul des multiplicateurs budgétaires sont nombreuses. Il s'avère donc important de faire une présentation sur ces approches, qui seront discutées dans le chapitre 3.

## **CHAPITRE 2 - REVUE DE LA LITTÉRATURE**

La littérature sur l'efficacité de la politique budgétaire durant les périodes normales ou de forte volatilité est très variée. Les résultats trouvés ne convergent pas, d'une part il y a les travaux classiques de Blanchard & Perroti (2002), Ramey (2011) et Barro et Redlick (2011) ...etc. Ces travaux se sont concentrés sur les effets linéaires de la politique budgétaire dont la conclusion de ces recherches est que les dépenses publiques stimulent l'activité économique indépendamment des périodes expansionnistes ou volatiles. D'autre part, un courant de recherche empirique qui suggère l'effet inverse : les réductions des dépenses publiques ont des effets expansionnistes dans les conditions de volatilité et d'incertitude, comme le montrent les travaux de Alloza (2018), Alesina et Ardagna (2013) et Bognanni (2012). La divergence des résultats trouvés est attribuée essentiellement aux modèles utilisés, aux périodes d'études et la particularité de chaque économie.

Les résultats de Blanchard et Perotti (2002) montrent que les chocs des dépenses ont un impact positif sur le PIB réel, néanmoins, ils ont constaté que les chocs des dépenses publiques ont des effets positifs et négatifs à la fois sur la consommation, l'impôt et le commerce international.

Perotti (2005) étend l'étude de Blanchard et Perotti (2002) à l'ensemble des pays de l'Organisation de Coopération et Développement Économique (OCDE). Il documente des résultats différents pour chaque pays. Ces résultats indiquent que le multiplicateur budgétaire est faible (inférieur à 1 pour tous les pays à l'exception des États Unis).

Montford et Uhlig (2009) ont proposé une nouvelle approche pour analyser les effets de la politique fiscale, et ce en utilisant des vecteurs autorégressifs avec des restrictions sur les signes pour identifier un choc de recettes fiscale et un choc de dépenses publiques, tout en contrôlant pour le choc du cycle économique et le choc de la politique monétaire. Leur travail prend explicitement en compte la possibilité d'effets d'annonce, c'est-à-dire qu'un choc de politique budgétaire actuel modifie les variables de politique budgétaire dans le futur, mais pas dans le présent. Ils ont construit des réponses impulsionnelles à trois combinaisons linéaires de ces chocs budgétaires.

L'application de cette méthode a porté sur des données trimestrielles américaines allant de 1955 à 2000. Les résultats trouvés montrent que les réductions d'impôts financées par le déficit sont les plus efficaces parmi les trois scénarios pour stimuler le PIB réel, avec un multiplicateur budgétaire maximal cumulé qui se chiffre à cinq.

Selon Auerbach et Gorodnichenko (2012), la politique budgétaire américaine étant considérablement plus efficace dans les récessions que dans les expansions. Ils documentent que le contrôle des composantes prévisibles des chocs fiscaux tend à augmenter la taille des multiplicateurs en période de récession. Dans une autre étude, Auerbach et Gorodnichenko (2013) ont étendu leurs analyses de 2012 de trois façons importantes. Premièrement, ils considèrent un plus grand nombre de pays de l'OCDE. Deuxièmement, ils adaptent la méthodologie empirique pour utiliser des projections directes plutôt que l'approche SVAR pour estimer les multiplicateurs. Cette

modification permet d'économiser sur les degrés de liberté et assouplir les hypothèses sur les fonctions de réponses impulsionnelles imposées par la méthode SVAR. Troisièmement, ils s'intéressent à un plus grand nombre d'agrégats relatifs à la mesure de l'activité économique. Les résultats trouvés confirment ceux de leur étude de 2012. En particulier, les multiplicateurs budgétaires sont plus importants en cas de récession. De plus, le contrôle des prévisions en temps réel des dépenses publiques tend à augmenter les multiplicateurs budgétaires en cas de récession.

Bognanni (2012) conclut à des résultats empiriques opposés à ceux des travaux de Mittnik et Semmler (2012) et Auerbach et Gorodnichenko (2012). Selon lui, durant les périodes de récession, les multiplicateurs budgétaires sont plus petits. Ce résultat est obtenu par le biais de l'utilisation d'un modèle VAR avec un changement de régime où la probabilité d'une récession est estimée période par période.

Mittnik et Semmler (2012) ont utilisé deux versions modifiées du modèle VAR, à savoir un modèle ST-VAR (Smooth Transition in Vecteur Auto Regressive) et un modèle FAVAR (Factor Augmented VAR analysis). En se servant des données relatives à plusieurs pays de l'OCDE, les résultats de ces études suggèrent que le multiplicateur budgétaire est beaucoup plus élevé dans un régime de faible activité économique (récession) que dans un régime d'activité élevée (expansion).

Ramey et Zubairy (2018), à travers une nouvelle méthode d'estimation basée sur l'utilisation des projections locales et appliquée à des données historiques, concluent qu'il n'y a pas de différence significative dans la réponse du PIB réel à un choc budgétaire, et ce selon qu'il s'agit d'une période de boom économique ou de récession.

Romer et Romer (2010) a également utilisé des méthodes narratives pour évaluer l'impact du choc fiscal sur le PIB réel américain. Leurs résultats ont montré que l'augmentation de 1% au niveau des taxes réduit la production de 3%.

Alesina et Ardagna (2013) montrent que les ajustements basés sur les dépenses publiques sont ceux qui ont le plus de chances d'entraîner une réduction permanente du ratio Dette/PIB. En outre, ils sont associés à des récessions moins importantes que les ajustements fondés sur les impôts. La composante de la demande privée qui semble réagir plus positivement à un ajustement basé sur les dépenses publiques est

l'investissement privé. Les réductions des dépenses publiques ont un effet plus faible ou nul sur la croissance économique comparativement aux réductions des investissements privés. Les effets négatifs de la baisse des dépenses publiques sur l'activité économique peuvent être éliminés à travers des politiques de croissance telles que la libéralisation du marché du travail et des biens et services.

Corsetti et al. (2012) suggèrent que la santé des finances publiques pourrait non seulement affecter l'ampleur, mais aussi le signe de la réponse de la production aux dépenses publiques. En cas de récession, dans une économie où le niveau d'endettement est élevé et où la portée de la politique monétaire est limitée (par exemple en raison de la borne inférieure zéro), une augmentation des dépenses publiques peut accroître la probabilité d'un défaut de paiement et faire baisser la demande globale. Dans certaines conditions, le multiplicateur budgétaire peut passer du positif à zéro, voire même devenir négatif.

Alloza (2018) traite le lien entre les multiplicateurs budgétaires et la volatilité. Il vérifie l'hypothèse selon laquelle l'incertitude et la forte volatilité affectent l'efficacité des dépenses publiques. Selon l'auteur, il n'y a pas de consensus sur l'efficacité de la politique budgétaire durant les périodes de forte ou faible volatilité. La divergence des résultats peut être attribuée à plusieurs facteurs, dont le plus pertinent est celui de la disparité au niveau de l'identification des chocs des dépenses publiques. Dans son travail, l'auteur utilise deux méthodes pour examiner cette efficacité, à savoir l'approche SVAR et l'approche narrative avec des projections locales. Les résultats obtenus corroborent avec plusieurs travaux tels que ceux de Corsetti et al. (2012), Alesina et Ardagna (2013), et Bognanni (2012). En effet, l'impact des chocs des dépenses publiques sur l'activité économique est positif pendant les périodes de faible volatilité et négatif durant les périodes de forte volatilité.

Combes et al. (2014) s'intéressent au contexte de plusieurs pays européens ayant adoptés des programmes de relance budgétaire. Cette recherche se penche sur deux volets. D'une part, une analyse systématique des multiplicateurs budgétaire, et, d'autre part, la conformité de la valeur de ces multiplicateurs avec les prédictions keynésiennes. Afin de répondre à ces questions, les auteurs ont utilisé un modèle de

PVAR (Panel VAR). Les principaux résultats indiquent une valeur des multiplicateurs budgétaires qui sont supérieurs à 1.5, ce qui est tout à fait conforme aux enseignements de l'école keynésienne.

Dabiré et al. (2021) ont examiné l'efficacité de la politique budgétaire en contexte de post Covid-19, et ce en utilisant un modèle VAR avec des restrictions de signes. Les résultats de l'étude montrent des multiplicateurs budgétaires d'une valeur de deux à court terme et au-dessus de 3.5 pour un horizon de long terme. De plus, il découle de cette étude que les dépenses d'investissement sont le meilleur moyen pour relancer l'économie.

La littérature empirique documente aussi que les multiplicateurs budgétaires ne dépendent pas uniquement des périodes de volatilité ou de boom, mais aussi de la prise en compte de certains facteurs macroéconomiques. Dans les prochains paragraphes, on va aborder certains travaux qui ont traité de la liaison entre l'efficacité de la politique budgétaire et certains agrégats macroéconomiques.

Priftis et Zimic (2018) vérifient si les multiplicateurs budgétaires varient en fonction de la manière selon laquelle la dette publique est financée. Ils distinguent entre les sources de financement internes et externes. Suite à l'estimation d'un modèle SVAR, appliqué sur des données de panel relatives à 33 pays et où les chocs budgétaires sont identifiés en utilisant des restrictions de signes, les auteurs concluent que les dépenses publiques ont des effets multiplicateurs plus importants quand elles sont financées par le biais de l'émission des titres de créance à des investisseurs étrangers (non-résidents) plutôt qu'à des investisseurs nationaux (résidents).

Ilzetzki, Mendoza et Vegh (2013), en estimant un modèle SVAR appliqué à un panel de 44 pays, aboutissent à la conclusion selon laquelle les multiplicateurs budgétaires diffèrent d'un pays à l'autre, et ce dépendamment de plusieurs caractéristiques d'ordre institutionnel ou économique telles que la gouvernance, le niveau de développement économique, le régime de change et le degré d'ouverture commerciale et financière. Dans la même veine, Basso et Rachedi (2018) soulignent l'importance de la croissance démographique dans la transmission des chocs de dépenses publiques. Parallèlement,

Cacciatore et Traum (2022) montrent que l'efficacité de la politique budgétaire est étroitement liée à l'ouverture commerciale, et ce indépendamment de la dynamique de la balance commerciale. Autrement dit, les liens commerciaux renforcent les effets d'une politique budgétaire expansionniste des dépenses.

Le tableau 1 suivant présente une récapitulation des différents travaux cités précédemment :

**Tableau 1: l'impact d'un choc budgétaire sur l'activité économique**

Auteurs	Pays	Approche économétrique	Résultats
Blanchard et Perotti (2002)	États-Unis	SVAR	Les dépenses publiques ont un impact positif sur l'activité économique. Les multiplicateurs budgétaires (MB) sont supérieurs à un.
Perotti (2005)	OCDE	SVAR	L'évolution de PIB face aux chocs des dépenses publiques est faible (les MB sont inférieurs à l'unité)
Olivier et Elie (2005)	France	SVAR	Un choc de dépenses publiques exerce un impact positif sur l'activité économique. Le MB s'élève à 1.4. En revanche, un choc des recettes fiscales entraîne un effet négatif sur le PIB réel.
Montford et Uhlig (2009)	États-Unis	SVAR avec restrictions sur les signes	Une réduction d'impôts donne lieu à une augmentation plus que proportionnelle de l'activité économique.
Romer et Romer (2010)	États-Unis	Approche narrative	Les réductions de taxes stimulent significativement l'activité économique.
Auerbach et Gorodnichenko (2012)	États-Unis	VAR avec projection locale	Les MB sont considérablement larges durant les périodes de récession que pendant les périodes d'expansion.
Mittnik et Semmler (2012)	OCDE	STVAR et MRVAR	Le MB est beaucoup plus élevé dans un régime de faible activité économique (récession) que dans un régime d'activité élevée (expansion).
Auerbach et Gorodnichenko (2013)	OCDE	VAR avec projection locale	Les MB sont considérablement larges durant les périodes de récession que pendant les périodes d'expansion.
Bognanni (2013)	Espagne	Markov Switching VAR	Pendant les périodes de récession, les MB sont inférieurs à l'unité.
Ilzetzki, Mendoza et Vegh (2013)	44 pays	PSVAR	Le niveau des multiplicateurs dépend de plusieurs facteurs d'ordre institutionnel et économique
Combes et al. (2014)	Union européenne	PVAR	Résultat indique une valeur des multiplicateur budgétaires supérieurs à 1.5
Alloza (2018)	États-Unis	SVAR et approche narrative	L'impact des dépenses publiques est positif pendant les périodes de faible volatilité et négatif durant les périodes de forte volatilité et de récession.
Priftis et Zimic (2018)	33 pays	PSVAR	Les dépenses publiques ont des effets multiplicateurs plus importants quand elles sont financées par la vente des titres de créance à des investisseurs étrangers (non-résidents) plutôt qu'à des investisseurs nationaux (résidents).
Ramey et Zubairy (2018)	États-Unis	Approche narrative	Résultats similaires à ceux de Blanchard et Perotti (2002).
Dabiré et al. (2021)	Canada (Québec)	SVAR avec restrictions sur les signes	Les dépenses d'investissement est le meilleur moyen pour relancer l'économie. Le multiplicateur et supérieur à 2 unités à court terme



## **CHAPITRE 3 - LES DIFFÉRENTES APPROCHES POUR MESURER LES MULTIPLICATEURS BUDGÉTAIRES**

En vue d'examiner les effets de la politique budgétaire sur l'économie, il est primordial de déterminer les différentes méthodes de calcul des multiplicateurs budgétaires. L'évaluation des multiplicateurs budgétaires permet d'estimer économiquement la réaction de l'activité économique en réponse à des chocs budgétaires, c'est-à-dire quantifier la réponse de l'activité économique aux variations des dépenses publiques et/ou des revenus du gouvernement.

Dans les sections suivantes, nous présentons les principales techniques utilisées pour mesurer les multiplicateurs budgétaires.

### **3.1 VECTEUR AUTO REGRESSIF STRUCTUREL (VARs)**

À partir des années 80, les modèles VARs sont de plus en plus utilisés dans l'analyse empirique. Ils sont faciles à utiliser, et souvent plus performants en termes de prédictions comparativement aux modèles simultanés complexes. Ces derniers correspondent à des modèles linéaires à multiples équations et variables.

Afin de donner une présentation claire et détaillée sur les modèles VARs, on va découper cette section en quatre sous-sections, à savoir : la présentation du modèle, l'estimation, l'identification et les fonctions de réponses dynamiques.

#### **3.1.1 Présentation du modèle**

Les modèles (VARs) utilisent des restrictions imposées par la théorie économique pour identifier un système, c'est-à-dire que, à partir d'une forme réduite d'un choc, on peut obtenir une fonction d'interprétation économique qui est communément intitulée la réponse impulsionnelle.

Pour commencer, considérons que le modèle VAR d'ordre  $p$  de forme structurelle s'écrit comme suit :

$$AZ_t = A_0 + C(L)Z_{t-1} + e_t \quad (1)$$

Où  $Z_t$  est le vecteur à  $k$  dimensions des variables endogènes au temps  $t$ ,  $Z_{t-1}$  est le vecteur à  $k$  dimensions des variables endogènes retardées,  $e_t$  est le vecteur à  $k$  dimensions des innovations structurelles, où  $e_t \sim (0, \Sigma)$ .  $A_0$  est le vecteur à  $k$  dimensions des constantes,  $A$  est la matrice  $k \times k$  des coefficients structurels et  $C(L)$  est l'opérateur de décalage polynomial  $L$  d'ordre  $p$ .

Selon Gottschalk (2001), dans un SVAR, il existe un ensemble infini des valeurs pour la matrice  $A$  et  $C(L)$ . Par conséquent, il est impossible d'estimer les coefficients sans d'imposer des restrictions supplémentaires. En effet, différentes formes structurelles donnent le même modèle VAR de forme réduite. Par conséquent, il est impossible de tirer des conclusions sur l'état de l'économie à partir de ce dernier.

Analytiquement, le modèle VAR de forme structurelle peut s'écrire sous la forme réduite comme suit :

$$Z_t = \vartheta + D(L)Z_{t-1} + u_t \quad (2)$$

Où  $\vartheta = A^{-1}A_0$ ,  $D(L) = A^{-1}C(L)$  et  $u_t = A^{-1}e_t$ , avec  $u_t \sim (0, \Sigma_u)$ . Il faut noter que  $u_t$  représente les résidus du modèle qui n'ont pas d'interprétation économique directe

La forme réduite du VAR peut être estimée par plusieurs méthodes standards et non standards qui sont discutées dans la section suivante.

### 3.1.2 Méthodes d'estimation

En raison de la corrélation potentielle entre les variables explicatives et les termes d'erreur dans chaque équation, il n'est plus possible d'obtenir des estimations cohérentes des paramètres structurels du modèle, et ce en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires. En revanche, il existe deux méthodes alternatives qui permettent de palier à ce problème. Il s'agit de la méthode du maximum de vraisemblance (MV) et la méthode de variables instrumentales (VI). Il faut souligner

que la deuxième méthode est la plus utilisée parce qu'elle offre plus d'avantages conceptuels par rapport à la méthode du MV.

Le principe sous-jacent à la méthode de VI découle de l'utilisation de deux techniques d'estimation, à savoir la méthode des doubles moindres carrés et des triples moindres carrés. Cela suppose déjà que le modèle est sur-identifié.

Concernant la technique des doubles moindres carrés (DMC), elle permet d'estimer chacune des équations du modèle en utilisant un estimateur à information limitée. Ceci revient à projeter successivement le vecteur représentant chaque variable endogène d'une équation de la forme structurelle sur les sous-espaces constitués par les autres variables endogènes et exogènes du système. Cette technique offre les mêmes résultats que ceux qui seraient obtenus par la régression indirecte.

Pour ce qui est des triples moindres carrés, elle est considérée comme étant une méthode plus complémentaire qu'alternative. Après avoir utilisé la méthode DMC pour une estimation préliminaire des paramètres, on procède à une réestimation globale du modèle par le biais des moindres carrés généralisés. Cette méthode est applicable seulement lorsque les termes d'erreurs des équations du modèle sont corrélés entre eux.

Plusieurs critiques sont adressées à ces deux méthodes, poussant ainsi les analystes à utiliser d'autres techniques telles que la méthode du maximum de vraisemblance à information limitée. Cette approche est adoptée dans la plupart des modèles à équation structurelle. Elle consiste à maximiser les paramètres de la fonction de vraisemblance, sous l'hypothèse que la distribution de ces paramètres est connue a priori.

Par ailleurs, la méthode récursive est une autre technique d'estimation qu'est souvent utilisée dans le cas des modèles à équations multiples. Cette technique se base sur une régression directe des équations de la forme structurelle, ce qui donne lieu à une estimation des paramètres se caractérisant par de bonnes propriétés asymptotiques.

En dépit de la panoplie des méthodes d'estimation, malheureusement, il n'y a pas un consensus sur l'efficacité de ces techniques. Certains économistes sont allés plus loin en proposant des techniques d'estimation non paramétriques.

### 3.1.3 Réponses impulsionnelles

Les fonctions de réponses impulsionnelles (IR) est un outil principal au niveau de l'analyse des effets macroéconomiques des politiques économiques. Néanmoins les fonctions de réponses n'ont de sens que par rapport à la précision de l'estimation. Par conséquent, le calcul d'un intervalle de confiance est une nécessité. Afin d'obtenir ce dernier, on fait recours aux simulations de Monte-Carlo ou bien la technique de *bootstrap*. Cette méthode a l'avantage de s'appliquer dans les cas de non-normalité.

Les réponses dynamiques des variables endogènes à un choc unitaire sur une variable du modèle VAR réduit n'a pas d'interprétation économique cohérente. En effet, les résidus  $u_t$  du modèle VAR sont des combinaisons non linéaires des chocs structurels. De plus, le fait que la matrice variance-covariance de ces résidus ( $\Sigma_u$ ) est différente de la matrice identité complique plus l'interprétation des effets des chocs relatifs aux résidus de la forme réduite.

Pour obtenir la forme structurelle à partir d'une forme réduite, il est nécessaire d'imposer des contraintes exogènes (restrictions d'identification). Les éléments de la matrice A sont connus si la relation instantanée entre les innovations structurelles et réduites est connue. Sachant que  $e_t = Au_t$ , il est possible d'obtenir des informations sur les innovations structurelles. Ce modèle est connu sous le nom du modèle A (Lütkepohl, 2005). Il est important de souligner que les restrictions d'identification ne sont valables que pour la période initiale, et par la suite l'effet d'un choc se transmet aux autres variables du modèle à travers la forme VAR. Dans ce qui suit, nous discutons les différentes méthodes d'identification.

### 3.1.4 Les méthodes d'identification

Depuis les années 80, de nombreuses méthodes d'identification ont été proposées. Chacune d'entre-elles a pour principal objectif d'étudier l'impact des politiques

économiques sur les indicateurs macroéconomiques. Nous présentons dans les sections suivantes les principales méthodes utilisées.

- ***Les restrictions d'Ordre Causal de Wald (OCW)***

Les restrictions OCW stipulent un simple ordonnancement dans le vecteur des variables endogènes. Sims (1980) a suggéré d'orthogonaliser le vecteur des termes d'erreurs de la forme réduite, tout en définissant  $u_t = A^{-1}e_t$  comme étant une matrice triangulaire inférieure avec des valeurs de 1 sur la diagonale, et  $e_t$  possède une matrice de variance-covariance diagonale normalisée ou matrice d'identité.

Cette transformation est connue sous le nom de la décomposition de Cholesky qui permet d'étudier la contribution d'un choc structurel donné dans la détermination de la variance totale des variables du modèle.

Il est évident que l'ordre des variables endogènes dans le modèle VAR est important, car il détermine implicitement la connexion entre les chocs structurels. Cette méthode n'est pas neutre, puisqu'elle impose de fortes hypothèses sur la structure de l'économie.

- ***Les restrictions d'identification à long terme***

Cette approche consiste à utiliser des données pour déterminer les tendances de court terme conditionnellement à un modèle de long terme, et ce sans imposer des restrictions. Ce choix découle du fait que certaines variables macroéconomiques stochastiques non stables peuvent avoir des réactions permanentes.

Ce constat peut être utilisé comme une restriction linéaire sur le modèle SVAR, c'est-à-dire qu'on ne relie plus directement les contraintes d'identification sur la matrice A, mais on impose des restrictions sur les multiplicateurs de long terme et sur les termes d'erreurs structurels.

Ce type de restrictions linéaires réduirait les paramètres libres du système, et pourrait être utilisé pour compléter l'identification du modèle SVAR par l'approche OCW discutée précédemment. Le point commun de ces deux approches est d'imposer

certaines restrictions sur les paramètres du modèle structurel pour réduire le nombre de ces derniers. Ainsi, l'utilisation de l'information contenue dans la forme réduite du VAR permet de récupérer le modèle SVAR complet.

Cependant, Faust et Leeper (1997) expliquent que ces restrictions de long terme ne sont pas toujours fiables. Premièrement, les auteurs montrent que l'estimation de l'effet long terme d'un choc est peu précise dans un contexte d'un échantillon fini. De plus, la dimension très réduite des modèles VAR fait en sorte que les chocs identifiés sont en réalité un agrégat de plusieurs chocs. Enfin, l'approche des restrictions de long terme pose un problème d'agrégation temporelle. Puisque les restrictions de long terme étaient généralement associées à l'hypothèse d'orthogonalité des chocs structurels, cela implique que chacun des chocs structurels provient d'un secteur distinct dans l'économie.

### 3.2 VARS AVEC DES RESTRICTIONS SUR LES SIGNES

Uhlig (2005) propose une procédure qu'il qualifie d'agnostique. Elle consiste à imposer directement des restrictions de signes sur les fonctions IR des variables d'intérêt, et ce à travers une fonction de perte qui pénalise les règles d'identification menant à des fonctions IR peu probables.

Faust (1998) utilise aussi des restrictions sur les paramètres des fonctions IR afin de pouvoir comparer les modèles VARS. Il examine, par exemple, la robustesse de l'idée selon laquelle la variance des chocs d'offre de monnaie sur les fluctuations du PIB réel est faible. Pour cela, il cherche toutes les identifications possibles et choisit les règles menant à des résultats plausibles.

Il est à noter que, pour ce type de méthodes, on doit toujours prendre une position sur le fonctionnement de l'économie. Ainsi, les restrictions d'identification sont formulées, et, ensuite, le modèle empirique est estimé. Enfin, on peut tester les restrictions d'identification pour étudier les aspects du modèle théorique qui n'ont pas été imposés à priori au modèle empirique.

### 3.3 L'APPROCHE NARRATIVE

Dans cette sous-section, nous utilisons un cadre différent pour parvenir à identifier les chocs de dépenses du gouvernement tout en conservant leurs effets potentiellement différents sur les variables d'intérêt. La spécification décrite dans le modèle SVAR repose sur deux hypothèses : (i) les chocs sur les dépenses publiques sont une surprise pour les agents et (ii) les dépenses publiques ne peuvent pas réagir à l'intérieur d'un trimestre à d'autres variables macroéconomiques. Toutefois, il se peut que les agents anticipent les plans de dépenses publiques, ce qui violerait l'hypothèse (i) ci-dessus.

En ce qui concerne la deuxième hypothèse, on pourrait faire valoir que le délai d'intervention d'un trimestre pris par les autorités budgétaires pour répondre aux développements de l'économie, supposé dans la sous-section précédente, est plus susceptible d'être violé en période de volatilité (puisque'il se pourrait que les gouvernements agissent plus rapidement en adoptant des nouvelles lois dans ces périodes). Cela poserait un problème au niveau de l'exogénéité des dépenses publiques.

L'utilisation de l'approche narrative consiste à identifier des événements de nature économique, géopolitique...etc. permettant d'expliquer la dynamique des dépenses publiques. Ainsi, les chocs relatifs à ces événements sont considérés comme des chocs budgétaires. La procédure pour quantifier les effets macroéconomiques de ces chocs est identique à celle discutée dans la section relative au modèle SVAR que nous avons discuté précédemment.

## PARTIE II : ÉTUDE ÉCONOMETRIQUE

L'influence de la volatilité et l'incertitude sur l'activité économique se font par le biais de trois canaux de diffusion. Le premier est associé à l'approche des options réelles, où les agents peuvent reporter leurs décisions d'investissement pour éviter les coûts associés aux erreurs. Le deuxième canal fait référence à l'épargne de précaution. Dans ce cas, plus l'incertitude concernant les revenus futurs est grande, plus les ménages peuvent réduire leur consommation courante afin d'augmenter leurs réserves pour l'avenir. Un tel comportement diminue la propension marginale à consommer, ce qui diminue également la taille des multiplicateurs fiscaux. En ce qui concerne le dernier canal, les agents économiques peuvent exiger des primes de risque plus élevées dans un contexte d'incertitude. Ainsi, les prix des actifs diminuent et les coûts de financement augmentent.

L'un des indicateurs les plus utilisés pour mesurer la volatilité est le VIX (Volatility Index). Cet indice met l'accent sur la volatilité des marchés financiers. L'une des critiques attribuées à cet indicateur est qu'il prend en considération uniquement la sphère financière sans tenir en compte des impacts généraux sur l'économie.

Un autre indicateur qui offre la possibilité de capturer les effets de l'incertitude est celui le *Economic Policy Uncertainty* (EPU), développé par Baker et al. (2016). Cet indice se focalise sur les composantes suivantes : la fréquence des références dans les journaux liés à l'incertitude de la politique économique, le nombre de dispositions du code fédéral des impôts devant expirer et l'ampleur du désaccord des prévisionnistes sur l'inflation et les achats publics futurs.

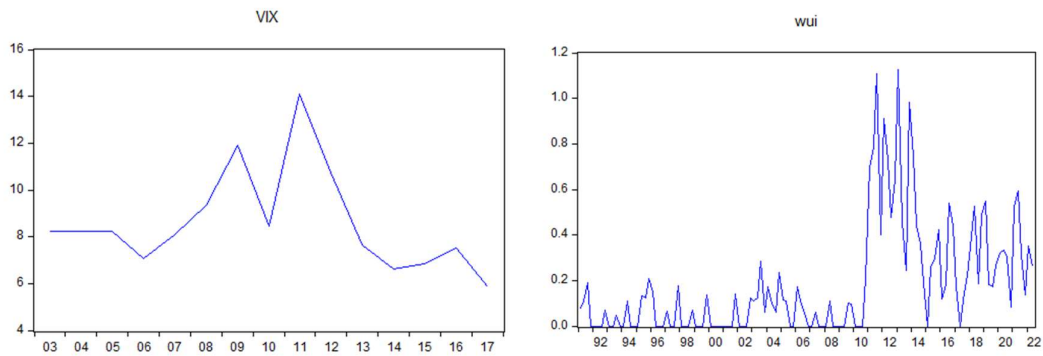
Ahir et al. (2018) ont développé un nouvel indice, le World Uncertainty Index (WUI). Contrairement à l'EPU, deux facteurs dans cet indicateur facilitent la comparabilité entre les pays. L'indice est basé sur une source unique (les développements économiques et politiques) et les rapports suivent un processus standardisé.

La deuxième partie de notre travail a pour objectif d'étudier l'impact de la volatilité sur l'efficacité de la politique budgétaire en Tunisie. Au meilleur de nos connaissances, c'est la première étude qui consiste à étudier la sensibilité des multiplicateurs



budgétaires aux périodes de forte et faible volatilité en Tunisie. Pour ce faire, nous mobilisons deux modèles empiriques. Le premier, qualifié de modèle de base, ne prend pas en considération la volatilité. En revanche, le deuxième modèle est augmenté par la volatilité. Cette dernière est mesurée de deux manières. D'abord, par le biais de l'indice d'incertitude mondial de la Tunisie (WUITUN). Ensuite, en utilisant l'indice de volatilité de l'indice boursier TUNINDEX (VIXTUN). La figure 1 donne un aperçu temporel de ces deux mesures.

**Figure 1: Évolution du VIX et WUI**



# CHAPITRE 1 - MÉTHODOLOGIE DE RECHERCHE

Ce chapitre retrace le parcours suivi pour élaborer un modèle VAR structurel dans le but d'étudier l'impact des dépenses publiques et des recettes fiscales sur le PIB réel, d'abord sans la présence de la volatilité et ensuite en tenant compte de cette dernière.

Dans un premier lieu, nous décrivons les variables macroéconomiques utilisées ainsi par leurs sources. Ensuite, nous présentons une analyse descriptive des données. Puis, nous examinons les propriétés statistiques des variables étudiées. Enfin, nous estimons trois modèles VAR canoniques :

Le modèle 1 : VAR de base sans variables exogènes ;

Le modèle 2 : VAR avec variables exogènes (WUI + Dummy) ;

Le modèle 3 : VAR avec variables exogènes (VIX + Dummy).

Pour des fins de simplification de la notation, les trois modèles sont nommés SVAR, SVARX1 et SVARX2, respectivement. Pour chaque modèle, un test de robustesse est effectué, et ce pour s'assurer que nos régressions ne sont pas fallacieuses. Quant à l'estimation et l'identification de ces modèles, nous appliquons la méthode de Blanchard et Perroti (2002). Ensuite, nous procédons à l'interprétation des résultats empiriques qui découlent de chaque modèle. Enfin, nous comparons les trois modèles étudiés en termes de résultats empiriques obtenus. Une attention particulière sera accordée à l'impact de la volatilité sur les effets des chocs budgétaires.

## 1.1 PRÉSENTATION DES VARIABLES ÉCONOMIQUES ET STATISTIQUES DESCRIPTIVES

### 1.1.1 Présentation des données

Les données utilisées pour l'estimation des modèles SVAR et SVARX1 sont à fréquence trimestrielle et couvrent la période allant de 1990 à 2018, tandis que l'estimation du modèle SVARX2 est effectuée en utilisant des données relatives à la période 2006 à 2018. Il est important de noter que le choix de la période est

dicté par la disponibilité des données. En suivant la littérature empirique existante, le PIB réel, les dépenses publiques et les recettes fiscales sont exprimés en logarithme. Le tableau 2 décrit les variables utilisées et présente les sources des données.

**Tableau 2: Description des variables**

<b>Variable</b>	<b>Définition</b>	<b>Source</b>
<b>PIB (Y)</b>	Le produit intérieur brut exprime l'activité économique de la Tunisie en terme réel par habitant.	Banque mondiale
<b>Dépenses publiques (G)</b>	C'est la somme des dépenses de consommation et d'investissement gouvernemental réel par habitant.	Banque mondiale
<b>Recette fiscale (T)</b>	Les taxes (réelle par habitant) sont définies comme les recettes totales du gouvernement (net de transfert).	Statistique Tunisie
<b>Inflation (P)</b>	L'inflation mesure le taux de croissance annuel du déflateur	Banque mondiale
<b>Taux d'intérêt (R)</b>	Le taux d'intérêt réel est le taux d'intérêt débiteur ajusté en fonction du taux d'inflation.	Banque mondiale
<b>WUI</b>	L'indice mondial de l'incertitude est une mesure qui suit l'incertitude à travers le monde en explorant les rapports économiques nationaux par le biais de Economic Intelligence Unit.	Site WUI
<b>VIX</b>	La volatilité de l'indice boursier est l'écart-type sur 360 jours du rendement de l'indice boursier national (TUNINDEX).	Bloomberg

### 1.1.2 Analyse descriptive

D'abord, il apparaît bien clair que les deux variables *recettes fiscales* et *dépenses publiques* suivent proportionnellement l'évolution du PIB réel. Le comportement des données montre des variations importantes pour l'ensemble des variables entre 2008 et 2011. Ceci est expliqué essentiellement par la crise financière de 2007 et la révolution du printemps arabe en 2010.

Le tableau 3 présente également les statistiques sommaires de nos variables. Ces statistiques indiquent que la volatilité de l'inflation et des taux d'intérêt est plus élevée que celle du PIB réel, des dépenses publiques et des taxes.

En ce qui concerne le tableau 4 des corrélations, il s'avère que le PIB réel, les dépenses publiques et les taxes sont positivement et fortement corrélés. Ce constat suggère que la politique budgétaire est procyclique. Autrement dit, les deux instruments de politique budgétaire varient proportionnellement avec le cycle économique du pays. Par ailleurs, l'inflation est négativement corrélée avec le PIB réel, les dépenses publiques et les taxes.

Au niveau du tableau 5, toutes les variables sont auto-corrélées en niveau. Cependant, une fois que nous transformons nos séries de données en différence première, les variables ne sont plus auto-corrélées, on peut déduire alors que nos données sont stationnaires en première différence.

**Tableau 3: Statistiques descriptives**

	<b>LT</b>	<b>LG</b>	<b>LY</b>	<b>P</b>	<b>R</b>	<b>WUITUN</b>	<b>VIX</b>
<b>Moyenne</b>	6.608531	7.268905	8.458625	5.517665	6.674671	0.153894	8.533246
<b>Écart-type</b>	0.722864	0.661727	0.757825	1.657080	2.357905	0.239623	2.286954
<b>Asymétrie</b>	-0.094479	-0.406384	-2.753747	1.889055	0.754611	2.190924	0.966721
<b>Aplatissement</b>	1.781199	1.905729	10.75471	8.126680	2.412658	7.67509	2.73684
<b>Observation</b>	140	140	140	140	140	140	52

**Tableau 4: Tableau des corrélations**

<b>Corrélation</b>	<b>(1)</b>	<b>(2)</b>	<b>(3)</b>	<b>(4)</b>	<b>(5)</b>
<b>(1) LT</b>	1.000000				
<b>(2) LG</b>	0.996651	1.000000			
<b>(3) LY</b>	0.986285	0.988485	1.000000		
<b>(4) P</b>	-0.023710	-0.028053	-0.037173	1.000000	
<b>(5) R</b>	-0.889471	-0.906451	-0.915299	0.059961	1.000000

**Tableau 5: Autocorrélations**

	<b>Retard</b>	<b>1</b>	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>5</b>	<b>6</b>	<b>7</b>	<b>8</b>	<b>9</b>	<b>10</b>
<b>LG niveau 1</b>	AC	0.101	-0.044	0.003	-0.116	-0.123	-0.116	0.225	0.185	0.032	0.004
	Prob	0.553	0.810	0.936	0.921	0.910	0.913	0.752	0.675	0.760	0.832
<b>LT niveau 1</b>	AC	0.275	-0.248	-0.160	-0.127	-0.124	0.182	0.115	-0.218	-0.013	0.011
	Prob	0.109	0.093	0.129	0.179	0.229	0.221	0.267	0.206	0.281	0.363
<b>LY niveau 1</b>	AC	0.163	0.142	-0.017	0.021	0.072	0.133	0.107	-0.068	-0.010	-0.180
	Prob	0.341	0.444	0.652	0.800	0.869	0.859	0.878	0.916	0.952	0.900
<b>P en niveau</b>	AC	-0.028	0.166	-0.021	0.065	-0.053	0.038	-0.134	0.206	0.037	-0.200
	Prob	0.867	0.597	0.790	0.877	0.933	0.967	0.950	0.849	0.901	0.805

<b>R niveau 1</b>	AC	-0.052	-0.146	0.018	-0.080	0.055	0.020	-0.107	0.032	-0.049	-0.061
	Prob	0.760	0.656	0.836	0.895	0.944	0.975	0.974	0.987	0.993	0.996

## 1.2 LES MODÈLES DE BASE VAR ET VARX

- **Modèle 1 :**

Dans un premier temps, on va évaluer l'efficacité de la politique budgétaire par le biais d'indicateurs macroéconomiques. Cinq variables endogènes sont utilisées pour dénicher l'impact des chocs budgétaires sur l'activité économique en Tunisie. Cette dynamique peut être présentée à travers un modèle vecteur autorégressif (VAR) :

$$\text{Modèle 1 : } Z_t = A(L)Z_{t-1} + \mu_t \quad (5)$$

Avec

$$Z_t = [Y_t, TA_t, G_t, P_t] \text{ et } \mu_t = [\mu_t^Y, \mu_t^{TA}, \mu_t^G, \mu_t^P]$$

$Z$  : représente le vecteur des variables endogènes

$A$  : c'est la matrice  $A \times A$  des coefficients à estimer

$\mu_t$  : le vecteur des innovations structurels

$A(L)$  : c'est un polynôme de retard de degré  $n$ .

- **Modèle 2 et 3 :**

Dans le modèle 2 et 3, nous faisons interagir les variables macroéconomiques avec un indice d'incertitude mondiale WUI et un indice de volatilité du marché financier VIX.

Les variables macroéconomiques endogènes utilisées dans le deuxième et le troisième modèle sont les mêmes que celles utilisées dans le premier modèle.

Nous utiliserons le modèle VAR interactif suivant :

$$Z_t = A + BX_t + A_l Z_{t-1} + B_l Z_{t-1} X_t + H_t + \mathcal{E}_t \quad (6)$$

Où  $\varepsilon_t$  est un vecteur des résidus de la forme réduite au temps  $t$ .

Le vecteur  $Z_t$  contient nos variables macroéconomiques précitées en haut. En outre, le modèle permet aux variables de  $Z_t$  d'interagir avec les mesures d'incertitude et de volatilité ( $X_t$ ). Il est à rappeler que dans le deuxième modèle  $X_t$  correspond à l'indice d'incertitude WUI, et dans le troisième modèle  $X_t$  mesure l'indice VIX.

$H_t$ : est une variable binaire qui prend la valeur de 1 durant les périodes de volatilité et 0 pendant les périodes de stabilité.

$A$  est un vecteur de termes constants, tandis que  $B$ ,  $A_l$  et  $B_l$  sont des vecteurs de paramètres.

L'objectif de l'inclusion de la variable  $X_t$  est de mesurer la significativité de l'impact de la volatilité et de l'incertitude sur l'efficacité économique de la politique budgétaire et fiscale. De plus, à travers les trois modèles proposés, nous voulons vérifier si les résultats empiriques sont conformes soit à l'approche classique ou keynésienne.

## CHAPITRE 2 – RÉSULTATS DU MODÈLE 1

### 2.1 ÉTUDES PRÉLIMINAIRES

#### 2.1.1 Stationnarité

Avant d'estimer un modèle SVAR, il est nécessaire avant tout d'étudier la stationnarité des séries utilisées ainsi que le nombre optimal de retards à inclure afin de tenir compte de la persistance temporelle qui caractérise nos données. Ces deux étapes préliminaires sont indispensables pour mieux conduire notre modélisation. En effet, la première nous permet de jeter un œil sur le processus statique des données permettant de vérifier si ces dernières évoluent en moyenne et en volatilité ou non. La deuxième étape est requise pour qu'on puisse mesurer les effets dynamiques des chocs budgétaires et fiscaux. De plus, cette étape permet aussi de vérifier l'existence ou non de relations communes à long terme entre nos variables (relations de cointégration).

Afin de vérifier la stationnarité de nos variables d'intérêt, nous utilisons le test de Dickey-Fuller. Les résultats figurent dans le tableau 6.

**Tableau 6: Test de stationnarité**

	Variable	T-stat	1%	5%	10%	P-value
<b>Stationnarité en niveau</b>	LT	-1.718568	-3.487046	-2.886290	-2.580046	0.4193
	LG	-2.324746	-3.487046	-2.886290	-2.580046	0.1660
	LY	-1.938070	-3.486064	-2.885863	-2.579818	0.3140
	P	-10.80640	-3.483751	-2.884856	-2.579282	0.00000
	R	-1.939297	-3.488063	-2.886732	-2.580281	0.3134
<b>Stationnarité en différence première</b>	D-LT	-3.602541	-3.487046	-2.886290	-2.580046	0.0071
	D-LG	-3.124949	-3.487046	-2.886290	-2.580046	0.0274
	D-LY	-3.067211	-3.486064	-2.885863	-2.579818	0.0318
	D-P	-7.923101	-3.487046	-2.886290	-2.580046	0.00000
	D-R	-2.968268	-3.488063	-2.886732	-2.580281	0.0410

Clairement, pour toutes les variables sauf le taux d'inflation, les valeurs calculées de la statistique de Student (T-stat) sont inférieures à leur valeurs critiques au niveau de 1 %, 5 % et 10 %. Nous ne pouvons donc rejeter l'hypothèse nulle de la présence d'une racine unitaire dans les séries LT, LG,

LY et R. Nous concluons ainsi à une non-stationnarité de l'ensemble des variables qui sont exprimées en niveau, à l'exception du taux d'inflation. En revanche, toutes nos variables sont stationnaires en différence première.

### 2.1.2 Test de cointégration

Après avoir examiné la stationnarité des variables d'intérêt, nous souhaitons conduire une analyse de cointégration pour savoir s'il y a une éventuelle relation à long terme ou non entre ces dernières. Pour ce faire, nous allons recourir au test de Johansen.

Il faut préciser que les résultats du test de cointégration sont influencés par le nombre de retards à inclure pour caractériser la dynamique temporelle des variables. Afin de déterminer le nombre optimal de retards, nous utilisons le critère d'information d'Akaike (AIC). Les résultats obtenus, figurant dans le tableau 7, suggèrent que le nombre optimal à retenir est sept (7).

**Tableau 7: Critère d'information AIC**

<b>Retard</b>	<b>AIC</b>
<b>0</b>	-1.992921
<b>1</b>	-17.58186
<b>2</b>	-22.30342
<b>3</b>	-23.26252
<b>4</b>	-23.22629
<b>5</b>	-23.28143
<b>6</b>	-23.71508
<b>7</b>	<b>-24.08425*</b>
<b>8</b>	-24.06322

Les résultats indiqués dans le tableau 8 montrent une convergence entre le test de la trace et le test de la valeur propre maximale. En fonction des résultats du test de la trace, nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle de l'absence de cointégration au seuil de 5%. Ce résultat a été appuyé par le test de la valeur propre maximale.

À la lumière de ce dernier résultat, nous écartons donc la modélisation via un modèle vecteur autorégressif à correction des erreurs (VECM). Ainsi, l'adoption d'un modèle VAR est suffisante pour mesurer l'efficacité de la



politique budgétaire en Tunisie. Pour ce faire, nous devons ensuite piloter une transition vers un modèle VAR structurel.

**Tableau 8: Nombre de relations de cointégration**

Hypothèse	Valeur	Stat-trace	Valeur critique	Prob
<b>Rien *</b>	0.475759	115.7044	69.81889	(0.0000)
<b>Au moins 1</b>	0.185986	42.72852	47.85613	(0.1393)
<b>Au moins 2</b>	0.097477	19.47564	29.79707	(0.4591)
<b>Au moins 3</b>	0.043516	7.886247	15.49471	(0.4776)
<b>Au moins 4</b>	0.024981	2.858739	3.841465	(0.0909)
Hypothèse	Valeur	V propre max	Valeur critique	Prob
<b>Rien *</b>	0.475759	72.97593	33.87687	(0.0000)
<b>Au moins 1</b>	0.185986	23.25288	27.58434	(0.1630)
<b>Au moins 2</b>	0.097477	11.58939	21.13162	(0.5885)
<b>Au moins 3</b>	0.043516	5.027508	14.26460	(0.7383)
<b>Au moins 4</b>	0.024981	2.858739	3.841465	(0.0909)

## 2.2 ÉLABORATION D'UN MODÈLE VAR STRUCTUREL

### 2.2.1 Identification d'un modèle VAR structurel

Comme discuté précédemment, notre objectif, dans un premier lieu, consiste à quantifier les effets des chocs budgétaires sur l'activité économique.

Le modèle utilisé est un VAR à 5 variables en différence première, sans relation de cointégration et avec un choix optimal de retards égal à 7 trimestres. Notre modèle s'écrit sous la forme suivante :

$$X_t = A(L)X_{t-1} + \mu_t \quad (7)$$

Les résidus statistiques  $\mu_t$  n'ont pas une signification économique, puisqu'ils caractérisent une combinaison de plusieurs chocs structurels. Pour atteindre les objectifs de notre travail, nous devons identifier, à partir des résidus statistiques, les chocs structurels relatifs à la politique fiscale et budgétaire. Ensuite, les impacts économiques de ces chocs seront mesurés à travers les fonctions de réponses dynamiques et les multiplicateurs budgétaires.

Comme discuté précédemment, les méthodes d'identification des chocs structurels sont nombreuses. Pour notre travail, nous retenons la méthode de Blanchard et Perotti (2002). Cette dernière repose sur la construction d'une matrice  $P$  qui permet un passage des résidus statistiques vers les chocs structurels  $\mu_t = P \cdot \varepsilon_t$ . Les coefficients de la matrice  $P$  sont obtenus à l'aide de la décomposition de Cholesky. Pour remédier à la sous-identification engendrée par la relation entre les chocs et les résidus, cette relation est réécrite comme suit :  $M_1 \mu_t = M_2 \varepsilon_t$

Cette nouvelle forme autorise la fixation des éléments non diagonaux des matrices  $M_1$  et  $M_2$  en fonction des hypothèses économiques. Les éléments diagonaux correspondent à la valeur unitaire.

Dans le cas de notre étude, la relation entre les résidus statistiques et les chocs structurels est donnée par le système d'équation suivant :

$$u_t^t = \alpha_{ty} u_t^y + \alpha_{tp} u_t^p + \alpha_{tR} u_t^R + \beta_{tg} e_t^g + e_t^t$$

$$u_t^g = \alpha_{gy} u_t^y + \alpha_{gp} u_t^p + \alpha_{gR} u_t^R + \beta_{gt} e_t^t + e_t^{tg}$$

$$u_t^y = \gamma_{yt} u_t^t + \gamma_{yt} u_t^g + e_t^y$$

$$u_t^p = \gamma_{py} u_t^y + \gamma_{pt} u_t^t + \gamma_{pg} u_t^g + e_t^p$$

$$u_t^R = \gamma_{Ry} u_t^y + \gamma_{Rp} u_t^p + \beta_{Rt} e_t^t + \beta_{Rg} e_t^g + e_t^R$$

La première équation signifie que tout changement imprévu au niveau des taxes peut être expliqué non seulement par un changement inattendu instantané au niveau du PIB réel, du taux d'inflation et du taux d'intérêt, mais également par un choc structurel instantané des dépenses publiques et des taxes. La deuxième équation est semblable à la première, mais pour les dépenses gouvernementales.

En ce qui concerne la troisième équation, elle stipule que tout mouvement dans le PIB réel est dû essentiellement à une variation dans les dépenses publiques ou des taxes. Cependant, le taux d'inflation et le taux d'intérêt n'ont aucun impact immédiat sur le PIB réel. De plus, le PIB réel répond de manière instantanée à un choc spécifique à la production.

La quatrième équation stipule que le taux d'inflation répond de manière instantanée à tout changement dans le PIB réel, les dépenses publiques et les taxes. Aussi, le taux d'inflation est influencé de manière contemporaine par un choc idiosyncratique. Enfin, le taux d'intérêt, dont le comportement est expliqué par la dernière équation, sa dynamique est expliquée par un choc monétaire et de toute autre modification dans les autres variables du modèle.

Il est possible de réécrire ce système à cinq équations sous la forme matricielle suivante :

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & \alpha_{ty} & \alpha_{tp} & \alpha_{tR} \\ 0 & 1 & \alpha_{gy} & \alpha_{gp} & \alpha_{gR} \\ \gamma_{yt} & \gamma_{yg} & 1 & 0 & 0 \\ \gamma_{pt} & \gamma_{pg} & \gamma_{py} & 1 & 0 \\ 0 & 0 & \gamma_{Ry} & \gamma_{Rp} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mu^t \\ \mu^g \\ \mu^y \\ \mu^p \\ \mu^R \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & \beta_{tg} & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{gt} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ \beta_{Rt} & \beta_{Rg} & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e^t \\ e^g \\ e^y \\ e^p \\ e^R \end{pmatrix}$$

Il est important de mentionner que les relations entre les résidus statistiques du modèle, décrites précédemment, impliquent des paramètres structurels communément appelés des élasticités. Il s'agit des coefficients  $\alpha_{ty}$ ,  $\alpha_{gy}$ ,  $\alpha_{tp}$ ,  $\alpha_{gp}$ , et  $\alpha_{tR}$ , et  $\alpha_{gR}$ . Dans un premier temps, nous précéderons à l'estimation de ces dernières.

### 2.2.2 Estimation des élasticités instantanées d'un VAR structurel

Les coefficients  $\alpha_{gy}$  et  $\alpha_{ty}$  reflètent l'impact de l'activité économique sur les taxes et les dépenses publiques. Cet impact correspond, d'une part, à un effet stabilisateur automatique et, d'autre part, à un ajustement discrétionnaire de la politique budgétaire en réponse à des événements inattendus au cours du trimestre.

Selon Biau et Girard (2005), le gouvernement a besoin de plus d'un trimestre pour déterminer la nature d'un choc exogène, ce qui explique le retard dû au niveau de la mise en œuvre des politiques budgétaires accommodantes.

$\alpha_{ty}$ , dont la valeur que nous avons estimée est égale à 0.75, mesure l'élasticité des recettes fiscales par rapport au PIB. Analytiquement, cette élasticité correspond à :

$$\frac{\Delta t / ta}{\Delta y / y}$$

$\alpha_{gy}$  dénote l'élasticité des dépenses publiques par rapport au PIB réel. Cette élasticité se calcule comme suit :

$$\frac{\Delta g / g}{\Delta y / y}$$

Selon Blanchard et Perotti (2002), ce coefficient est fixé à zéro. L'idée sous-jacente à cette calibration est que les dépenses de l'État sont votées dans un budget dont l'élaboration est annuelle. Il est peu probable qu'un gouvernement ajuste ses dépenses à l'intérieur d'un trimestre de l'année fiscale.

$\alpha_{tp}$  est l'élasticité des recettes fiscales par rapport au taux d'inflation.

L'expression analytique de cette élasticité, que nous avons estimée à 0.057, est donnée par la :

$$\frac{\Delta ta / ta}{\Delta p / p}$$

Quant à l'élasticité des dépenses publiques par rapport au taux d'inflation, elle est par défaut égale à  $-1$ .

$$\alpha_{gp} = \frac{\Delta g / g}{\Delta p / p} = -1$$

Ce résultat est justifié par le fait que toute augmentation dans les prix entraîne une baisse exactement proportionnelle de la valeur réelle des dépenses publiques.

Enfin, les élasticité des dépenses publiques et des taxes par rapport au taux d'intérêt, elles correspondent, respectivement, à :

$$\alpha_{gR} = \frac{\Delta g / g}{\Delta R / R} \text{ et } \alpha_{tR} = \frac{\Delta ta / ta}{\Delta R / R}$$

Ces deux élasticité sont fixées à zéro. En effet, la consommation et l'investissement publics n'ont pas de raison à réagir à la suite d'un mouvement des taux d'intérêt, puisque les dettes contractées sont souvent soumises à des taux fixes. Ainsi, une variation du taux d'intérêt ne pèse pas sur la structure de la dette publique.

La deuxième étape consiste maintenant à estimer les résidus corrigés des recettes fiscales et des dépenses publiques. À l'aide de ces résidus corrigés, nous allons être en mesure de calculer le reste des élasticités, à savoir  $\beta$  et  $\gamma$ .

$$\begin{aligned}\mu^{t,c} &= \mu^t - (\alpha_{ty}u_t^y + \alpha_{tp}u_t^p + \alpha_{tR}u_t^R) = \beta_{tg}e_t^g + e_t^t \\ \mu^{g,c} &= \mu^g - (\alpha_{gy}u_t^y + \alpha_{gp}u_t^p + \alpha_{gR}u_t^R) = \beta_{gt}e_t^t + e_t^g\end{aligned}$$

Si nous nous fions à l'hypothèse qui stipule que les recettes fiscales sont exogènes par rapport aux dépenses publiques, alors  $\beta_{tg} = 0$ . Ainsi, le résidu corrigé  $\mu^{t,c}$  correspond donc au choc structurel de taxes. Ensuite, en appliquant la méthode MCO à la deuxième équation énoncée précédemment, on estime l'élasticité  $\beta_{gt}$  et on isole le choc structurel de dépenses publiques ( $e_t^g$ ).

L'hypothèse mentionnée ci-haut peut être appliquée de manière inverse, dans ce contexte  $\beta_{gt} = 0$ . Par conséquent, le résidu corrigé  $\mu^{g,c}$  correspond au choc structurel de dépenses publiques. Ensuite, en appliquant la méthode MCO à la première équation énoncée précédemment, on estime l'élasticité  $\beta_{tg}$  et on isole le choc structurel de taxes ( $e_t^t$ ).

En se servant des élasticités et des chocs structurels identifiées précédemment, nous estimons les paramètres  $\gamma_{yt}$   $\gamma_{yg}$   $\gamma_{py}$   $\gamma_{pt}$  et  $\gamma_{pg}$  qui interviennent dans les trois dernières équations de notre modèle.

### 2.3 CHOCS BUDGÉTAIRES ET IMPACT DYNAMIQUE SUR L'ACTIVITÉ ÉCONOMIQUE

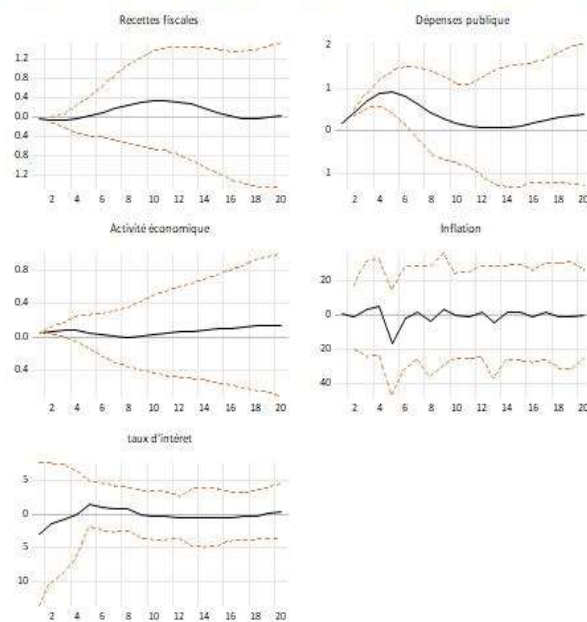
Dans cette section, nous analysons les réponses dynamiques du PIB réel, du taux d'inflation et taux d'intérêt aux chocs budgétaires. Nous nous intéressons à la fois aux chocs de dépenses publiques et de taxes.

## 2.3.1 L'impact d'un choc de dépenses publiques

### 2.3.1.1 Les réponses dynamiques

La figure 2 montre les réponses dynamiques des variables macroéconomiques de notre modèle à un choc structurel de dépenses publiques. D'abord, ce choc fait augmenter significativement les dépenses de l'État, et ce durant sept trimestres suivant le choc. De plus, le PIB réel augmente de manière significative à ce choc, et ce durant les deux premiers trimestres. Ce résultat est conforme avec les prédictions de l'école keynésienne. Enfin, le choc de dépenses publiques n'a aucun effet significatif sur les recettes fiscales, le taux d'inflation et le taux d'intérêt.

**Figure 2 : Réponses dynamiques d'un choc de dépenses publiques**



### 2.3.1.2 Les multiplicateurs des dépenses publiques

Afin de juger l'efficacité du choc budgétaire, dont les effets macroéconomiques sont discutés qualitativement dans la section précédente, nous procédons à la quantification des multiplicateurs budgétaires. En effet, un multiplicateur budgétaire supérieur à 1 suggère que la politique budgétaire, axée sur un accroissement de dépenses publiques, est économiquement efficace. Dans le

cadre de notre étude, cette efficacité est validée tant à court terme qu'à long terme. En effet, le tableau 9 montre que les multiplicateurs budgétaires sont supérieurs à un pour un horizon temporel qui varie d'une à cinq années. Cette évidence empirique corrobore les prescriptions de l'école keynésienne.

**Tableau 9: Multiplicateurs des dépenses publiques**

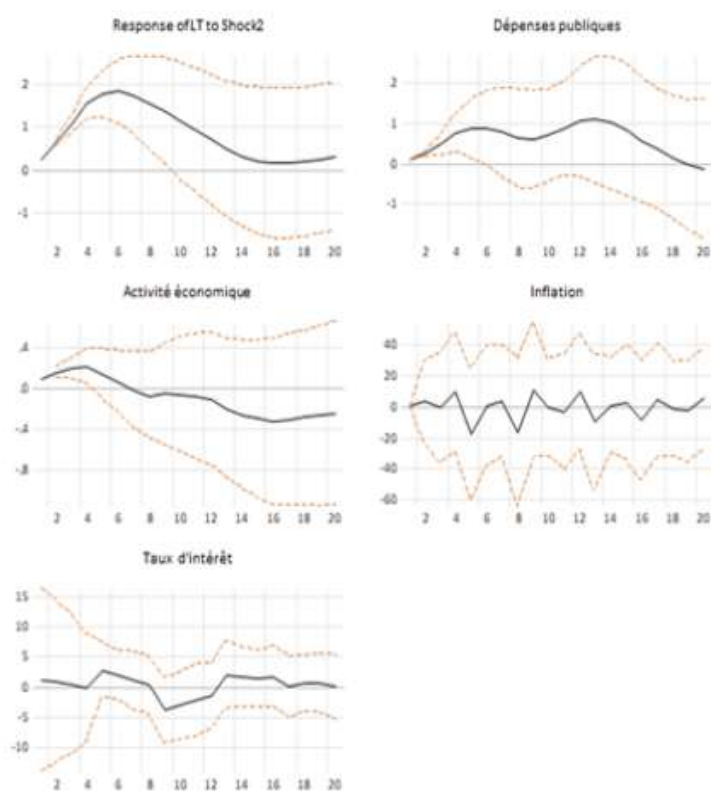
Trimestre					
Choc	4 <sup>ét</sup>	8 <sup>ét</sup>	12 <sup>ét</sup>	16 <sup>ét</sup>	20 <sup>ét</sup>
Multiplicateur	1,22	1,16	1,18	1,2	1,22

### 2.3.2 L'impact d'un choc de taxes

#### 2.3.2.1 Les réponses dynamiques

La figure 3 montre les réponses dynamiques des variables macroéconomiques de notre modèle à un choc structurel de taxes. D'abord, ce choc fait augmenter significativement les recettes de l'État, et ce durant dix trimestres suivant le choc. De plus, les dépenses publiques augmentent significativement suite à ce choc de taxes, et ce durant six trimestres consécutifs. En effet, cette augmentation dans les dépenses publiques s'explique par l'accroissement de la capacité financière du gouvernement qui se manifeste à travers une augmentation de l'assiette fiscale. De plus, cette augmentation dans les dépenses publiques a engendré un effet multiplicateur qui se traduit par une réponse positive et significative du PIB réel au choc fiscal, et ce pendant cinq trimestres suivants le choc de taxes. Il est important de souligner que ces résultats empiriques sont en concordances avec l'approche keynésienne. Enfin, le choc de taxes ne semble avoir aucun effet significatif sur le taux d'inflation et le taux d'intérêt.

**Figure 3 : Réponses dynamiques d'un choc de taxes**



### 2.3.2.2 Les multiplicateurs des taxes

Afin de juger l'efficacité du choc fiscal (choc de taxes), dont les effets macroéconomiques sont discutés qualitativement dans la section précédente, nous procédons à la quantification des multiplicateurs fiscaux. En effet, un multiplicateur supérieur à 1 suggère que la politique économique, axée sur la fiscalité, est économiquement efficace. Dans le cadre de notre étude, cette efficacité est validée pour un horizon allant jusqu'à deux ans. En effet, le tableau 10 montre que les multiplicateurs s'élèvent à 1,14 et 1,02 pour un horizon de quatre et huit trimestres, respectivement. Au-delà de cet horizon, les multiplicateurs deviennent inférieurs à l'unité.



**Tableau 10: Multiplicateurs des taxes**

Trimestre					
Choc	4 <sup>ét</sup>	8 <sup>ét</sup>	12 <sup>ét</sup>	16 <sup>ét</sup>	20 <sup>ét</sup>
Multiplicateur	1,14	1,02	0,98	0,89	0,82

## 2.4 DÉCOMPOSITION DE LA VARIANCE

La décomposition de la variance peut être interprétée comme étant la proportion des mouvements d'une variable dus aux chocs sur elle-même et aux chocs sur d'autres variables du modèle. Dans le cadre de notre étude, cette décomposition permet de mettre en évidence la contribution relatives des dépenses publiques et des taxes dans la variabilité totale du PIB réel.

Le tableau 11 montre que, après un trimestre, l'ampleur des chocs de dépenses publiques et de taxes dans la détermination de la variance totale du PIB réel s'élève à 18,82 % et 11,45 %, respectivement. Après vingt trimestres, cette contribution passe à 2,33 % et 6,55 %, respectivement. De plus, nous constatons que la variabilité du PIB réel est grandement expliquée par son propre choc. Après un trimestre, ce dernier explique 69,73 % de la variance totale du PIB réel. Cette importance relative passe à 89,37 % après vingt trimestres. Enfin, et en raison de l'ordonnement que nous avons choisi pour identifier les chocs structurels de notre modèle, les chocs d'inflation et du taux d'intérêt ne contribuent aucunement à la variabilité totale du PIB réel après un trimestre. Après cinq ans, cette contribution se chiffre à 1,3 % et 0,45 %, respectivement.

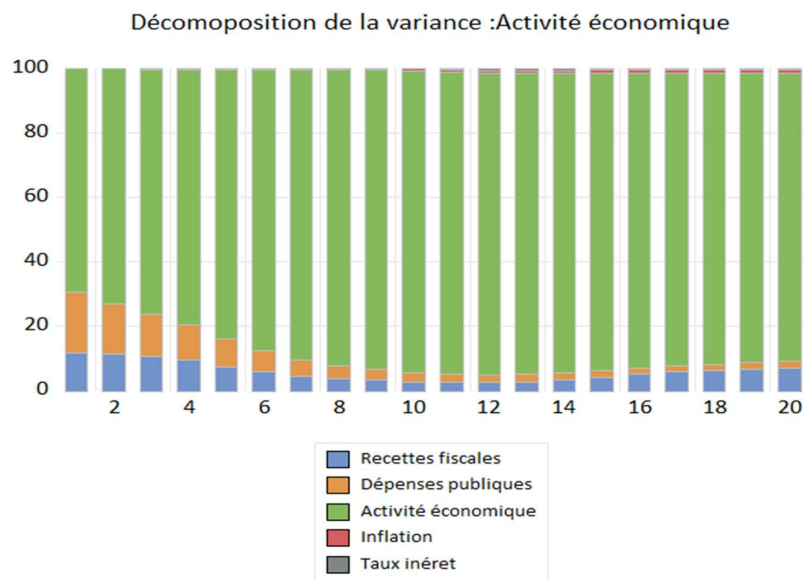
**Tableau 11: Décomposition de la variance LY**

Période	LT	LG	LY	D(P)	D(R)
<b>1</b>	11.44909	18.82381	69.72710	0.000000	0.000000
<b>4</b>	9.281846	10.93583	79.33613	0.407081	0.039106
<b>8</b>	3.501928	4.086383	91.95192	0.408059	0.051709

<b>12</b>	2.207285	2.384128	93.93079	0.710782	0.767017
<b>16</b>	4.829648	1.907055	91.59040	1.071817	0.601084
<b>20</b>	6.546597	2.326475	89.37489	1.300416	0.451618

La figure 4 suivante offre une représentation graphique des résultats de la décomposition de la variance du PIB réel. Ce graphique permet de dégager la même conclusion obtenue du tableau 11 : le choc spécifique au PIB réel explique la grande partie de la volatilité totale de cette variable, et ce à court et long terme. Les chocs budgétaires contribuent faiblement à la variabilité du PIB réel. La contribution des chocs d'inflation et du taux d'intérêt est négligeable.

**Figure 4 : Décomposition de la variance LY**



## 2.5 TESTS DE ROBUSTESSE DU VAR

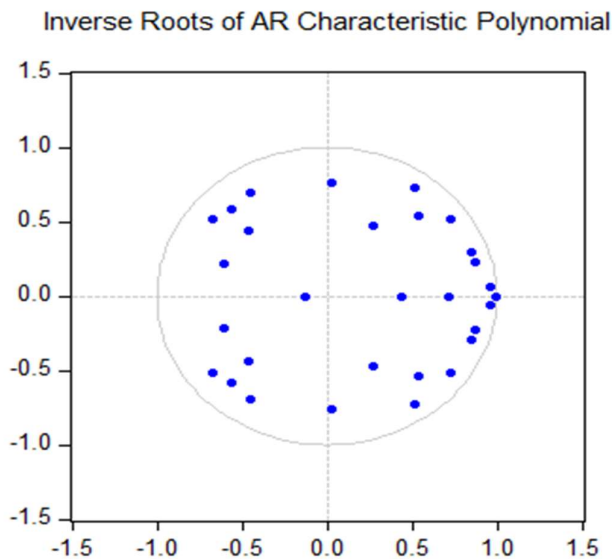
- **Test du cercle unitaire**

Il est nécessaire de vérifier la stabilité de notre modèle VAR. Pour ce faire, nous procéderons au test du cercle unitaire. Si tous les points figurant dans le graphique sont à l'intérieur du cercle, le modèle sera considéré stationnaire.

Ces points correspondent à l'inverse des racines unitaires associées à la partie autorégressive du modèle.

Comme le montre la figure 5, cette condition est respectée. En effet, tous les points se trouvent à l'intérieur du cercle unitaire. Ce constat suggère que notre modèle VAR est donc stationnaire.

**Figure 5 : Test de la racine unitaire**



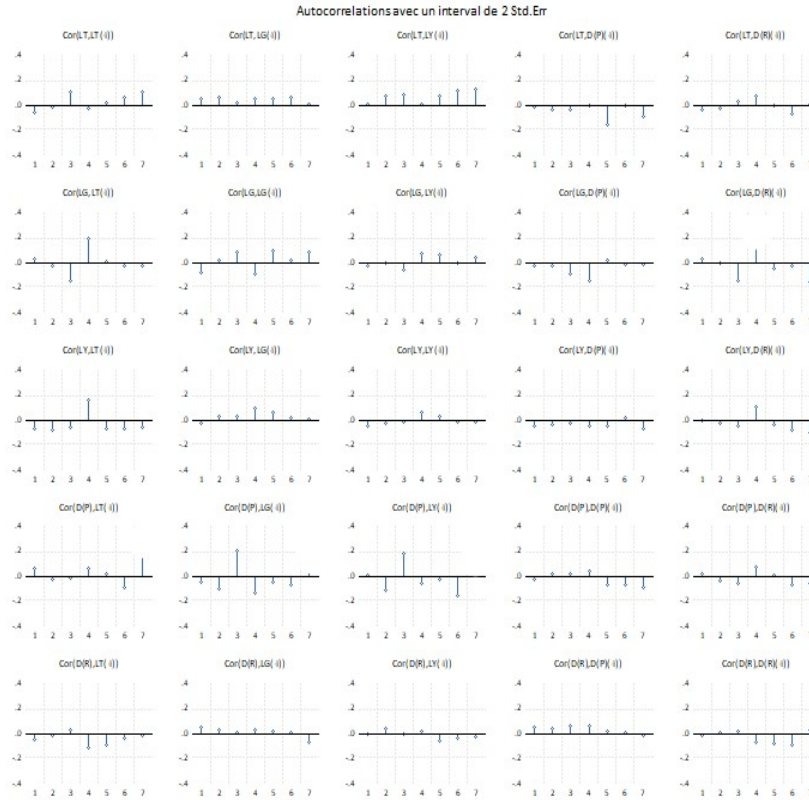
- **Test d'autocorrélation**

Après avoir testé la stabilité de notre modèle, il est important de vérifier la corrélation entre les résidus du modèle. En effet, en présence de cette corrélation, les paramètres estimés du modèle VAR seront biaisés. Pour accomplir cette vérification, nous allons recourir au test de corrélogramme (figure 6) et au test LM (tableau 12).

Selon la figure 12, la majorité des résidus sont à l'intérieur du domaine de confiance. Nous concluons donc qu'ils ne sont pas liés les uns aux autres. En d'autres termes, les résidus sont des bruits blancs. Ce résultat est confirmé par le test LM. À la lumière des informations du tableau 12, les seuils de significativité empirique sont supérieurs aux seuils théoriques. Ainsi, nous ne

rejetons pas l'hypothèse nulle du test LM qui stipule que les résidus de notre modèle sont bruits blancs.

**Figure 6 : Test d'autocorrélation**



**Tableau 12: Test LM d'autocorrélation**

Retard	LRE* stat	Df	P-value	Rao F-stat	Df	Prob.
1	37.78981	25	0.0485	1.554079	(25, 254.1)	0.4124
2	22.24662	25	0.6215	0.888006	(25, 254.1)	0.7913
3	21.94330	25	0.6390	0.875391	(25, 254.1)	0.6399
4	35.42962	25	0.0807	1.450410	(25, 254.1)	0.0812
5	11.05108	25	0.9927	0.431825	(25, 254.1)	0.7459
6	8.496961	25	0.9991	0.330420	(25, 254.1)	0.9821
7	21.42251	25	0.6688	0.853767	(25, 254.1)	0.6189

- **Test de White**

Il est bien connu que la non prise en compte de l'hétéroscédasticité conditionnelle entraîne un biais d'estimation au niveau de la variance des

paramètres du modèle. Afin de vérifier la présence de ce problème de spécification, nous appliquons le test de White. Les résultats de ce test, présentés dans le tableau 13, indiquent que le seuil de significativité empirique associé à ce test est nettement supérieur au seuil théorique. Nous ne rejetons donc pas l'hypothèse nulle du test de White qui stipule que les données appliquées à notre modèle sont homoscédastiques.

**Tableau 13: Test d'hétéroscédasticité**

<b>Chi-sq</b>	<b>Df</b>	<b>Prob.</b>
1096.470	1065	0.2462

## CHAPITRE 3 – RÉSULTATS DES MODÈLES WUI & VIX

### 3.1 ÉTUDES PRÉLIMINAIRES

#### 3.1.1 Stationnarité et retard optimal

Il est important de noter que l'identification et l'estimation des modèles SVARX peuvent être difficiles. Comme pour toute technique de modélisation statistique, il est également important d'évaluer soigneusement les hypothèses sous-jacentes au modèle et d'évaluer la robustesse des résultats par rapport à d'autres spécifications et échantillons de données. Avant d'arriver à l'étape d'identification et d'estimation, il est nécessaire d'étudier la stationnarité des variables étudiées et de déterminer le nombre optimal de retards à inclure dans notre modèle.

Dans un premier temps, nous commençons par l'examen de la stationnarité des indices WUI et VIX relatifs à la Tunisie.

**Tableau 14: Test de stationnarité**

	<b>Variable</b>	<b>T-stat</b>	<b>P-value</b>
<b>Stationnarité en niveau</b>	VIX	-1.5965	0.48
	WUI	-2.3132	0.17
<b>Stationnarité en différence première</b>	VIX	-3.2082	0.03
	WUI	-13.042	0.00

Lorsque les variables sont en niveau, le seuil de significativité empirique associé au test de stationnarité de Dickey-Fuller est supérieur au seuil théorique. Ce résultat suggère la présence d'une racine unitaire qui caractérise les variables VIX et WUI. Pour remédier à ce problème de non stationnarité, nous transformons les deux variables en différence première. Suite à cette transformation, nous rejetons l'hypothèse nulle de non stationnarité puisque le

seuil de significativité empirique relatif au test de Dickey-Fuller est maintenant inférieur au seuil théorique de 5 %.

Puisque, par rapport au modèle VAR estimé précédemment, nous introduisons de nouvelles variables, il est important de vérifier le nombre optimal de retards pour nos régressions. Pour ce faire, nous utilisons le critère d'information d'Akaike (AIC). Afin de valider notre choix, nous utilisons aussi le critère de sélection Hannan-Queen (HQ)

**Tableau 15: Retard optimal**

Lag	AIC	HQ
0	-3.075190	-3.247294
1	-18.02425	-18.71266
2	-21.59815	-22.80287
<b>3</b>	<b>-21.67518*</b>	<b>-23.39622*</b>
4	-20.55652	-22.79387
5	-19.83692	-22.59058
6	-19.37586	-22.64583
7	-18.61661	-22.40289
8	-17.67996	-21.98255

Selon les résultats du tableau 15, les deux critères d'information indiquent un nombre optimal de retards d'ordre (3). Ainsi, le modèle à étudier dans ce qui suit est un VARX (3).

### 3.1.2 Test de cointégration

Au seuil théorique de 1 %, les résultats indiqués dans le tableau 16 suggèrent le non rejet de l'hypothèse nulle de l'absence de relation de cointégration entre nos variables. Ce résultat est confirmé à la fois par le test de la trace et le test de la valeur propre maximale.

Ce résultat rend plus approprié la comparabilité des résultats que nous aurons obtenus en estimant le modèle VARX avec ceux de la section précédente qui sont basés sur un modèle VAR sans des relations de cointégration.

**Tableau 16: Nombre de relations de cointégration**

Hypothèse	Valeur	Stat-trace	Valeur critique 5	Prob
Rien *	0.416412	123.8156	69.81889	0.0000
Au moins 1**	0.226277	62.95842	47.85613	0.0302
Au moins 2	0.167810	33.96930	29.79707	0.0556
Au moins 3	0.097957	13.21188	15.49471	0.1073
Au moins 4	0.024981	2.858739	3.841465	(0.0909)
Hypothèse	Valeur	V propre max	Valeur critique 5	Prob
Rien *	0.416412	60.85720	33.87687	0.0001
Au moins 1	0.226277	28.98912	27.58434	0.1201
Au moins 2	0.167810	20.75742	21.13162	0.0721
Au moins 3	0.097957	11.64951	14.26460	0.1889
Au moins 4	0.013731	1.562370	3.841465	0.2680

## 3.2 ÉLABORATION DU MODÈLE VARX STRUCTUREL

### 3.2.1 Identification du modèle VARX structurel (WUI)

Comme discuté précédemment, notre objectif est de mesurer la sensibilité des multiplicateurs budgétaires à la suite d'un choc positif des dépenses publiques ou de recettes fiscales dans un environnement volatile.

Pour ce faire, nous utilisons un modèle vecteur autorégressif structurel avec des variables exogènes (SVARX). Nous identifions les chocs de politique budgétaire en imposant des restrictions récursives à court terme qui permettent aux dépenses publiques et aux recettes fiscales de réagir instantanément à toutes les variables macroéconomiques. L'inverse de cette relation de court terme n'est pas possible. Par conséquent, les autres variables macroéconomiques de notre modèle réagissent avec un décalage temporel aux chocs de politique budgétaire. Comme dans le chapitre précédent, notre procédure d'identification est inspirée de l'étude de Blanchard et Perotti (2002).

Analytiquement, notre modèle VARX (3) s'écrit sous la forme suivante :

$$Y_t = A + BX_t + A_1Y_{t-1} + A_2Y_{t-2} + A_3Y_{t-3} + B_1Y_{t-1}X_t + B_2Y_{t-2}X_t + B_3Y_{t-3}X_t + H_t + \varepsilon_t$$



Où  $X_t$  correspond à la variable exogène WUI. Aussi,  $H_t$  est une variable binaire qui prend la valeur de 1 durant les périodes de volatilité et 0 pendant les périodes de stabilité.

La forme matricielle réduite du modèle s'écrit comme suit :

$$\begin{pmatrix} X_{wt} \\ X_{wg} \\ X_{wy} \\ X_{wp} \\ X_{wr} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & 0 & \alpha_{ty} & \alpha_{tp} & \alpha_{tR} \\ 0 & 1 & \alpha_{gy} & \alpha_{gp} & \alpha_{gR} \\ \gamma_{yt} & \gamma_{yg} & 1 & 0 & 0 \\ \gamma_{pt} & \gamma_{pg} & \gamma_{py} & 1 & 0 \\ 0 & 0 & \gamma_{Ry} & \gamma_{Rp} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mu^t \\ \mu^g \\ \mu^y \\ \mu^p \\ \mu^r \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & \beta_{tg} & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{gt} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ \beta_{Rt} & \beta_{Rg} & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e^t \\ e^g \\ e^y \\ e^p \\ e^r \end{pmatrix}$$

En suivant Blanchard et Perroti (2002), l'estimation des élasticités instantanées donne les résultats suivants :

**Tableau 17: Estimation des élasticités instantanées**

	$e^t$	$e^R$	$\mu^t$	$\mu^g$	$\mu^y$	$\mu^p$	$\mu^R$
$\mu^t$	$\beta_{tg}=0.2$	$\beta_{Rt}=2.10$	0		$\alpha_{ty}=0.758$	$\alpha_{tp}=0.2$	$\alpha_{tR}=0$
$\mu^g$		$\beta_{Rg}=0.00028$			$\alpha_{gy}=0$	$\alpha_{gp}=1$	$\alpha_{gR}=0$
$\mu^y$			$\gamma_{yt}=-0.103$	$\gamma_{yg}=-0.362$			
$\mu^p$			$\gamma_{pt}=2.8$	$\gamma_{pg}=-36.8$	$\gamma_{py}=6.8$		
$\mu^R$					$\gamma_{Ry}=0.59$	$\gamma_{Rp}=0.007$	

### 3.3 CHOCS BUDGÉTAIRES ET IMPACT DYNAMIQUE

Dans cette section, nous analysons les réponses dynamiques du PIB réel, du taux d'inflation et taux d'intérêt aux chocs budgétaires. Nous nous intéressons à la fois aux chocs de dépenses publiques et de taxes. L'environnement dans lequel nous examinons ces réponses dynamiques est caractérisé par une volatilité que nous contrôlons par le biais de la variable WUI.

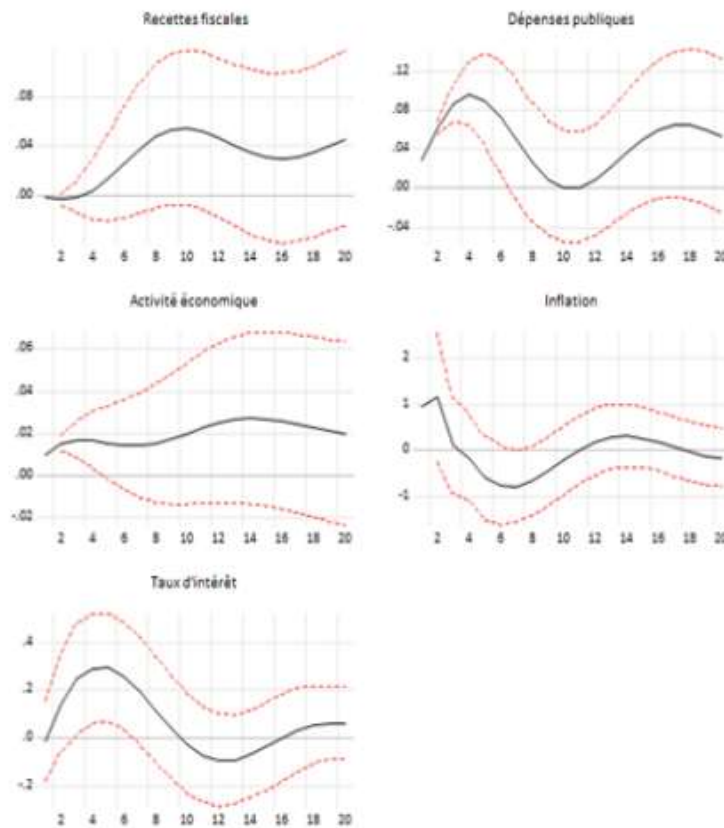
#### 3.3.1 L'impact d'un choc de dépenses publiques

##### 3.3.1.1 Les réponses dynamiques

La figure 7 montre les réponses dynamiques des variables macroéconomiques de notre modèle à un choc structurel de dépenses publiques. D'abord, ce choc fait augmenter significativement les dépenses de l'État, et ce durant sept trimestres suivant le choc. De plus, la réponse positive et significative du taux

d'intérêt au choc de dépenses publique se manifeste avec un certain décalage (après quatre trimestres), et dure pendant trois trimestres consécutifs. Aussi, le PIB réel augmente de manière significative à ce choc, et ce durant les cinq premiers trimestres. Ce résultat est conforme avec les prédictions de l'école keynésienne. Enfin, le choc de dépenses publiques n'a aucun effet significatif sur les recettes fiscales et le taux d'inflation.

**Figure 7: Réponses dynamiques d'un choc de dépenses publiques**



### 3.3.1.2 Les multiplicateurs des dépenses publiques.

Afin de juger l'efficacité du choc budgétaire, dont les effets macroéconomiques sont discutés qualitativement dans la section précédente, nous procédons à la quantification des multiplicateurs budgétaires. En effet, un multiplicateur budgétaire supérieur à 1 suggère que la politique budgétaire, axée sur un accroissement de dépenses publiques, est économiquement efficace. Dans le cadre de notre étude, cette efficacité est validée tant à court terme qu'à long terme. En effet, le tableau 18 montre que les multiplicateurs budgétaires sont

supérieurs à un pour un horizon temporel qui varie d'une à cinq années. Cette évidence empirique corrobore les prescriptions de l'école keynésienne.

**Tableau 18: Multiplicateurs des dépenses publiques**

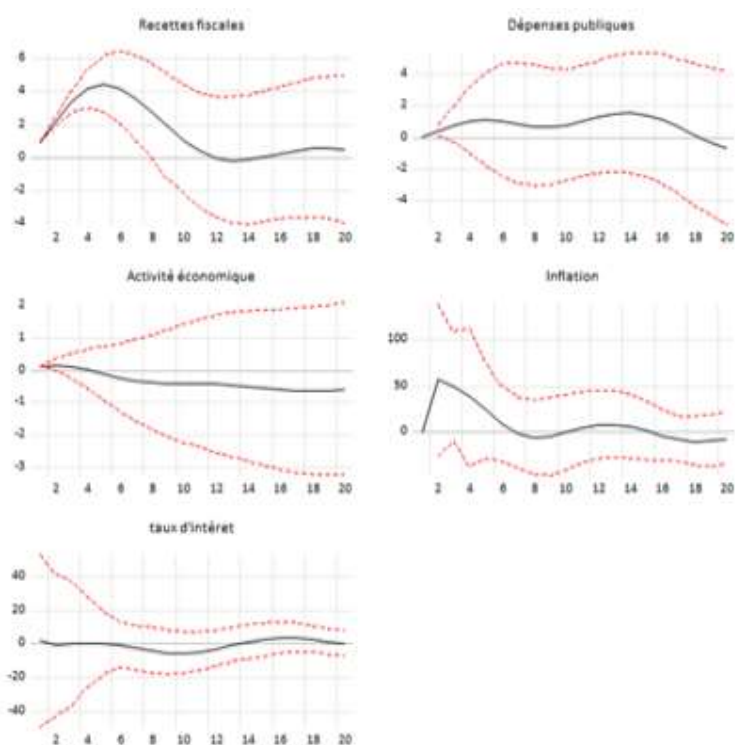
Trimestre					
Choc	4 <sup>ét</sup>	8 <sup>ét</sup>	12 <sup>ét</sup>	16 <sup>ét</sup>	20 <sup>ét</sup>
Multiplicateur	1,27	1,30	1,63	1,81	1,74

### 3.3.2 L'impact d'un choc de taxes

#### 3.3.2.1 *Les réponses dynamiques*

La figure 8 montre les réponses dynamiques des variables macroéconomiques de notre modèle à un choc structurel de taxes. D'abord, ce choc fait augmenter significativement les recettes de l'État, et ce durant huit trimestres suivant le choc. De plus, les dépenses publiques augmentent significativement suite à ce choc de taxes, et ce durant les deux premiers trimestres seulement. En effet, cette augmentation dans les dépenses publiques s'explique par l'accroissement de la capacité financière du gouvernement qui se manifeste à travers une augmentation de l'assiette fiscale. De plus, cette augmentation dans les dépenses publiques a engendré un effet multiplicateur qui se traduit par une réponse positive et significative du PIB réel au choc fiscal, et ce pendant deux trimestres suivants le choc de taxes. Il est important de souligner que ces résultats empiriques sont en concordance avec l'approche keynésienne. Enfin, le choc de taxes ne semble avoir aucun effet significatif sur le taux d'inflation et le taux d'intérêt.

**Figure 8: Réponses dynamiques d'un choc de taxes**



### 3.3.2.2 *Les multiplicateurs des taxes*

Afin de juger l'efficacité du choc fiscal (choc de taxes), dont les effets macroéconomiques sont discutés qualitativement dans la section précédente, nous procédons à la quantification des multiplicateurs fiscaux. En effet, un multiplicateur supérieur à 1 suggère que la politique économique, axée sur la fiscalité, est économiquement efficace. Dans le cadre de notre étude, cette efficacité n'est pas validée pour tous les horizons de l'analyse. Ce résultat est conforme à celui de l'étude de Blanchard et Perotti (2002).

**Tableau 19: Multiplicateurs des taxes**

Trimestre					
Choc	4 <sup>ét</sup>	8 <sup>ét</sup>	12 <sup>ét</sup>	16 <sup>ét</sup>	20 <sup>ét</sup>
Multiplicateur	1,003	0,876	-0,0093	0,289	0,463

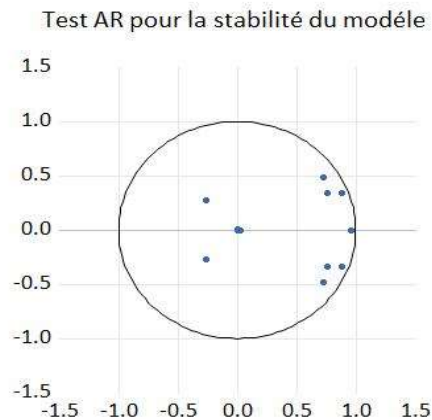
### 3.4 TEST DE ROBUSTESSE DU VARX

Afin de s'assurer que la transition d'un VARX vers un SVARX est bien réussie, il est nécessaire de vérifier la stabilité de notre modèle VARX. Pour ce faire, nous procédons au test du cercle unitaire, suivi par un ensemble de tests sur les résidus du modèle (autocorrélation et hétéroscédasticité). Puisque nous avons ajouté des variables exogènes à notre modèle, il nous semble nécessaire d'enrichir l'étude de robustesse par un test d'exogénéité. À ce niveau, nous déployons le test de causalité de Granger.

- **Test du cercle unitaire**

Les résultats confirment la stabilité de notre modèle VARX (3). En effet, la figure ci-dessous montre que l'inverse de toutes les racines du polynôme associé à ce modèle sont inférieures à 1.

**Figure 9: Test de la racine unitaire**



- **Test de White**

Nous remarquons que le seuil de significativité empirique associé au test de White est nettement supérieur au seuil théorique de 5 %. Nous ne rejetons donc pas l'hypothèse nulle d'homoscédasticité des résidus. Ainsi, les écart-types des paramètres estimés de notre modèle VARX (3) sont donc robustes à l'hétéroscédasticité conditionnelle.

**Tableau 20: Test d'hétéroscédasticité**

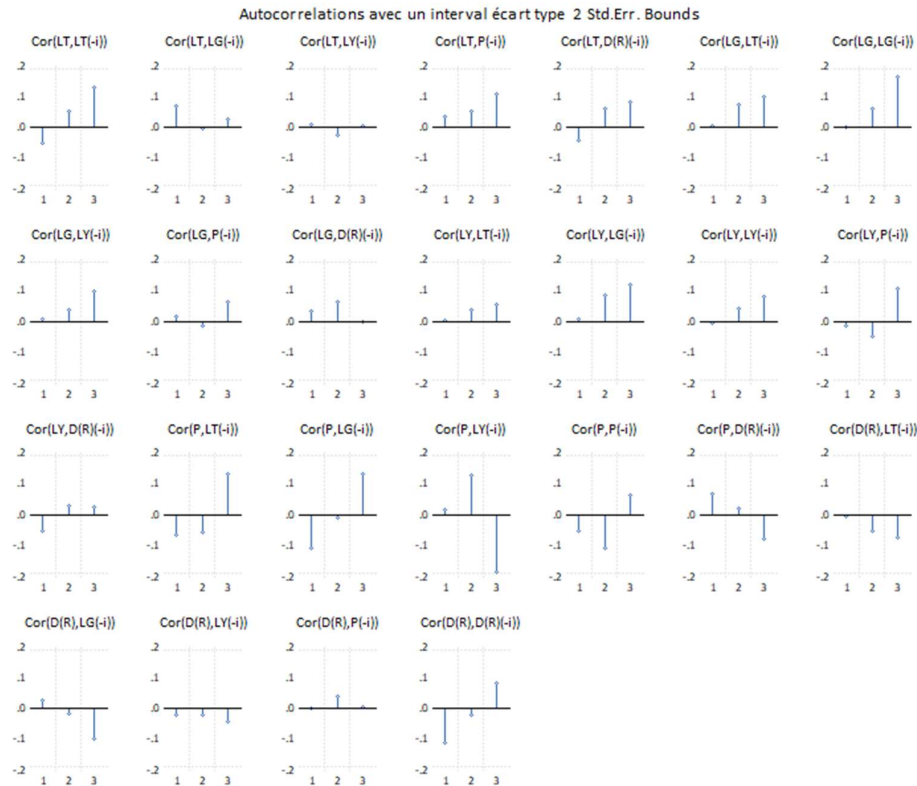
Chi-sq	df	Prob
630.80	585	0.09

- **Test d'autocorrélation**

Il est important de vérifier la corrélation entre les résidus du modèle VARX (3). En effet, en présence de cette corrélation, les paramètres estimés du modèle seront biaisés. Pour accomplir cette vérification, nous allons recourir au test de corrélogramme (figure 10) et au test LM (tableau 21).

Selon la figure 10, la majorité des résidus sont à l'intérieur du domaine de confiance. Nous concluons donc qu'ils ne sont pas liés les uns aux autres. En d'autres termes, les résidus sont des bruits blancs. Ce résultat est confirmé par le test LM. À la lumière des informations du tableau 21, les seuils de significativité empirique sont en général supérieurs aux seuils théoriques. Ainsi, nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle du test LM qui stipule que les résidus de notre modèle sont bruits blancs.

**Figure 10: Test d'autocorrélation**



**Tableau 21: Test LM d'autocorrélation**

Retard	LRE* stat	Df	P-value	Rao F-stat	Df	Prob.
1	26.61692	25	0.3753	1.070290	(25, 309.8)	0.3760
2	27.86992	25	0.3139	1.122892	(25, 309.8)	0.3145
3	41.82821	25	0.0188	1.722957	(25, 309.8)	0.0189

- **Test de Granger**

Le tableau 22 indique que le seuil de significativité empirique associé au test de causalité de Granger est supérieur au seuil théorique de 5 %. Ce résultat confirme l'hypothèse de non-causalité, c'est-à-dire que les variables macroéconomiques tunisiennes ne causent pas la mesure d'incertitude WUI au seuil de 5%. Ainsi, cette dernière est donc exogène à l'environnement économique tunisien.

**Tableau 22: Test de causalité de Granger**

Hypothèse nulle	F-Stat	Prob.
LT ne cause pas WUI	1.69445	0.1720
LG ne cause pas WUI	3.53635	0.1693
Ly ne cause pas WUI	4.60477	0.4459
P ne cause pas WUI	0.22034	0.8821
R ne cause pas WUI	2.28954	0.0819

### 3.5 ÉTUDE DE SENSIBILITÉ DU MODÈLE SVARX (VIX)

#### 3.5.1 Identification et estimation du modèle SVARX (VIX)

Afin de tester dans quelle mesure les résultats présentés ci-dessus sont robustes à la mesure de l'incertitude, et ce en remplaçant la variable WUI par l'indice VIX. Nous considérons un modèle VARX à deux retards. Le choix du nombre de retards est recommandé par les critères d'information d'Akaike. Ce modèle est estimé en utilisant des données trimestrielles couvrant la période 2006 :1 au 2018 :4. Il est à rappeler que l'objectif derrière l'estimation de ce modèle consiste à étudier l'effet de la volatilité sur l'efficacité de la politique budgétaire.

Analytiquement, notre VARX (2) s'écrit sous la forme suivante :

$$Y_t = A + BX_t + A_l Y_{t-1} + A_l Y_{t-2} + B_l Y_{t-1} X_t + B_l Y_{t-2} X_t + H_t + \varepsilon_t, \quad (8)$$

Où  $X_t$  correspond à la variable exogène (VIX).  $H_t$  est une variable binaire qui prend la valeur de 1 durant les périodes de volatilité et 0 pendant les périodes de stabilité. La forme matricielle réduite du modèle s'écrit comme suit :

$$\begin{pmatrix} X_{Vt} \\ X_{Vg} \\ X_{Vy} \\ X_{Vp} \\ X_{Vr} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & 0 & \alpha_{ty} & \alpha_{tp} & \alpha_{tR} \\ 0 & 1 & \alpha_{gy} & \alpha_{gp} & \alpha_{gR} \\ \gamma_{yt} & \gamma_{yg} & 1 & 0 & 0 \\ \gamma_{pt} & \gamma_{pg} & \gamma_{py} & 1 & 0 \\ 0 & 0 & \gamma_{Ry} & \gamma_{Rp} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mu^t \\ \mu^g \\ \mu^y \\ \mu^p \\ \mu^R \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & \beta_{tg} & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{gt} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ \beta_{Rt} & \beta_{Rg} & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e^t \\ e^g \\ e^y \\ e^p \\ e^R \end{pmatrix}$$



En suivant Blanchard et Perroti (2002), l'estimation des élasticités instantanées donne les résultats suivants :

**Tableau 23: Estimation des élasticités instantanées**

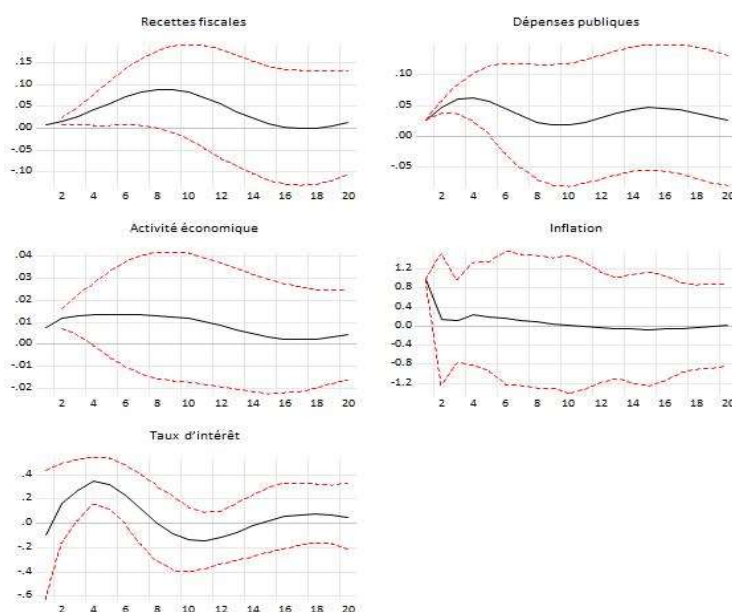
	$e^t$	$e^R$	$\mu^t$	$\mu^g$	$\mu^y$	$\mu^p$	$\mu^R$
$\mu^t$	$\beta_{tg} = -0.34$	$\beta_{Rt} = 0.250$	0		$\alpha_{ty} = -0.8$	$\alpha_{tp} = -0.35$	$\alpha_{tR} = 0$
$\mu^g$		$\beta_{Rg} = 0.0021$			$\alpha_{gy} = 0$	$\alpha_{gp} = 1$	$\alpha_{gR} = 0$
$\mu^y$			$\gamma_{yt} = -0.016$	$\gamma_{yg} = -0.29$			
$\mu^p$			$\gamma_{pt} = -3.82$	$\gamma_{pg} = -40.8$	$\gamma_{py} = 14.8$		
$\mu^R$					$\gamma_{Ry} = 12.8$	$\gamma_{Rp} = 0.002$	

### 3.5.2 Chocs budgétaires et impacts dynamiques

#### 3.5.2.1 Impact d'un choc de dépenses publiques

La figure 11 montre les réponses dynamiques des variables macroéconomiques de notre modèle à un choc structurel de dépenses publiques. D'abord, ce choc fait augmenter significativement les dépenses de l'État, et ce durant cinq trimestres suivant le choc. De plus, la réponse positive et significative du taux d'intérêt au choc de dépenses publique se manifeste avec un certain décalage (après trois trimestres), et dure pendant quatre trimestres consécutifs. Aussi, le PIB réel augmente de manière significative à ce choc, et ce durant les quatre premiers trimestres. Enfin, l'effet du choc sur les dépenses publiques, conjugué avec la réponse positive de l'activité économique, entraînent une augmentation significative des recettes de l'État durant huit trimestres consécutifs suivant le choc de dépenses publiques. Enfin, la réponse d'impact du taux d'inflation au choc de dépenses publiques est positive et statistiquement significative. Globalement, ces résultats sont conformes avec les prédictions de l'école keynésienne.

**Figure 11: Réponses dynamiques d'un choc de dépenses publiques**



### 3.5.2.2 Multiplicateurs des dépenses publiques.

Afin de juger l'efficacité du choc budgétaire, dont les effets macroéconomiques sont discutés qualitativement dans la section précédente, nous procédons à la quantification des multiplicateurs budgétaires. En effet, un multiplicateur budgétaire supérieur à 1 suggère que la politique budgétaire, axée sur un accroissement de dépenses publiques, est économiquement efficace. Dans le cadre de notre étude, cette efficacité est validée tant à court terme qu'à long terme. En effet, le tableau 24 montre que les multiplicateurs budgétaires sont supérieurs à un pour un horizon temporel qui varie d'une à cinq années. Cette évidence empirique corrobore les prescriptions de l'école keynésienne.

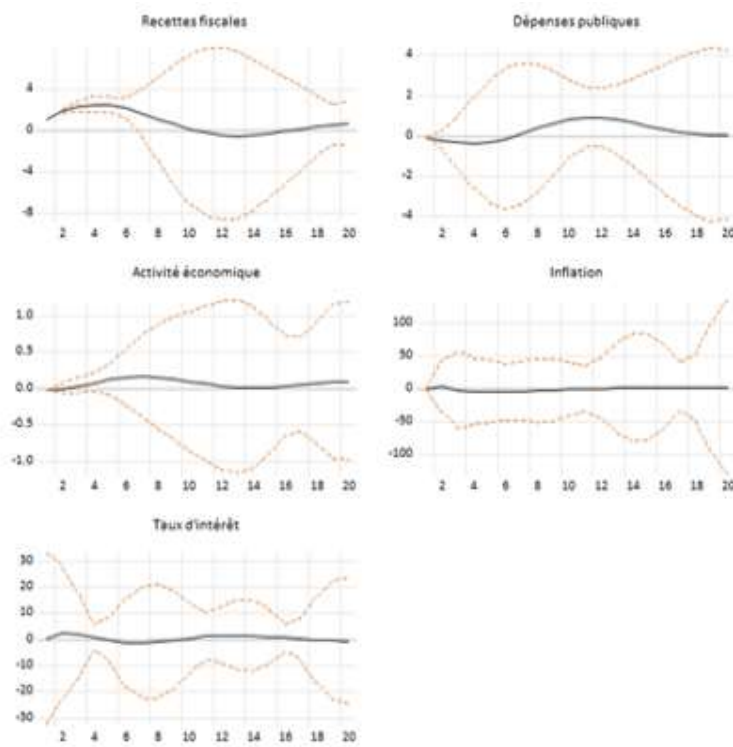
**Tableau 24 : Multiplicateurs des dépenses publiques**

Trimestre					
Choc	4 <sup>ét</sup>	8 <sup>ét</sup>	12 <sup>ét</sup>	16 <sup>ét</sup>	20 <sup>ét</sup>
Multiplicateur	1,25	1,29	1,43	1,35	1,28

### 3.5.2.3 Impact d'un choc de taxes

La figure 12 montre que la réponse dynamique des recettes fiscales à un choc de taxes est positive et statistiquement significative, et ce pour une période de sept trimestres suivant le choc. Pour ce qui de la réponse des autres variables macroéconomiques de notre modèle à un choc de taxes, elles sont statistiquement non significatives. Face à ce constat, il nous apparaît non pertinent de présenter et discuter les multiplicateurs budgétaires associés à ce choc.

**Figure 12: Réponses dynamiques d'un choc de taxes**



## CONCLUSION

Ce mémoire traite de l'efficacité de la politique budgétaire, en mettant l'accent sur la sensibilité de cette efficacité par rapport à l'incertitude et la volatilité économiques. Pour ce faire, nous nous intéressons à un prototype d'une petite économie ouverte, à savoir la Tunisie. Afin d'atteindre l'objectif de notre recherche, nous avons estimé trois versions différentes d'un modèle vecteur autorégressif structurel (SVAR).

Dans le premier modèle, nous n'avons pas contrôlé pour l'impact de la volatilité et de l'incertitude économiques sur l'efficacité des chocs budgétaires. Dans la deuxième version du modèle, nous avons introduit la variable WUI qui correspond à l'indice mondial de l'incertitude. Enfin, la troisième version de notre modèle empirique incorpore la volatilité de l'indice boursier (TUNINDEX) qui correspond à l'écart-type sur 360 jours du rendement de cet indice.

D'abord, les résultats qualitatifs de l'étude, basés sur les fonctions de réponses dynamiques, montrent que l'effet positif des mesures budgétaires et fiscales sur l'activité économique sont robustes à la prise en compte de la volatilité et de l'incertitude économiques.

De plus, en l'absence d'incertitude et de volatilité, les mesures budgétaires et fiscales sont économiquement efficaces. Pour le choc de dépenses, cette efficacité est documentée tant à court qu'à long terme. Concernant les chocs de taxes, cette efficacité est valide seulement à court terme.

Par ailleurs, lorsque l'environnement macroéconomique est caractérisé par la présence d'une forte incertitude et volatilité, les multiplicateurs budgétaires demeurent supérieurs à l'unité seulement pour le choc de dépenses publiques, et ce à court et long terme. Ainsi, l'accroissement des dépenses publiques s'avère une politique économique efficace, contrairement aux mesures fiscales.

Le fait que notre étude porte sur une seule économie émergente (la Tunisie) ne permet pas une généralisation de nos résultats pour l'ensemble des pays en développement. Nous pensons qu'une étude portant sur un échantillon plus large

de pays en voie de développement pourrait fournir plus d'évidence quant aux effets de la volatilité économique sur l'efficacité de la politique budgétaire dans les pays émergents.

Aussi, le choix des variables macroéconomiques joue un rôle crucial dans la validité et la robustesse des résultats empiriques. Ainsi, nous proposons, dans le cadre des travaux de recherche futures, d'inclure d'autres variables endogènes telles que l'investissement privé et la consommation des ménages. L'inclusion de ces variables permettra de mieux comprendre les mécanismes de transmission de la politique budgétaire en contexte de volatilité et d'incertitude.

Une autre limite à notre travail de recherche réside dans le caractère exogène des variables relatives à l'incertitude et la volatilité (WUI et VIX). Cependant, la volatilité peut être générée par le biais d'une variable endogène du modèle. Dans ce cas, et à titre d'exemple, il serait très pertinent de savoir comment la volatilité fiscale pourrait affecter l'efficacité des mesures budgétaires.

Enfin, tous les résultats de notre étude, en lien avec les effets des chocs de dépenses publiques et de taxes, dépendent de la façon selon laquelle ces chocs sont identifiés. Dans le cas de notre étude, ces chocs sont estimés en imposant des restrictions d'identification à la Blanchard et Perotti (2002). Il serait pertinent de tester la validité de ces restrictions, et donc la robustesse de nos résultats, en utilisant l'approche d'identification développée par Bouakez, Chihi et Normandin (2014). Cette dernière, qui n'impose aucune restriction d'identification arbitraire, exploite les propriétés statistiques des chocs structurels afin d'estimer les chocs de dépenses publiques et de taxes.

## RÉFÉRENCES

- Ahir, H., Bloom, N., Furceri, D. (2018) The World Uncertainty Index.
- Alesina, A. and Ardagna, S. (2013). The Design of Fiscal Adjustments. *Tax Policy and the Economy* 27 (1): 19–68.
- Alloza, M. (2018). Is fiscal policy more effective in uncertain times or during recessions? Working Papers 1730, Banco de España.
- Auerbach, A. and Gorodnichenko, Y. (2012). Measuring the Output Responses to Fiscal Policy. *American Economic Journal: Economic Policy*, 4(2):1–27.
- Auerbach, A. J. and Gorodnichenko, Y. (2013). Output Spillovers from Fiscal Policy. *American Economic Review*, 103(3):141–46.
- Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. *Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593–1636.
- Barro, R. J. and Redlick, C. J. (2011). Macroeconomic Effects from Government Purchases and Taxes. *Quarterly Journal of Economics*, 126(1):51–102.
- Basso, H S. and Rachedi, O. (2018). The Young, the Old, and the Government: Demographics and Fiscal Multipliers. Banco de Espana Working Paper No. 1837.
- Biau, O. and Girard, É. (2005). Politique budgétaire et dynamique économique en France : l’approche VAR structurel. *Économie & Prévision*, 169 (3):1–23.
- Blanchard, O. and Perotti, R. (2002). An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output. *Quarterly Journal of Economics*, 117(4):1329–1368.
- Bognanni, M. (2013). An empirical analysis of time-varying fiscal multipliers. Working Paper. University of Pennsylvania.
- Bouakez, H., Chihi, F., and Normandin, M. (2014). Measuring the Effects of Fiscal Policy. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 47:123-151.
- Briotti, M.G. (2005) Economic reactions to public finance: a survey of the literature, European Central Bank Occasional Paper Series 38, Frankfurt.
- Cacciatore, M. and Traum, N. (2022). Trade Flows and Fiscal Multipliers. *The Review of Economics and Statistics*, 104(6):1206-1223.
- Combes, J-L. A., Minea, L., Mustea, & Mousse, N. S. (2014). The Euro and the Crisis: Evidence on Recent Fiscal Multipliers. *Revue d’économie politique*, 124(6).

- Corsetti, G., A. Meier, and G.J. Müller. (2012). What Determines Government Spending Multipliers? IMF Working Paper 12/150 (Washington: International Monetary Fund).
- Dabiré, F., H. Khan, P. Richard and J-F. Rouillard. (2021). Characterizing G-multipliers in Canada. Cahiers de recherche 21-01, Département d'Économique de l'École de gestion de l'Université de Sherbrooke.
- Faust, J. and Leeper, E.M. (1997). When Do Long-Run Identifying Restrictions Give Reliable Results? *Journal of Business & Economic Statistics*, 15(3):345-353.
- Faust, J. (1998). The robustness of identified VAR conclusions about money. *Carnegie-Rochester Conference Series On Public Policy*, 49:207-244.
- Gechert, S. and Will, H. (2012). Fiscal Multipliers: A Meta-Analysis of the Literature. Document de travail. 32 pages.
- Gottschalk, J. (2001). An Introduction into the SVAR Methodology: Identification, Interpretation and Limitations of SVAR models.
- Hicks, J (1937). Mr. Keynes and the "Classics"; A Suggested Interpretation. *Econometrica*, 5(2) :147-159.
- Ilzetzki E., E. G. Mendoza, and C. A. Vegh. (2013). How Big (Small?) Are Fiscal Multipliers? *Journal of Monetary Economics*, 60: 239–254.
- Keynes, J. M. (1936). *The general theory of employment, interest and money*. London: Macmillan. Knight, F. (1921). *Risk, uncertainty and profit*. London: Houghton Mifflin.
- Lütkepohl , H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*.
- Mittnik, S. and Semmler, W. (2012). Regime dependence of the fiscal multiplier. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 83(3) :502-522.
- Mountford, A. and Uhlig, H. (2009) What are the effects of fiscal policy shocks?, *Journal of Applied Econometrics*, 24, 960–92.
- Perotti, R. (2005) Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries, CEPR Discussion Papers 4842, London.
- Priftis, R. and Zimic, S. (2018). Sources of borrowing and fiscal multipliers. ECB Working Paper No. 2209.
- Ramey, V. (2011). Identifying Government Spending Shocks: It's All in the Timing. *Quarterly Journal of Economics*, 126(1): 1 – 50.

Ramey, V. A. and Zubairy, S. (2018). Government Spending Multipliers in Good Times and in Bad: Evidence from US Historical Data. *Journal of Political Economy*, 126(2).

Romer, C. and Romer, D. (2010). The Macroeconomic Effects of Tax Changes: Estimates Based on a New Measure of Fiscal Shocks. *American Economic Review*, 100(3):763–801.

Sims C. (1980), “Macroeconomics and reality”, *Econometrica*, 48(1), 1-48.

Uhlig, H. (2005). What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure. *Journal of Monetary Economics*, 52(2), 381-419.