UNIVERSITE MOHAMMED V DE RABAT
FACULTE DES SCIENCES JURIDIQUES ECONOMIQUES ET SOCIALES-SOUISSI

THESE

DE DOCTORAT EN SCIENCES ECONOMIQUES ET DE GESTION

Effets de la politique budgétaire sur la dynamique économique au Maroc

Préparée par :

Anouar GHAZI

Encadrée par :

Docteur TAHAR MOUNSIF

Soutenue publiquement le 24/10/2019

MEMBRES DU JURY :

Docteur KHALID HAMMES, Professeur d'enseignement supérieur à la FSJES, Salé .....**Président**

Docteur TAHAR MOUNSIF, Professeur d'enseignement supérieur à la FSJES, Souissi.....**Directeur de thèse et Membre**

Docteur ABDELLAH ECHAOUI, Professeur Habilité à la FSJES, Souissi.....**Rapporteur et Membre**

Docteur RADOUANE RAOUF, Professeur Habilité à la FSJES, Souissi .....**Rapporteur et Membre**

Année universitaire 2018-2019

"الحمد لله الذي بنعمته تتم الصالحات، وبفضله تتنزل الخيرات والبركات، وبتوفيقه تتحقق المقاصد والغايات"

À mes Parents, mon épouse, ma petite fille, mes frères, et mes Grandes Mères…

A l'âme de mon grand-père LHAJ BOUAZZA KARIM…

Remerciements

Je souhaite en premier lieu remercier chaleureusement mon directeur de thèse, Monsieur **MOUNSIF TAHAR**, professeur d'enseignements supérieur et chef du laboratoire d'Analyse Economique et Modélisation (LEAM) à la FSJES Souissi, de m'avoir encadré, orienté, aidé et conseillé.

Je lui suis également reconnaissant pour le temps qu'il m'a accordé, pour ses qualités pédagogiques, scientifiques mais surtout humaines, pour sa franchise et sa sympathie, et pour ses nombreux conseils avisés qui m'ont été d'une grande utilité tout au long de ce travail. J'ai beaucoup appris à ses côtés depuis mes premières années de licence jusqu'à nos jours, et je lui adresse ma gratitude pour tout cela.

Mes chaleureux remerciements s'adressent également à Monsieur **KHALID HAMMES**, professeur d'enseignement supérieur et doyen de la FSJES de salé, d'avoir porté intérêt à mon travail, et d'avoir consacré son temps pour présider ma soutenance.

J'adresse également mes chaleureux remerciements aux rapporteurs de cette thèse Monsieur **RAOUF RADOUANE**, professeur à la FSEJS-Souissi, et Monsieur **ECHAOUI ABDELLAH**, professeur à la FSEJS-souissi, d'avoir bien voulu prendre connaissance de ce travail.

C'est pour moi aussi un réel plaisir de remercier toutes les personnes qui m'ont, de près ou de loin, d'une manière ou d'une autre, permis, par leur collaboration, leur soutien et leur avis judicieux, de mener à bien ce travail.

Enfin, je souhaite dédier ce travail à tous les membres de ma famille et mes amis. Je voudrais tout particulièrement exprimer ma reconnaissance à mes chers parents ; Monsieur **GHAZI BOUAZZA** et Madame **KARIM FADMA**.

Je tiens à exprimer aussi ma plus profonde reconnaissance à ma chère épouse Madame **ASMAE AMARHYOUZ GHAZI.** Sa patience, son réconfort et son affectueux soutien tout au long de ce travail m'ont été d'une très grande aide. Je dédie ce travail à ma petite princesse **GHAZI AMIRA**.

Un grand merci à vous tous !

Liste des abréviations

ADF	Augmented Ducky-Fuller
AIC	Critère d'information Akaike
BDS	Brock-Dechert-Scheinkman
BKAM	Bank al Maghrib
DEPF	Direction des études et des prévisions financières
DSGE	Dynamic Stochastic General Equilibrum
EM	Espérance-maximisation
FM	Fond monétaire international
HCP	Haut commissariat au plan
HP	Hodrick-Prescott
INF	Taux d'inflation
IPC	Indice des prix à la consommation
IRF	Fonctions de réponses impulsionnelles
KPSS	Kwiatkowski-Philips-Scmidt-Shin
LM	Multiplicateur de Lagrange
LS	Lee et strazicich
MB	Multiplicateur budgétaire
MCMC	Chaine de Markov Monte Carlo
MCO	Méthode des moindres carrés ordinaires
MEF	Ministère de l'économie et des finances
MS-VAR	Markov switching VAR
NEC	Nouvelle école classique
NEK	Nouvelle école Keynésienne
OA-DA	Offre agrégée-Demande agrégée
PAS	Programme d'Ajustement Structurel

PIB	Produit intérieur brut
PM	Politique monétaire
PM	Politique budgétaire
PP	Philips et Perron
RBC	Real Business Cycle
SC	Critère d'information de Schwarz
SVAR	Modèle Vectoriel autorégressif structurel
TMP	Taux moyen pondéré du marché interbancaire
TVP-VAR	Time varying parameter VAR
VAR	Modèle Vectoriel autorégressif
ZA	Zivot et andrews

Résumé

La présente thèse se propose d'étudier les effets macroéconomiques de la politique budgétaire sur l'activité économique au Maroc, à la lumière des changements structurels de l'économie marocaine de la période allant de 1990 à 2016. L'objectif en définitive, étant d'apprécier le rôle de la politique budgétaire en tant que politique économique de stabilisation conjoncturelle.

Les travaux de recherche menés dans cette thèse visent à contribuer à la littérature empirique traitant les effets de la politique budgétaire sur la dynamique économique au Maroc, et ce à l'aide d'une série d'estimations s'appuyant à la fois sur les modèles VAR structurels (VARs) linéaire et les modèles VAR structurels non linéaire, en l'occurrence le VAR à paramètres temporels variables (TVP-VAR), et le VAR markovien à changement de régime (MS-VAR). Ces derniers, permettent de saisir le caractère asymétrique de la réaction de l'activité économique aux chocs de politique budgétaire sur la période étudiée, surtout que les tests de racines unitaires avec ruptures indiquent que l'économie du Maroc a connu plusieurs changements de régime.

Dans ce cadre, le rapprochement des résultats émanant des deux types de modélisation (linéaire et non linéaire) permet d'apprécier avec plus de rigueur scientifique le rôle de la politique budgétaire au Maroc à stabiliser les fluctuations macroéconomiques.

Les résultats des estimations laissent conclure que : i) la politique budgétaire impacte faiblement l'activité économique, et son pouvoir de relance de l'économie est limité (multiplicateur budgétaire inférieur à 1), ii) les effets des chocs budgétaires sur l'activité économique n'ont pas fluctué dans le temps et restent stables malgré les changements structurels que l'économie a connus notamment depuis les années 1998, iii) les effets de la politique budgétaire sont indépendants de l'état de la conjoncture économique (phase du cycle), et iv) l'orientation de la politique budgétaire est trouvée pro-cyclique, surtout dans le premier régime (1990-1998); orientation jugée contradictoire avec la fonction de stabilisation de la conjoncture, qui exige une conduite budgétaire contra-cyclique.

Mots clés : Politique budgétaire, activité économique, stabilisation macroéconomique, changements structurels, dynamique économique, VAR structurel linéaire, VAR structurel non linéaire.

Jel-classification : C52, C61, E32, E62, E63.

Abstract

The present thesis proposes to study the macroeconomic effects of fiscal policy on economic activity in Morocco, in the light of the structural changes in the Moroccan economy from 1990 to 2016. The final objective is to appreciate the role of fiscal policy as a cyclical economic stabilization policy.

This research aims to contribute to the empirical literature on the effects of fiscal policy on economic dynamics in Morocco. Estimates are based on both linear structural VAR models (VARs) and nonlinear structural VAR models ; including time varying parameter VAR (TVP-VAR) and Markovian switching VAR (MS-VAR). These models highlight the eventual asymmetric responses of economic activity to fiscal policy shocks over the period studied, which represents a great scientific interest, especially since unitary root tests with breaks indicate that the Moroccan economy has experienced several structural break.

In this context, the comparison of the results emanating from the two types of modeling (linear and non-linear) makes it possible to assess the role of fiscal policy in Morocco in stabilizing macroeconomic fluctuations.

The results of the estimates suggest that: (i) fiscal policy has a weak impact on economic activity, and its economic stimulus is limited (fiscal multiplier below 1), (ii) the effects of fiscal shocks on activity have not fluctuated over time and remain stable despite the structural changes in the economy since 1998, iii) the effects of fiscal policy are independent of the state of economic activity, and iv) the fiscal stance is found to be pro-cyclical, especially in the first regime (1990-1998); This is inconsistent with the stabilizing function of the economy, which requires counter-cyclical fiscal policy.

Key words: Fiscal policy, Economic activity, Macroeconomic stabilization, Structural changes, Economic dynamics, Linear structural VAR, Nonlinear structural VAR.

Jel-classification: C52, C61, E32, E62, E63.

Sommaire

1. INTRODUCTION GENERALE 10

1. Chapitre 1 : Revue de littérature sélective sur les effets macroéconomiques de la politique budgétaire 19

1.1 Effets positifs de la politique budgétaire 21

1.2 Effets nuls de la politique budgétaire 43

1.3 Effets négatifs de la politique budgétaire expansionniste 51

1.4 Effets non linéaires de la politique budgétaire 59

2. Chapitre 2 : Effets linéaires de la politique budgétaire sur l'activité économique au Maroc 67

2.1 Revue des travaux empiriques 69

2.2 Etude de la stationnarité des variables 72

2.3 Méthodologie d'estimation du VAR struturel linéaire 76

2.4 Résultats et interprétations 84

3. Chapitre 3 : Effets non linéaires des chocs budgétaires au Maroc et changements structurels 94

3.1 Travaux empiriques 96

3.2 Données et tests de racine unitaire avec ruptures 100

3.3 Estimation du modèle VAR à paramètres temporels variables 110

3.4 Résultats des estimations 116

4. Chapitre 4 : Effets non linéaires de la politique budgétaire et état du cycle économique au Maroc 128

4.1 Revue de littérature empirique sélective 130

4.2 Variables et tests de racine unitaire 134

4.3 Tests de non linéarité des variables 143

4.4 Estimation du VAR Markovien à changement de régime 147

4.5 Résultats et interprétations 151

5. Chapitre 5 : Modélisation linéaire et non linéaire : leçons à tirer pour la politique budgétaire au Maroc 160

5.1 Leçons à tirer pour la politique budgétaire au Maroc 161

5.2 Pistes d'améliorations et de recherches 174

6. CONCLUSION GENERALE 180

INTRODUCTION GENERALE

La politique budgétaire est définie en général comme l'utilisation des instruments budgétaires (dépenses et recettes) pour influencer le niveau agrégé de l'activité économique (Tanzi 2004). Elle constitue à côté de la politique monétaire, le principal levier de politique économique dont dispose les décideurs publics pour réagir aux fluctuations économiques. De ce fait, pour réguler l'économie, les décideurs publics peuvent modifier le niveau et/ou la structure des dépenses budgétaires et de la fiscalité, ou changer le niveau et la forme de l'emprunt.

Les fonctions de base de cette politique économique sont au nombre de trois : l'allocation, la distribution et la stabilisation (Musgrave 1959). Par ailleurs, ses objectifs varient en fonction de l'horizon temporel considéré. Ainsi, à long terme la politique budgétaire peut être utilisée pour favoriser une croissance économique durable en améliorant les infrastructures, l'éducation, et la santé (canal de l'offre). En revanche, à court et à moyen termes la politique budgétaire peut être utilisée pour amortir les fluctuations de la conjoncture en affectant la demande agrégée : il s'agit de la fonction de stabilisation.

Dans ce cadre, la fonction de stabilisation de la l'activité économique de la politique budgétaire et ses effets sur la demande agrégée a fait l'objet d'un grand débat théorique qui a duré plus d'un siècle, entre les Keynésiens tenants d'une intervention économique de l'Etat pour réguler la conjoncture économique, les non Keynésiens qui jugent que la politique budgétaire est en général inefficace, et les anti-Keynésiens qui estiment que la relance budgétaire exerce des effets dépressifs sur l'économie.

En effet, la théorie Keynésienne stipule qu'une politique budgétaire à travers l'augmentation des dépenses ou la diminution des impôts affecte positivement la demande agrégée et par conséquent, fait augmenter la production. Keynes (1936) recommande alors l'usage d'une politique budgétaire expansionniste notamment en période de crise, pour stimuler la demande privée et donc relancer l'activité économique à travers le fonctionnement du multiplicateur budgétaire.

En revanche, la théorie classique et la nouvelle théorie classique suggèrent que l'augmentation des dépenses publiques n'affecte pas l'activité économique, car le marché s'autorégule pour atteindre son niveau de production de plein emploi. Dans ce cadre, Barro (1974) dans sa théorie de l'équivalence Ricardienne réfute la théorie Keynésienne standard et suggère qu'une politique budgétaire visant à stimuler la demande agrégée exerce des effets neutres sur la demande privée et sur la production. Dans ce cadre, la politique budgétaire n'a pas de rôle économique.

Depuis, la réflexion sur les effets de la politique budgétaire ne s'est renouvelée qu'avec l'émergence dans les années 1990 de la théorie anti-Keynésienne des finances publiques selon laquelle une politique budgétaire keynésienne de déficit exerce un effet dépressif sur l'activité économique, et inversement la consolidation budgétaire consistant à diminuer le déficit favorise l'activité économique (Giavazzi et Pagano 1990). Cette vision s'est basée sur l'analyse de l'expérience de la consolidation budgétaire menée par les pays de l'Europe du Nord dans les années 1980, qui s'est conjuguée avec une conjoncture économique favorable (effet anti-Keynésien).

En outre, quelques économistes de la théorie anti-keynésienne postulent que la politique budgétaire peut avoir aussi des effets non linéaires : c'est-à-dire la coexistence de plusieurs effets en fonction d'un certain nombre de facteurs et circonstances économiques. Dans ce cadre, Perotti (1999) suggère que pendant les périodes normales, l'économie pourrait réagir à une politique budgétaire expansionniste comme le prédit la théorie keynésienne, tandis que dans des périodes anormales caractérisées par une dette anormalement élevée l'économie peut réagir de manière classique.

Dès lors, les points de vue théoriques sur le sujet de l'efficacité et le rôle de la politique budgétaire à stabiliser l'activité économique diffèrent d'une école de pensée à l'autre. Et ses effets macroéconomiques de court terme peuvent être positifs, négatifs, ou nuls selon la théorie considérée.

Ce débat théorique continu s'est accompagné par un débat empirique, de telle sorte que la confirmation ou l'affirmation des théories précitées par des modèles empiriques constitue l'un des problèmes les plus controversés de la modélisation macroéconomique. Les résultats diffèrent d'un pays à l'autre, en fonction de la méthodologie d'estimation utilisée, des hypothèses d'identification du modèle, et de la période du temps étudiée (Spilimbergo2008).

Intérêt de la recherche

Depuis la crise financière et économique de 2008, le recours à des politiques budgétaires expansionnistes a été de plus en plus recommandé à la fois par les décideurs publics que par les académiciens, afin de relancer l'activité économique et amortir les effets défavorables de la récession surtout que la politique monétaire est devenue inefficace à stimuler l'activité économique malgré que les taux d'intérêt ont avoisiné le taux de zéro.

Dans ce cadre, la problématique du rôle stabilisateur de la politique budgétaire a connu un regain d'intérêt de telle sorte que la politique budgétaire de relance est devenue le premier sujet de débat théorique en matière de politique économique (Alesina et al 2013). Plusieurs questions ont été soulevées par la littérature empirique récente et concernent la taille des multiplicateurs budgétaires lors de la période de récession (Auerbach et al 2012), et le rôle de la politique budgétaire pour contrecarrer les fluctuations de la conjoncture économique.

En outre, l'évaluation des effets de la politique budgétaire sur la dynamique économique a connu aussi un renouveau sur le plan empirique, surtout avec le développement de la modélisation non linéaire. Cette dernière semble ouvrir de nouvelles perspectives quant à l'appréciation de la fonction de stabilisation de la politique budgétaire notamment à l'aide des modèles vectoriels autorégressifs structurels non linéaires.

L'idée sous-jacente de ces modèles est que l'économie connaît des changements structurels (actions de politique économique, guerres, crises…) qui peuvent impacter l'évolution de la relation politique budgétaire/ activité économique, et de ce fait, il est primordial de prendre en considération ces changements dans l'évaluation et l'estimation des effets de la politique budgétaire sur l'activité économique. Dans ce cadre, les modèles VARs non linéaires se proposent d'évaluer avec plus de rigueur scientifique les effets variables de la politique budgétaire en fonction des circonstances économiques (expansion, récession…) et permettent ainsi de saisir la nature non linéaire des multiplicateurs budgétaires.

Par ailleurs, l'examen de la littérature empirique révèle que le sujet des effets de la politique budgétaire est largement étudié pour les pays à revenus élevés par rapport aux pays en développement. En effet, la pénurie de bases de données statistiques trimestrielles ou parfois la qualité médiocre de ces données, et l'influence des facteurs institutionnels et structurels (niveau de développement et structures politiques) sur la bonne conduite de la

politique budgétaire, font que le nombre des études évaluant les effets de la politique budgétaire pour les pays en développement reste limité (Hemming 2002).

En outre, la littérature empirique existante, aussi faible soit elle, conclut qu'en général dans les pays en développement la politique budgétaire ne réussit pas à stimuler l'activité économique via l'augmentation de la demande agrégée, du fait que l'orientation budgétaire pour ces pays est pro-cyclique. C'est-à-dire que la politique budgétaire expansionniste est menée dans les bonnes périodes d'activité économique et inversement. Dans ce cadre, la littérature nous enseigne qu'une politique budgétaire pro-cyclique est sous-optimale et se trouve en contradiction avec la fonction de stabilisation de la politique budgétaire.

Toutefois, la littérature étudiant la pro-cyclicité de la politique budgétaire dans les pays en développement repose principalement sur la corrélation positive qui existe entre les variables budgétaires et la production, et néglige l'effet causal d'un changement des dépenses et des recettes sur l'activité économique (A. Kraay et al (2014)). Par conséquent, cette littérature peut fournir des conclusions erronées sur le pouvoir stimulant de la politique budgétaire discrétionnaire, et sur la taille et le signe du multiplicateur (E. Ilzetzki et al (2008)).

En outre, la littérature empirique traitant les effets macroéconomiques de la politique budgétaire sur l'activité économique pour les pays en développement est loin d'avoir atteint un consensus sur la taille et le signe des multiplicateurs budgétaires. Ce constat est valable aussi pour le Maroc.

De ce fait, après plus de deux décennies de la sortie du programme d'ajustement structurel (PAS), et étant donné les changements de l'économie marocaine, il est légitime de s'interroger aujourd'hui sur le pouvoir stabilisateur de la politique budgétaire discrétionnaire. En effet, l'évaluation des effets de court et moyen terme de la politique budgétaire sur l'activité économique au Maroc est d'une importance scientifique majeure, car ne nous connaissons pas beaucoup sur la réaction de l'économie aux chocs budgétaires, ni sur le signe et l'ampleur des multiplicateurs budgétaires.

Problématique et objectif de la thèse

Avant de présenter la problématique de cette recherche, on suppose que la politique budgétaire au Maroc, en se référant à la littérature empirique traitant les pays en développement, peut être inefficace en termes de stabilisation des fluctuations de l'activité économique sur la période allant de 1990 à 2016. Toutefois, ses effets peuvent êtres importants dans des sous périodes ou des dates déterminées coïncidant avec quelques changements structurels de l'économie.

En d'autres termes, la politique budgétaire au Maroc peut ne pas affecter de manière signifiante l'activité économique si le cadre d'analyse adopté est linéaire (estimation de l'effet moyen sur l'ensemble de la période), mais ses effets peuvent êtres importants si on adopte un cadre d'analyse non linéaire prenant en considération des dates et des sous périodes bien déterminées (correspondant à des circonstances économiques) dans lesquelles la politique budgétaire intervient.

Dans ce cadre, la valeur ajoutée de cette thèse est d'exploiter les dernières avancées de la modélisation non linéaire uni-variée et multi-variée, pour évaluer les effets linéaires (effets moyens) et non linéaires (effets asymétriques) de la politique budgétaire, et par conséquent apprécier son rôle de politique économique de stabilisation conjoncturelle, et ce à la lumière des changements structurels de l'économie sur la période allant de 1990 à 2016.

Ainsi, les travaux de cette thèse s'articulent autour de la problématique suivante : *A la lumière des changements structurels de l'économie marocaine, comment la politique budgétaire à travers ses instruments a-t-elle affectée l'activité économique ? Plus précisément, la politique budgétaire au Maroc assure-t-elle d'une manière efficace sa fonction de stabilisation de la conjoncture économique ?*

De cette problématique, plusieurs questions en découlent :

- Quel est l'effet d'un choc budgétaire (dépense et recette) sur l'activité économique au Maroc ? s'agit-il d'un effet positif, négatif ou nul ? ;
- La politique budgétaire est-elle efficace au sens de la théorie Keynésienne ? Plus précisément, est ce que le multiplicateur budgétaire dépasse l'unité ou non ? ;

- La réaction de l'activité économique à un choc budgétaire varie-t-elle en fonction de l'évolution de l'activité économique ou reste-t-elle stable sur l'ensemble de la période étudiée ? ;
- L'économie nationale a-t-elle connu des changements de régime ? ;
- L'effet de la politique budgétaire dépend-il de l'état du cycle économique ? Plus précisément, est ce que l'activité économique réagit différemment à un choc budgétaire, selon que ce choc intervient dans une période où la conjoncture est favorable ou défavorable (existence ou non des effets non linéaires) ? ;
- Comment la politique budgétaire réagit aux fluctuations du cycle économique au Maroc ? S'agit-il d'une orientation pro-cyclique ou contra-cyclique ?

De même, cette thèse a pour objectif d'étudier les effets de court et de moyen terme des chocs de la politique budgétaire discrétionnaire sur l'activité économique au Maroc à la lumière des changements structurels que l'économie a connu sur la période allant de 1990 à 2016. En outre, cette recherche a pour objectif de contribuer à la littérature empirique étudiant les effets macroéconomiques de la politique budgétaire à travers une série d'estimations, à l'aide d'une modélisation VARs à la fois linéaire et non linéaire.

De cet objectif général, plusieurs objectifs spécifiques peuvent être dérivés :

- Evaluer l'effet d'un choc de dépense et de recette sur la production, l'inflation et le taux d'intérêt ;
- Evaluer et analyser la taille et le signe des multiplicateurs budgétaires ;
- Apprécier le rôle stabilisateur de la politique budgétaire au Maroc ;
- Détecter les dates des changements de régime à l'aide des tests de racine unitaire avec ruptures ;
- Etudier la non linéarité des variables macroéconomiques dans un cadre uni-varié à l'aide d'une batterie de tests ;
- S'interroger sur la stabilité ou non des effets de la politique budgétaire dans le temps ;
- Examiner les éventuelles réponses asymétriques de l'activité économique aux chocs budgétaires ;
- Evaluer les effets des chocs budgétaires en fonction de l'état du cycle ;
- Discuter l'orientation de la politique budgétaire au Maroc sur la période allant de 1990 à 2016 ; s'agit-elle d'une orientation budgétaire pro-cyclique ou contra-cyclique ;

Méthodologie et structure de la thèse

Pour répondre à la problématique de cette thèse, nous structurons notre analyse autour de cinq chapitres. Chaque chapitre apportera des éléments de réponse à la problématique centrale de ce travail de recherche.

Le premier chapitre, dresse une revue de littérature sélective traitant les effets macroéconomiques de la politique budgétaire l'activité économique via le canal de la demande agrégée. L'objectif de ce chapitre est de montrer la richesse du débat économique sur la fonction de stabilisation de la politique budgétaire selon différentes théories (Keynésienne, Classique, Nouvelle classique, Nouvelle keynésienne, Anti-Keynésienne).

Dans ce cadre, les effets de la PB ont été classés en quatre types d'effets : i) les effets positifs, ii) les effets nuls, iii) les effets négatifs, et iv) les effets non linéaires.

A la lumière de ce débat, deux modèles théoriques ont été retenu, il s'agit d'un modèle Keynésien de demande agrégée et un nouveau modèle Keynésien de demande agrégée. Ces deux modèles théoriques mettant en relation un ensemble de variables macroéconomiques serviront de référence théorique à l'étude empirique menée dans les trois suivants chapitres de la thèse.

Le deuxième chapitre, se propose d'évaluer les effets des chocs budgétaires de dépenses budgétaires et de recettes fiscales sur l'activité économique au Maroc, notamment sur le PIB réel, le niveau des prix, et le taux d'intérêt. Pour ce faire, un modèle VARs linéaire a été estimé et identifié selon deux approches à savoir l'approche récursive de cholesky et l'approche de Blanchard et Perotti (2002).

De plus, pour apprécier le rôle stabilisateur de la politique budgétaire, les multiplicateurs budgétaires (de dépense et de recette) ont été calculés à partir des fonctions de réaction impulsionnelles (IRFs) du modèle VARs linéaire.

Il à signaler, que les résultats de l'analyse empirique de ce chapitre serviront comme base de rapprochement avec les résultats des modèles non linéaires des trois chapitres suivants.

Le troisième chapitre, s'appuie sur un modèle VARs non linéaire en l'occurrence le modèle VAR à paramètres temporels variables (TVP-VAR) qui permet de simuler non pas « l'effet moyen » comme c'est le cas du VAR linéaire, mais l'effet variable des chocs budgétaires à chaque trimestre de la période étudiée.

En effet, le TVP-VAR met en évidence la relation entre la politique budgétaire et l'état sous-jacent de l'économie, tout en permettant aux chocs budgétaires de varier en fonction de l'évolution de l'activité économique[1]. Ceci dit, ce chapitre évalue la variabilité de la réaction de l'activité économique au choc budgétaire à la lumière des changements structurels de l'économie.

Dans ce cadre, un ensemble de tests de racine unitaire avec rupture ont été appliqués aux variables, afin de détecter les dates correspondant de ruptures structurelles de l'activité économique.

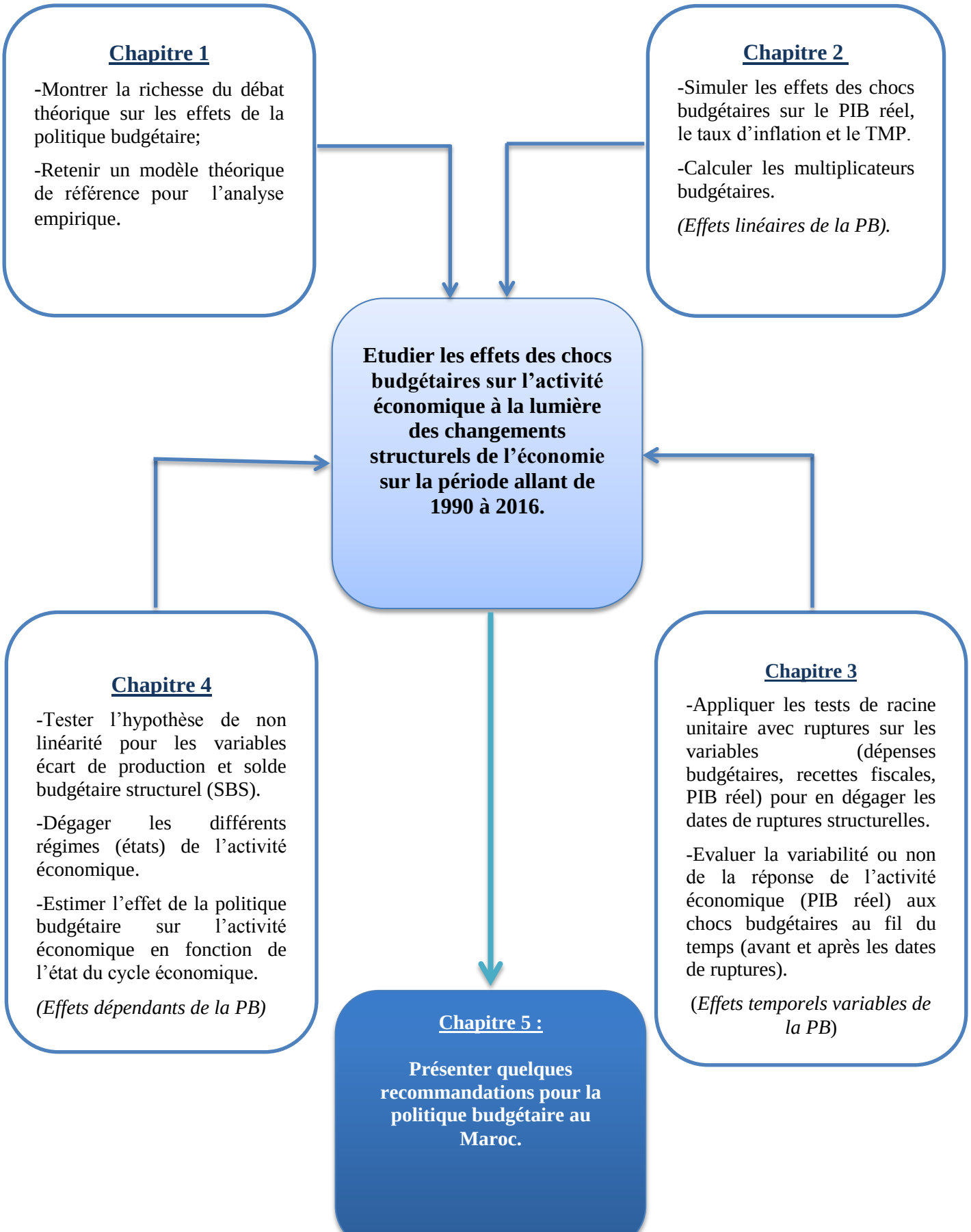
Le quatrième chapitre, à l'aide d'un autre VARs non linéaire notamment le modèle VAR markovien à changement de régime (MS-VAR), estime l'effet d'un choc de solde budgétaire structurel sur l'écart de production en fonction de l'état du cycle économique, en se référant à la littérature récente qui suggère que les effets de la politique budgétaire (la taille du multiplicateur) varient en fonction de l'état de l'activité économiques (bonnes ou mauvaises périodes).

En d'autres termes, ce chapitre vise à mettre en évidence les réponses asymétriques de l'activité économique aux chocs budgétaires dans différentes états (régimes) de l'économie.

Le cinquième chapitre, à la lumière des résultats empiriques dégagés dans les trois chapitres précédents, établit dans un premier temps quelques leçons sous forme de recommandations pour la bonne conduite d'une politique budgétaire efficace en termes de stabilisation des fluctuations de la conjoncture économique au Maroc. Et dans un second temps, présente un ensemble de pistes de recherche qui peuvent faire l'objet des travaux de recherche futurs.

[1] La motivation théorique de ce chapitre est que les effets de la politique budgétaire peuvent changer au fil de temps en termes d'ampleur et de signe.

L'architecture de la thèse peut être schématisée comme suit :



Chapitre 1 : Revue de littérature sélective sur les effets macroéconomiques de la politique budgétaire

La politique budgétaire peut être définie comme l'utilisation des dépenses budgétaires et des recettes fiscales (impôts) pour influencer l'économie. Cette politique économique constitue un instrument incontournable dont disposent les décideurs publics pour réagir aux différentes situations économiques.

Les objectifs de la politique budgétaire varient dans le temps ; A court terme la politique budgétaire peut être utilisée pour stabiliser les fluctuations de l'activité économique en affectant la demande agrégée (canal de la demande), tandis qu'à long terme, elle vise à favoriser une croissance économique durable ou à réduire la pauvreté en améliorant les infrastructures, l'éducation, et la santé (canal de l'offre). Notons que la politique budgétaire peut avoir des effets directs ou indirects à travers le mécanisme du multiplicateur.

Dans ce cadre, ce chapitre dresse une revue de littérature traitant les effets macroéconomique de court terme de la politique budgétaire selon différents courants de pensées. En effet, l'ensemble des travaux examinés dans cette de littérature se focalise sur les effets macroéconomiques de la politique budgétaire sur l'activité économique à travers le canal de la demande agrégée.

En d'autres termes, les propos théoriques traitant les effets de long terme de la politique budgétaire sur la croissance économique ne font pas l'objet de la présente thèse.

Le sujet des effets macroéconomiques de court terme de de la politique budgétaire a fait l'objet d'un grand débat théorique, qui a duré plus d'un siècle, entre les keynésiens tenants d'une intervention économique de l'État pour réguler la conjoncture économique, et les non keynésiens qui jugent que la politique budgétaire est généralement inefficace, et suggèrent

que la relance budgétaire exerce des effets dépressifs sur l'économie. Ce rapport de force a fluctué dans le temps sans que l'une de thèse ne puisse l'emporter sur l'autre (Bouthevillain et al 2013).

Ce débat théorique continu et évolutif sur le rôle de la politique budgétaire à amortir les fluctuations économiques s'est renouvelé depuis la crise économique et financière de l'année 2008.

Dans ce cadre, ce chapitre a pour objectif de montrer l'importance de ce débat en examinant un ensemble de travaux émanant de trois courants de pensée économiques à savoir ; i) les keynésiens /nouveaux keynésiens, ii) les classiques et nouveaux classiques, et iii) les anti-keynésiens. Ce cadre théorique constituera une référence théorique aux travaux empiriques de cette thèse.

Pour ce faire, ce chapitre est structuré autour de quatre grands points.

Le premier point aborde les effets positifs de la politique budgétaire de relance selon ; i) l'approche keynésienne standard qui suggère que la politique budgétaire de déficit exerce des effets expansionnistes sur la production à travers l'augmentation de la demande agrégée, ii) deux nouvelles approches de la macroéconomie moderne (celle d'après la critique de Lucas [1976]) en l'occurrence, les nouveaux keynésiens et les nouveaux classiques estimant que seule la politique budgétaire imprévue exerce des effets positifs sur la demande agrégée et de manière seulement temporaire.

Le second point traite les effets neutres de la politique budgétaire. Il s'agit des courants de pensée classiques et nouveaux classiques, qui montrent que la politique budgétaire est en général inefficace et que ses effets de court terme sont nuls.

Le troisième point traite de la théorie anti-keynésienne des finances publiques qui a émergé au début des années 1990 ; celle-ci suggère que l'augmentation du déficit budgétaire exerce un effet défavorable sur l'activité économique, et inversement.

Le quatrième point porte sur un ensemble de travaux théoriques et empiriques relatifs aux effets non linéaires de la politique budgétaire. Ces travaux confirment que les effets de la politique budgétaire peuvent dépendre de l'état des finances publiques, des caractéristiques de l'impulsion budgétaire ou de l'environnement économique. Dans ce cadre, une politique budgétaire pour une économie donnée peut être keynésienne (effets positifs) ou non keynésienne (effets nuls ou négatifs) en fonction d'un certain nombre de facteurs budgétaires et économiques.

1.1 Effets positifs de la politique budgétaire

Le rôle de la politique budgétaire en tant qu'instrument de la politique économique qui stimule la production (revenu) a fait l'objet d'un long et riche débat théorique. Ainsi, les effets macroéconomiques de court terme de cette politique économique diffèrent d'une théorie à l'autre ; ils peuvent être positifs, négatifs, ou nuls.

Dans ce cadre, cette section se focalise sur les travaux qui suggèrent que la politique budgétaire impacte positivement la demande agrégée (DA), et par conséquent stimule la production (revenu).

Dans un premier temps, il s'agit d'examiner la vision keynésienne, selon laquelle la politique budgétaire à travers l'augmentation du déficit augmente la demande agrégée et des effets positifs expansionnistes sur la production. Toutefois, ces effets peuvent être réduits dans la mesure où la politique budgétaire à travers l'augmentation des dépenses budgétaires provoque une augmentation immédiate du taux d'intérêt. Il s'agit de l'éviction financière qui fera aussi l'objet d'une discussion ci-dessous.

Dans un second temps, l'accent sera mis sur quelques propos théoriques de la macroéconomie moderne (Macroéconomie après la critique de Lucas [1976]) en l'occurrence les nouveaux classiques[2] et les nouveaux keynésiens[3], qui s'appuient généralement sur des modèles d'équilibre général fondés sur la microéconomie, en supposant que les agents privés sont parfaitement rationnels. Ces modèles montrent que la politique budgétaire exerce des effets positifs sur la demande agrégée certes, mais ces effets ne sont que temporaires.

[2] La nouvelle macroéconomie classique est un courant de pensée économique qui a émergé dans les années 1970, il critique la théorie keynésienne standard du fait que les modèles macroéconomiques keynésiens ne modélisent pas le comportement microéconomique des agents qui sont supposés rationnels. Les économistes qui forment ce courant sont : R.Lucas, E.Kydland, E.C.Prescott, R.Barro, T. Sargent.

[3] La nouvelle économie keynésienne (NEK) est un courant de pensée économique qui est apparu dans les années 1980 en réaction à la « la nouvelle école classique ». La NEK souligne que malgré la rationalité des agents privés, les marchés échouent à allouer de manière efficace les ressources. De plus, les prix et les salaires ne sont pas flexibles, mais rigides. Parmi les économistes classés dans ce courant, nous trouvons : J.Stiglitz, O.Blanchard, G.Akerlof, et G.Mankiw.

1.1.1 Efficacité de la politique budgétaire de relance

Keynes dans sa « théorie générale de l'emploi, de la monnaie et de l'intérêt » de 1936, suggère qu'il existe des situations économiques (récession par exemple) où les marchés connaissent des déséquilibres et où l'offre agrégée dépasse la demande agrégée. Par conséquent, la production se trouve inférieure aux capacités des entreprises, car celles-ci estiment que la demande effective qui leur sera adressée sera insuffisante. Dans ce cadre, l'offre agrégée excédentaire survient, car les prix et les salaires ne sont pas suffisamment flexibles pour équilibrer le marché instantanément.

En d'autres termes, Keynes critique la loi de Say, selon laquelle « l'offre crée sa propre demande », et suggère que les producteurs fixent leur niveau de production et donc leur offre de l'emploi en fonction de la demande agrégée qu'ils anticipent (principe de la demande effective)[4]. Ainsi, lorsque les producteurs anticipent une demande agrégée faible, leur niveau d'emploi sera faible ce qui se traduit par un chômage involontaire.

Par ailleurs, Keynes suggère en raison de la rigidité des prix, la production peut ne pas atteindre son niveau potentiel qui assure le plein emploi. Dans ce cadre, l'utilisation de la politique budgétaire expansionniste peut accroître la demande agrégée (DA) afin de s'assurer que les ressources qui étaient auparavant au chômage soient utilisées pour stimuler la production[5].

En effet, face à une situation économique caractérisée par la faiblesse de la demande agrégée, Keynes recommande l'usage d'une politique budgétaire discrétionnaire visant à stimuler la demande agrégée à travers le déficit budgétaire, accompagnée d'une politique monétaire expansionniste. Par conséquent, l'effet multiplicateur de l'augmentation de la dépense budgétaire augmente la demande agrégée, stimule la production et résorbe le chômage[6].

---

[4] Contrairement à Keynes, selon les classiques et les néoclassiques les facteurs qui déterminent le niveau de production (revenu national) sont ceux de l'offre et non pas de la demande comme le travail, le capital, et la technologie.

[5] Matlanyane, A. R. (2005), (page 51)

[6] L'effet multiplicateur de la politique budgétaire selon Keynes est que l'augmentation des dépenses publiques ↑ — ou la baisse des impôts ↓ — engendre une augmentation relativement supérieure du revenu national ↑ Y.

Sur le plan théorique, le recours à la politique budgétaire discrétionnaire pour soutenir la demande agrégée tel que recommandé par Keynes est traditionnellement illustré et interprété dans les ouvrages de macroéconomie par le modèle IS-LM[7]. Ce modèle a été initialement développé par Hicks en 1937 et a constitué jusqu'aux années 1960 un cadre référentiel pour analyser la politique économique.

En effet, l'équilibre dans le modèle IS-LM correspond au point d'intersection entre la courbe IS et la courbe LM, c'est-à-dire le point où l'équilibre sur le marché des biens et services, et sur le marché monétaire est atteint simultanément.

Par exemple, dans la figure 1 ci-dessous le point A (équilibre initial) détermine la production d'équilibre et le taux d'intérêt d'équilibre. Dans ce cadre, Keynes suggère que si la production d'équilibre est inférieure à celle qui assure le plein emploi (capacité de production inutilisée), la politique budgétaire doit être utilisée pour stimuler la demande agrégée et donc augmenter le niveau de production et d'emploi (résorber le chômage) : il s'agit de la politique budgétaire discrétionnaire qui stabilise les fluctuations économiques.

En d'autres termes, une relance budgétaire à travers l'augmentation des dépenses budgétaires déplace la courbe IS vers la droite (IS_0 à IS_1) et la production (de Y_0 à Y_1) au nouveau point d'équilibre B. Toutefois, la hausse du revenu suscite l'augmentation de la demande de monnaie, car les agents ont une préférence pour la liquidité et donc face à une offre de monnaie constante les taux d'intérêt augmentent (de r_0 à r_1).

L'augmentation des taux d'intérêt réduit les dépenses d'investissement privé (effet désincitatif des taux d'intérêt ou effet d'éviction de la politique budgétaire), surtout si l'investissement privé est très élastique au taux d'intérêt. Par conséquent, l'effet expansionniste d'une politique budgétaire de relance dépend de la réaction des taux d'intérêt et donc se trouve réduit si le taux d'intérêt augmente.

Dans ce cadre, Keynes préconise une politique monétaire expansionniste[8] qui augmente l'offre de monnaie (de LM_0 à LM_1) pour faire baisser le taux d'intérêt r (de r_1 à r_0) et donc la production passe de Y_0 à Y_2 (point C du figure 1) au lieu de passer seulement à Y_1.

[7] Ce modèle décrit l'équilibre entre le marché de biens et des services et le marché monétaire ; il se compose de deux courbes : i) la courbe IS (investissement épargne) décrit la relation entre la production ou le revenu et le taux d'intérêt correspondant à l'équilibre sur le marché des biens et des services, ii) la courbe LM représente la relation entre le taux d'intérêt et de la production qui correspond à l'équilibre sur le marché de monnaie. Pour une exposition détaillée du modèle IS-LM, nous pouvons nous référer par exemple à l'ouvrage de macroéconomie de G.N. Mankiw 3e édition de Boeck (chapitre 10 : la demande agrégée I).

[8] Politique monétaire expansionniste visant à financer le déficit budgétaire (augmentation des dépenses)

En d'autres termes, lorsque la relance budgétaire est accompagnée par une politique monétaire expansionniste qui fait pression pour baisser le taux d'intérêt, la politique budgétaire est très efficace et le multiplicateur budgétaire dépasse l'unité.

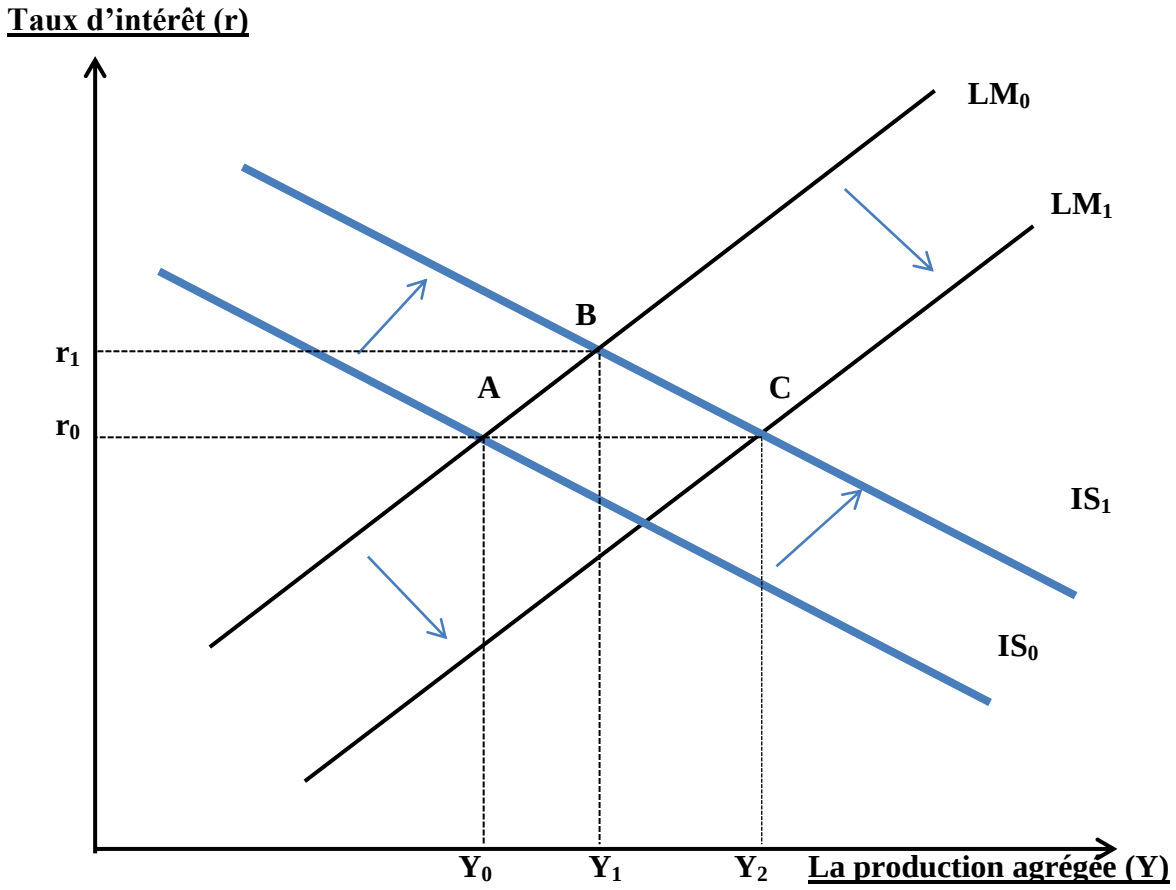


Figure 1 : Effets de la politique budgétaire de relance (modèle IS-LM)

Un autre cas où le multiplicateur se révèle très important (et dépasse 1), et où la politique budgétaire de relance est très efficace, correspond à la trappe de liquidité. Dans ce cas particulier, la courbe LM n'a pas une pente positive, mais horizontale (voir Figure 2). Ici, les taux d'intérêt sont extrêmement bas et ne peuvent pas descendre au-delà d'un minimum, ou lorsque le niveau de l'épargne du secteur privé est élevé (Devereux 2009).

En d'autres termes, les taux d'intérêt ne dépendent plus de la demande de monnaie, et l'augmentation de la masse monétaire (offre de monnaie) ne peut pas faire baisser le taux d'intérêt au-dessus d'un minimum (généralement selon les études empiriques le taux d'intérêt zéro est un taux qui varie entre 0% et 1 %).

Dans ce cadre, une politique budgétaire expansionniste déplace la courbe IS vers la droite de IS_0 à IS_1, sans augmenter les taux d'intérêt. Par conséquent, la production augmente

de Y_0 à Y_2 sans augmenter les taux d'intérêt du fait que la courbe LM est horizontale (voir Figure 2). Il s'agit d'un cas où la politique budgétaire n'évince pas les dépenses du secteur privé.

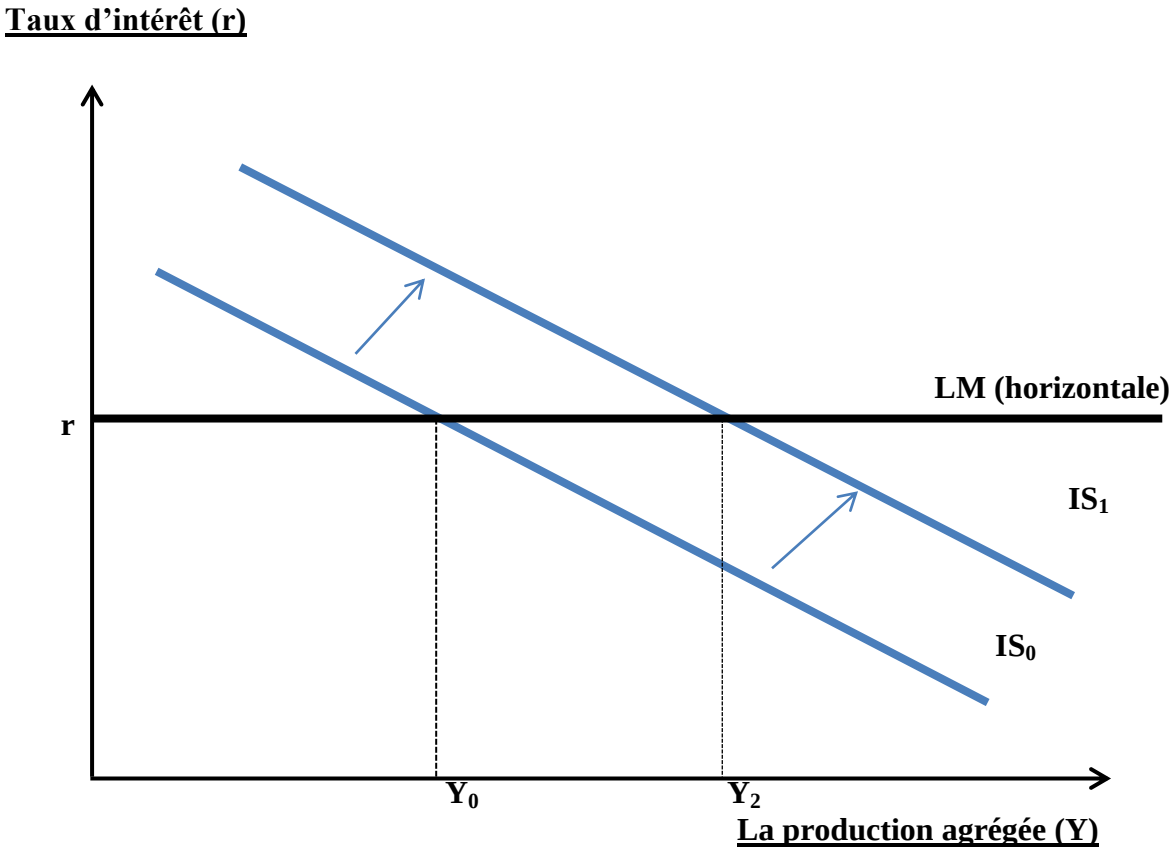


Figure 2 : Effets de la politique budgétaire expansionniste et trappe de liquidité

En bref, selon Keynes, car il y a beaucoup de ressources qui restent inutilisées dans l'économie (chômage), l'utilisation d'une politique budgétaire expansionniste ne causera pas une augmentation du niveau des prix ou des taux d'intérêt. Par conséquent, la production peut être augmentée par le montant total du multiplicateur budgétaire. Cela appuie l'argument que la politique budgétaire est efficace dans la période de récession (Perotti 2007).

En fait, plusieurs économistes démontrent qu'en période de crise, étant donné l'impossibilité de relancer l'économie par la voie monétaire (inefficacité de la PM), le gouvernement doit alors directement intervenir sur la demande agrégée [AD], en augmentant les dépenses publiques.

Ainsi, lorsque les taux d'intérêt n'augmentent pas en réaction à la politique budgétaire de relance, la budgétaire est dite efficace au sens de Keynes et le multiplicateur budgétaire dépasse l'unité (absence de l'effet d'éviction).

En plus de la représentation graphique, les effets de la politique budgétaire peuvent être analysés et illustrer à l'aide de la représentation algébrique du modèle IS-LM, qui peut être présentée comme suit :

L'équation IS

Le point de départ de l'équation IS est l'identité comptable du revenu national, qui exprime le revenu national en fonction de la consommation C, de l'investissement I, et des dépenses budgétaires G.

$$Y = C + I + G$$

- *Avec* $C = a + b[Y - T]$ *; la fonction de consommation et* $I = c - dr$ *; la fonction d'investissement ;*
- $a, b, c,$ *sont des paramètres positifs, et* b *correspond à la propension marginale à consommer.*

Avec quelques hypothèses et quelques manipulations algébriques, nous obtenons la courbe IS suivante : $$\boldsymbol{Y = \alpha + \beta G - \gamma T - \delta r}$$

Avec Y : revenu national, G : dépenses budgétaires, T : taxes et impôts, r : taux d'intérêt.

L'équation IS représente le revenu national (production) en fonction des dépenses budgétaires G, des taxes T et du taux d'intérêt r.

Dans ce cas, l'augmentation de G augmente le revenu Y d'où déplacement de la courbe IS vers la droite (relation positive), et inversement pour les taxes T (relation négative). Pour le taux d'intérêt r il impacte négativement le revenu Y lorsqu'il augmente (d'où la pente négative de la courbe IS).

L'équation LM

La courbe LM décrit les combinaisons de revenu Y et du taux d'intérêt (r) qui correspondent à l'équilibre du marché de la monnaie, et se présente comme suit :

$$\frac{M}{P} = L[r, Y]$$

Avec M : la masse monétaire, r : le taux d'intérêt, et P : le niveau de prix

À l'équilibre du marché de la monnaie, nous obtenons r comme suit :

$$\boldsymbol{r = \theta Y - \mu(\frac{M}{P})}$$

Modèle IS-LM et demande agrégée (DA)

La courbe de la demande agrégée peut être obtenue en remplaçant le taux d'intérêt r de l'équation LM dans l'équation IS.

$$Y = \alpha + \beta G - \gamma T - \delta\left(\theta Y - \mu(\frac{M}{P})\right)$$

Avec quelques manipulations, nous obtenons :

$$\boldsymbol{Y = \frac{\alpha}{(1+\delta\theta)} + \frac{\beta}{(1+\delta\theta)}G - \frac{\gamma}{(1+\delta\theta)}T - \frac{\delta}{(1+\delta\theta)} + \left(\frac{\mu}{(1+\delta\theta)} \times \frac{M}{P}\right)}$$

Dès lors, le revenu (production) est une fonction positive de G, de M et de P, et une fonction négative de T.

Toutefois, le modèle IS-LM qui a constitué un cadre théorique de référence jusqu'aux années 1960 a été critiqué. Depuis, deux alternatives ont apparu dans la littérature théorique, à savoir le modèle IS-MP (modèle IS-politique monétaire) et le modèle de l'offre agrégée-demande agrégée (OA-DA).

La courbe MP

Le modèle IS-LM, suppose que l'autorité monétaire (la banque centrale) applique une politique visant à fixer la masse monétaire (offre de monnaie) et à permet au taux d'intérêt d'être déterminé par le marché, tandis que le modèle IS-MP suppose que les banques centrales fixent un taux d'intérêt directeur en fonction du niveau d'inflation, indépendamment de la politique budgétaire du gouvernement.

Dans ce cadre, Romer (2000) remplace l'équation LM traditionnelle par une l'équation MP qui suppose que la banque centrale suit une règle du taux d'intérêt réel. Une version simplifiée (équation de Fisher) de cette règle suppose que le taux d'intérêt réel dépend de l'inflation comme suit :

$$i = r^* + \pi^* \text{ et donc } r^* = i - \pi^*$$

Avec i : le taux d'intérêt nominal,, π l'inflation et r : le taux d'intérêt réel.

Le modèle IS-MP et la demande agrégée(AD) ou le modèle (IS-MP-AD)

Le modèle IS-MP se présente comme suit :

$$Y = \alpha + \beta G - \gamma T - \delta r \qquad \text{(IS)}$$

$$r^* = i - \pi^* \qquad \text{(MP)}$$

L'équation de la demande agrégée peut être réécrite en remplaçant le taux d'intérêt r de l'équation MP dans l'équation de la courbe IS comme suit :

$$\boldsymbol{Y} = \boldsymbol{\alpha} + \boldsymbol{\beta G} - \boldsymbol{\gamma T} - \boldsymbol{\delta}(\boldsymbol{i} - \boldsymbol{\pi}^{*}) \ \rightarrow \mathrm{Y} = \mathrm{f}(+\mathrm{G}, -\mathrm{T}, -i\,, \boldsymbol{\pi})$$

Cette équation met en relation la production Y , les dépenses publiques G , les impôts T, le taux d'intérêt i et le taux d'inflation[9].

D'après ce qui précède, on constate que les effets macroéconomiques de la politique budgétaire sur la demande agrégée sont expliqués par la littérature macroéconomique à travers plusieurs modèles théoriques, principalement le modèle IS-LM, le modèle IS-MP et le modèle OA-DA (examiné ci-dessous).

1.1.2 Politique budgétaire de relance et effets d'éviction

L'efficacité de la politique budgétaire de relance keynésienne se trouve réduite en présence de l'effet d'éviction. En effet, quand l'augmentation de la dépense budgétaire, financée par les impôts ou par emprunt, ne parvient pas à stimuler l'activité économique, le secteur privé est dit avoir été « évincé » par l'action du gouvernement (Carlson et al 1975).

En d'autres termes, les dépenses publiques évincent les dépenses privées, lorsque le secteur public se substitue au secteur privé dans la définition des relations comportementales structurelles de l'économie (Buiter 1977).

Dans ce cadre, Hemming et al. (2002) souligne que la présence de l'effet d'éviction diminue la taille des multiplicateurs budgétaires, sans changer leurs signes positifs, car la politique budgétaire tout en stimulant l'activité économique grâce à l'augmentation de la demande agrégée fait augmenter aussi le taux d'intérêt, et par conséquent, l'investissement privé diminue.

L'éviction par les taux d'intérêt ou l'éviction partielle peut être expliquée par le modèle IS-LM[10] (figure 3). Ainsi, lorsque le gouvernement utilise une politique budgétaire

---

[9] Il est à signaler que les travaux empiriques menés dans le 2ème et le 3ème chapitre de cette thèse se réfèrent à cette équation de demande agrégée comme base théorique, et proposent d'étudier les effets macroéconomiques de la politique budgétaire sur l'activité économique pour le cas du Maroc à travers l'analyse des relations dynamiques qui existent entre la production (Y), les dépenses (G), le taux d'inflation ($\boldsymbol{\pi}$), les recettes fiscales T (impôts), le taux d'intérêt r (représenté par le TMP).

expansionniste, la courbe IS passe de IS_0 à IS_1, mais avec LM_1 (pente positive) le taux d'intérêt augmente aussi de r_1 à r_2. Par conséquent, cet effet d'éviction financière empêche la production Y_0 d'augmenter à Y_2 (niveau de production qui correspond à l'absence d'effet d'éviction), qui augmente seulement à Y_1.

Par ailleurs, l'ampleur et l'importance de l'effet éviction partielle ou financière dépendent de la pente des courbes IS et LM, et donc de la coordination entre la politique budgétaire et la politique monétaire.

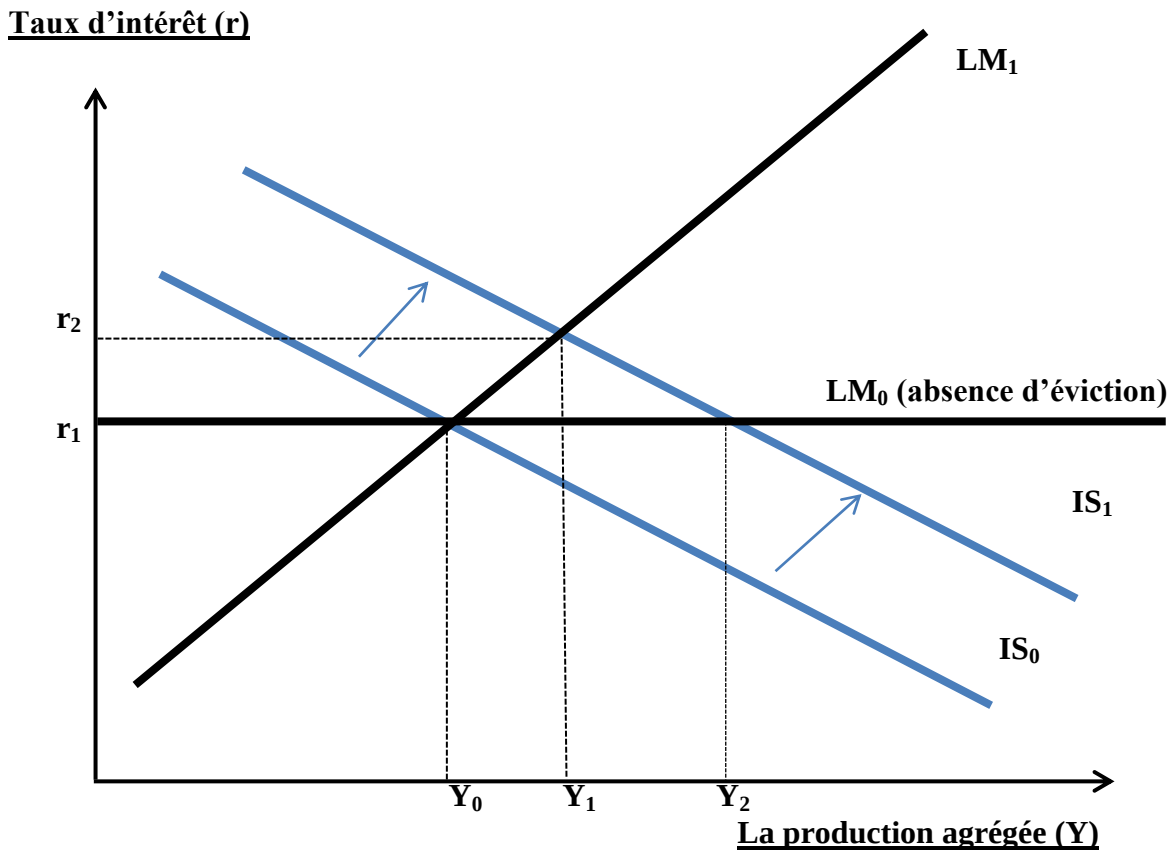


Figure 3: Politique budgétaire et effet d'éviction (IS-LM)

[10] Carlson et al (1975) prévoient plusieurs types d'éviction : l'éviction complète, l'éviction partielle, l'éviction temporaire et l'éviction permanente. Pour l'éviction partielle, elle correspond à la situation où l'augmentation des dépenses budgétaires provoque un taux d'intérêt du fait que l'État finance le déficit sur le marché financier.

Toutefois, l'effet négatif de l'augmentation des taux d'intérêt sur l'investissement privé dépend de deux facteurs (Arestis et al 2003) :

- La réactivité de l'investissement privé au taux d'intérêt ; lorsque l'investissement n'est pas élastique au taux d'intérêt, l'éviction sera faible parce que l'investissement privé ne répondra pas négativement à une augmentation du taux d'intérêt en raison d'une politique budgétaire expansionniste ;
- La demande de monnaie, qui est une fonction du revenu et des taux d'intérêt ; lorsque le taux d'intérêt est très élastique à la demande de monnaie, l'expansion budgétaire provoquera une plus grande éviction sur l'investissement privé.

L'effet d'éviction peut être illustré aussi à l'aide du modèle de l'offre agrégée/demande agrégée (OA-DA). Dans ce cadre, une politique budgétaire expansionniste engendre une augmentation de la demande agrégée de DA_0 à DA_2 (Figure 4). Avec une pente positive de l'offre agrégée, le niveau des prix également augmente. Le niveau de prix plus élevé déplace la courbe LM vers la gauche. En conséquence, les taux d'intérêt augmentent et réduisent l'investissement privé, de sorte que la demande agrégée retourne de DA_2 à DA_1, et enfin la production diminue de Y_2 à Y_1 avec des taux d'intérêt élevés.

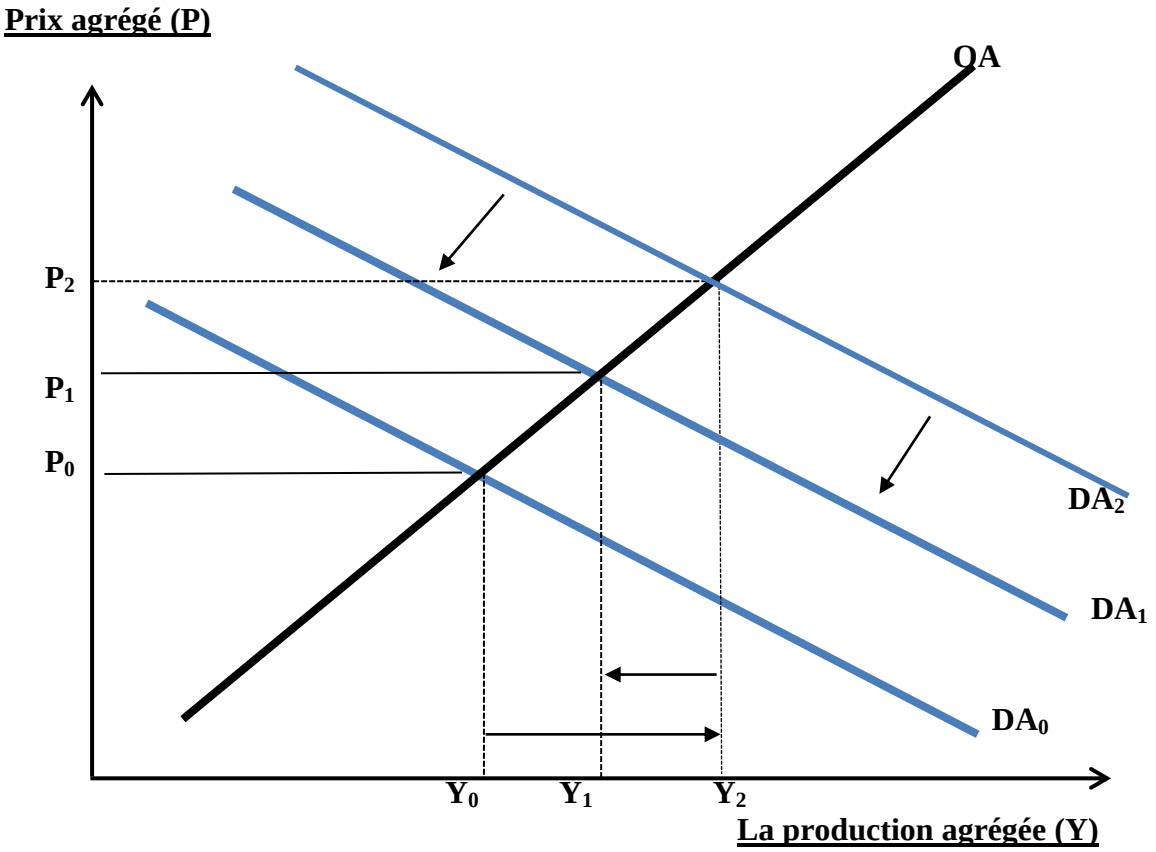


Figure 4 : Politique budgétaire et effet d'éviction (OA-DA)

Dès lors, selon Keynes une politique budgétaire expansionniste affecte positivement la production, augmente la demande agrégée, les prix et les taux d'intérêt. En d'autres termes, une politique budgétaire expansionniste augmente le revenu disponible, ce qui entraîne une expansion de la consommation privée (Mankiw 2006). Tandis que l'effet sur l'investissement privé dépend de la réaction du taux d'intérêt (présence de l'effet d'éviction ou non).

1.1.3 Effets temporaires de la politique budgétaire et les nouveaux classiques

Apparus dans les années 1970, les nouveaux classiques adoptent les mêmes principes des néoclassiques (la macroéconomie classique) et introduisent la notion d'incertitude et l'hypothèse des anticipations rationnelles de Lucas (1975). Selon ce courant de pensées, l'hypothèse des anticipations rationnelles, l'équilibre continu du marché et l'hypothèse de l'offre globale agrégée dans une économie de marché assurent la stabilité macroéconomique, à condition que les politiques budgétaires et monétaires discrétionnaires soient écartées.

En effet, l'une des principales conclusions de la nouvelle économie classique est l'inefficacité des politiques économiques (Snowdon 2005). Toutefois et à la différence des classiques, la politique économique discrétionnaire (budgétaire ou monétaire) peut avoir des effets macroéconomiques, mais seulement temporaires, car les politiques imprévues génèrent des anticipations erronées de la part des ménages et des entreprises supposées rationnelles.

Dans ce cadre, selon Palley 2013 le débat théorique relatif aux effets de la politique budgétaire change ; alors que le débat entre les keynésiens et les classiques a été construit en termes « effet contre non-effet », le débat entre les keynésiens contre les nouveaux classiques est reconstruit en termes « d'effets permanents contre effets temporaires ».

La proposition de l'inefficacité de la politique économique en général, et la politique budgétaire en particulier chez les nouveaux classiques sont souvent illustrées dans les ouvrages de macroéconomie comme celui de Mankiw (2003) et Snowdown (2005) par le modèle de l'offre agrégée et de la demande agrégée (OA-DA). En effet, sous l'hypothèse des anticipations rationnelles, une politique budgétaire discrétionnaire menée à travers l'augmentation des dépenses budgétaires (diminution de taxes) peut affecter la demande agrégée et donc la production si et seulement si cette action budgétaire est non anticipée.

Dans ce cadre, comme le montre la figure 5, une augmentation des dépenses budgétaires (non anticipée), déplace la courbe IS et la courbe DA à droite (passage de DA_0 à DA_1), augmentant ainsi, le taux d'intérêt et le niveau de prix (de P_0 à P_1). Les entreprises augmentent le salaire nominal ($\Delta W > 0$) pour faire face à l'augmentation de la demande agrégée, et les travailleurs offrent plus de travail du fait qu'ils interprètent l'augmentation du salaire nominal comme une augmentation du salaire réel. Par conséquent, la production augmente temporairement (de Y_0 à Y_1).

Toutefois, lorsque les travailleurs se rendent compte que leur salaire réel (W/P) n'a pas augmenté, en raison de la hausse des prix, ils diminuent leur offre de travail. Par conséquent, l'offre agrégée de court terme sur le marché des biens et service se déplace à la gauche (baisse) de l'$OACT_0$ à $OACT_1$, et la production revient à son niveau initial (Y_0) de départ ou naturel (Y_N).

En d'autres termes, les travailleurs parce que les prix ont augmenté (baisse de leur pouvoir d'achat) veulent des salaires accrus, et donc leur offre de travail diminue, et la production et l'emploi reviennent à leur niveau initial[11].

Dès lors, les nouveaux classiques suggèrent que les politiques économiques sont généralement inefficaces. Toutefois, la politique budgétaire discrétionnaire imprévue peut affecter positivement la production, mais de manière temporaire, car l'action budgétaire non anticipée fausse les anticipations des entreprises et des ménages.

Cet effet temporaire s'explique par la pente positive de la courbe OA à court terme (OACT), car à long terme, l'offre agrégée (OALT) sera verticale et donc la politique budgétaire de relance visant à augmenter la demande agrégée n'aura aucun effet durable sur la production.

En d'autres termes, la politique budgétaire expansionniste peut affecter positivement la production seulement sur la période de temps que les entreprises et les ménages prennent pour se rendre compte de l'effet réel de la politique budgétaire. Toutefois, la production revient à son niveau de départ celui d'avant augmentation, mais cette fois-ci avec des prix élevés (d'où l'inefficacité de la politique budgétaire pour les nouveaux classiques).

[11] Elmendorf, D. W., & Mankiw, G. (2002). Government debt. Handbook of Macroeconomics.

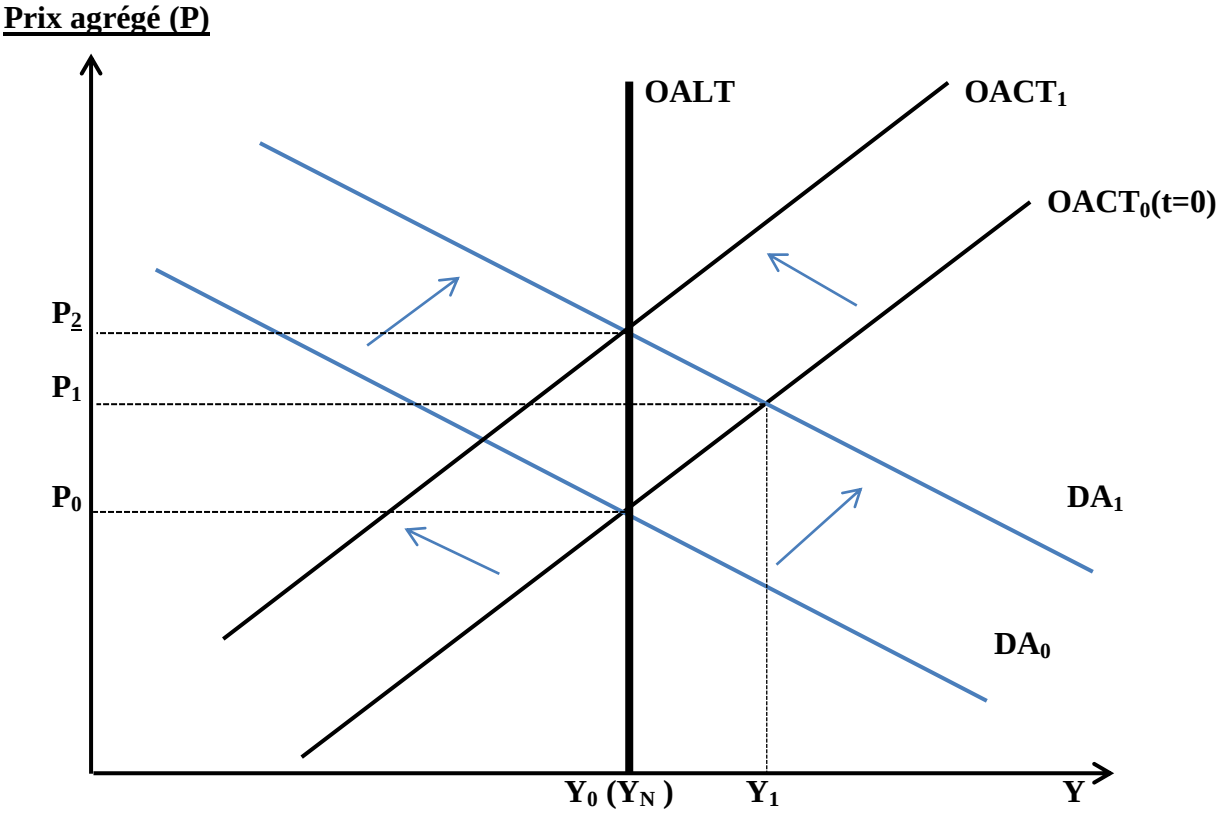


Figure 5 : Déplacement de la courbe de DA et les nouveaux classiques

Sur le plan empirique, pour évaluer les effets macroéconomiques de la politique budgétaire, les nouveaux classiques s'appuient sur les modèles d'équilibre général calculable (MEGC) dont les prix et les salaires sont parfaitement flexibles. Il s'agit de l'approche d'équilibre général de la politique budgétaire[12].

En outre, à la différence des keynésiens, les nouveaux classiques se basent sur les fondements microéconomiques pour analyser la macroéconomie. Ainsi, le marché obéit à la loi de l'offre et de la demande, et l'équilibre général est assuré selon la loi de Walras.

Dans ce cadre, le modèle de base des nouveaux classique, visant à étudier les effets macroéconomiques de la politique budgétaire, inclut les éléments suivants :

- Les préférences du ménage représentatif ;
- La technologie ou la fonction de production utilisée par les entreprises ;
- Une règle des finances publiques (règle de déficit ou règle de la dette) ;

[12] Pour une exposition plus détaillée de la politique budgétaire en équilibre général chez les nouveaux classiques il faut se référer à Barro (1989), Aiyagari et al (1992), et Baxter and King (1993).

- Les contraintes de ressource (des ménages, du gouvernement…).

Dans les modèles d'équilibre général, le ménage représentatif cherche à maximiser son utilité de vie.

$$\boldsymbol{Max} \quad \sum_{t=1}^{\infty} \boldsymbol{\beta^t u}[\boldsymbol{C_t^*}\,,\ \boldsymbol{L_t}] \qquad \text{où} \qquad \boldsymbol{C_t^*}=\boldsymbol{C_t}+\boldsymbol{\eta G_t} \tag{1}$$

Avec C_t la consommation privée, G_t les dépenses budgétaires par personne, et $0 < \eta < 1$ paramètre de substitution des dépenses de consommation privée par le service public, β facteur d'actualisation. C_t^* étant le niveau de consommation effective à la période t ; c'est une combinaison linéaire entre la consommation privée et les dépenses de consommation du gouvernement, l le travail.

En plus, le ménage représentatif maximise son utilité sous sa contrainte budgétaire intertemporelle :

$$\frac{\boldsymbol{B_{t+1}}}{\boldsymbol{1+r_t}} - \boldsymbol{B_t} + \boldsymbol{C_t} = \boldsymbol{W_t L_t} - \boldsymbol{T_t} \tag{2}$$

Avec B_t est le revenu de l'actif réel détenu par le ménage en début de période (si B_t est négatif, cela signifie un emprunt), r_t taux d'intérêt réel, L le nombre d'heures travaillées (effort de travail), W_t le salaire réel par heure, C_t la consommation, T_t les impôts payés par le ménage.

L'entreprise représentative utilise sa fonction de production pour produire i bien (i $\boldsymbol{\epsilon}$ [0,1]). Ainsi, la fonction de production se présente comme suit :

$$\boldsymbol{Y_t} = \boldsymbol{A_t N_t(i)^{1-\alpha}} \tag{3}$$

Pour simplifier l'analyse, plusieurs travaux des nouveaux classiques présupposent que le service public n'affecte pas le produit marginal du capital et du travail privés, et donc la consommation publique n'affecte pas directement la demande d'investissement et l'offre de travail privées. Dans ce cadre, une augmentation d'une unité de la consommation publique G_t engendre une augmentation de l'offre des biens (Y^O) de θ unités. Avec $0 < \theta < 1$ est le produit marginal du service public.

À l'équilibre, l'offre est égale à la demande et les conditions d'équilibre du marché de biens se présentent comme suit (voir Barro 1981) :

$$^{d} = \boldsymbol{C^d(r_1, G_1, \dots)} + \boldsymbol{I^d(r_1, \dots)} + \boldsymbol{G_1} = \boldsymbol{Y^o(r_1, G_{1,} \dots)} \quad (4)$$

(-) (-) (-) (+) (+)

Avec Y^dla demande agrégée de biens, C^d la demande de consommation privée, I^d la demande d'investissement privé, et G_1 la consommation publique.

Dans ce cadre Barro (1981), souligne que l'augmentation de la consommation publique G_1d'une unité réduit la demande de consommation privée C^d de η unités (paramètre de substitution), et par conséquent, augmente la demande agrégée de $1 - \eta$ unités.

Du coté offre, l'augmentation de G_1 d'une unité augmente l'offre de biens Y^ode θ unités. Puisque, $1 - \eta > \theta$ est positif (comme dans la plupart des modèles nouveaux classiques), la demande agrégée dépasse l'offre agrégée et donc le taux d'intérêt r_1 augmente pour assurer l'équilibre du marché de biens ; en effet, une augmentation du taux d'intérêt incite le ménage à épargner moins, à consommer plus et à travailler moins (effets de substitution intemporels et négatifs).

Par ailleurs, un accroissement temporaire de la dépense publique diminue la consommation des biens (en raison de la substitution des services publics et de l'accroissement du taux d'intérêt), ainsi que l'investissement privés. Résultat final, l'effet sur l'offre agrégée est inférieur à 1 (pas d'effet multiplicateur).

Dans le même sens, Woodford (2010) suggère que pour les nouveaux modèles classiques d'équilibre général où les salaires et les prix sont parfaitement flexibles les dépenses du gouvernement évincent les dépenses privées. En s'appuyant sur un modèle d'équilibre général, il montre que le multiplicateur budgétaire est positif, mais ne dépasse pas l'unité.

$$\frac{\partial Y}{\partial G} = \frac{y}{j} < 1 \quad (5)$$

Dès lors, la nouvelle économique classique (NEC) suggère que la politique budgétaire n'a pas d'effet permanent sur la demande agrégée et donc ne stimule pas la production. En effet en raison des anticipations rationnelles des agents privés, la politique peut avoir seulement des effets temporaires. De plus, le multiplicateur budgétaire est inférieur à 1, et donc contrairement aux keynésiens, cette politique économique n'est pas efficace.

1.1.4 La nouvelle macroéconomie keynésienne et fondements microéconomiques

Depuis les années 1970, la théorie keynésienne standard a été largement critiquée par les nouveaux classiques notamment Lucas (1976) et Sargent et Wallace (1975, 1976). En effet, pour ces économistes, les modèles keynésiens standards sont défaillants du fait qu'ils n'ont pas un fondement microéconomique et se basaient sur l'hypothèse des anticipations adaptatives au lieu des anticipations rationnelles.

De ce fait, et pour faire face à cette défaillance théorique et remédier aux lacunes des modèles keynésiens classiques, la nouvelle économique keynésienne (NEK) est apparue lors des années 1980. Les nouveaux modèles keynésiens sont davantage compris en tant que nouveaux modèles classiques avec des hypothèses supplémentaires en l'occurrence l'hypothèse de base de la rigidité temporaire des prix et de la concurrence monopolistique.

Dès lors, les nouveaux modèles keynésiens parfois appelés, « nouveaux modèles de la synthèse néoclassique », ou « nouveau consensus » intègrent des éléments keynésiens tels que les rigidités des prix et la concurrence imparfaite (monopole) dans un cadre d'équilibre général dynamique du cycle économique réel (real business cycle).

Dans ce cadre, Sowdown (2010) souligne que les principales propositions de la nouvelle école Keynésienne se présentent comme suit : i) l'économie du marché connaîtra des périodes où la production et l'offre de main-d'œuvre dépassent la demande (en contradiction avec la « loi de Say ») ; et par conséquent, cette économie présentera un équilibre de sous-emploi (chômage) ; ii) les perturbations de la demande agrégée sont la principale cause de l'instabilité macroéconomique (fluctuations des cycles économiques), vi) l'intervention du gouvernement à travers une politique économique de stabilisation améliore la stabilité et le bien-être économiques.

Par ailleurs, Palley (2013) souligne que dans un cadre de concurrence monopolistique, les entreprises en cherchant à maximiser le profit, décident du volume de leur production, et donc de la demande de travail. Les ménages en cherchant à maximiser leur utilité sous leur contrainte budgétaire décident de la consommation/épargne ou de l'offre de travail.

Le comportement optimisateur et rationnel des ménages et des entreprises détermine donc le salaire réel d'équilibre de long terme (W/P*), le niveau d'emploi naturel (N*), et la production de plein emploi (Y*). En plus, l'entreprise monopolistique fixe le prix (P) qui égalise la recette marginale (RM) au coût marginal (CM).

Toutefois, après avoir fixé les prix, les entreprises sont liées à des prix rigides pour une durée déterminée (durée de l'ajustement des prix). Par conséquent, elles sont contraintes de satisfaire toute la demande agrégée (DA) à un prix fixe d'où le fait que la courbe de l'offre agrégée de court terme soit horizontale (OACT). Dans ce cadre, une politique budgétaire imprévue affecte la production (Y) en raison de son impact sur la demande agrégée (DA).

En effet, dans la période où les entreprises monopolistiques ne peuvent pas changer le prix (intervalle de temps à court terme), la politique budgétaire visant à booster la demande agrégée soit à travers l'augmentation des dépenses ou la réduction des impôts (financés par des obligations) déplace la demande agrégée (de DA_0 à DA_1).

Ainsi, suite à l'augmentation de la dépense publique, la production et l'emploi augmentent, et car les prix sont rigides (fixes), l'augmentation du salaire nominal se traduit par l'augmentation du salaire réel. L'augmentation du taux d'intérêt dépend de la réaction de la politique monétaire.

Dans le cadre de la concurrence monopolistique et étant donné les prix rigides au moins dans un intervalle de temps (à court terme), un choc positif de demande agrégée augmente la production au-dessus de la production naturelle. En effet, lorsque la demande augmente, les entreprises augmentent leur salaire nominal pour attirer plus de main-d'œuvre et le salaire réel augmente parce que les prix sont fixes. Cependant, lorsque les entreprises peuvent réinitialiser les prix, l'économie redevient à sa production naturelle (Y*).

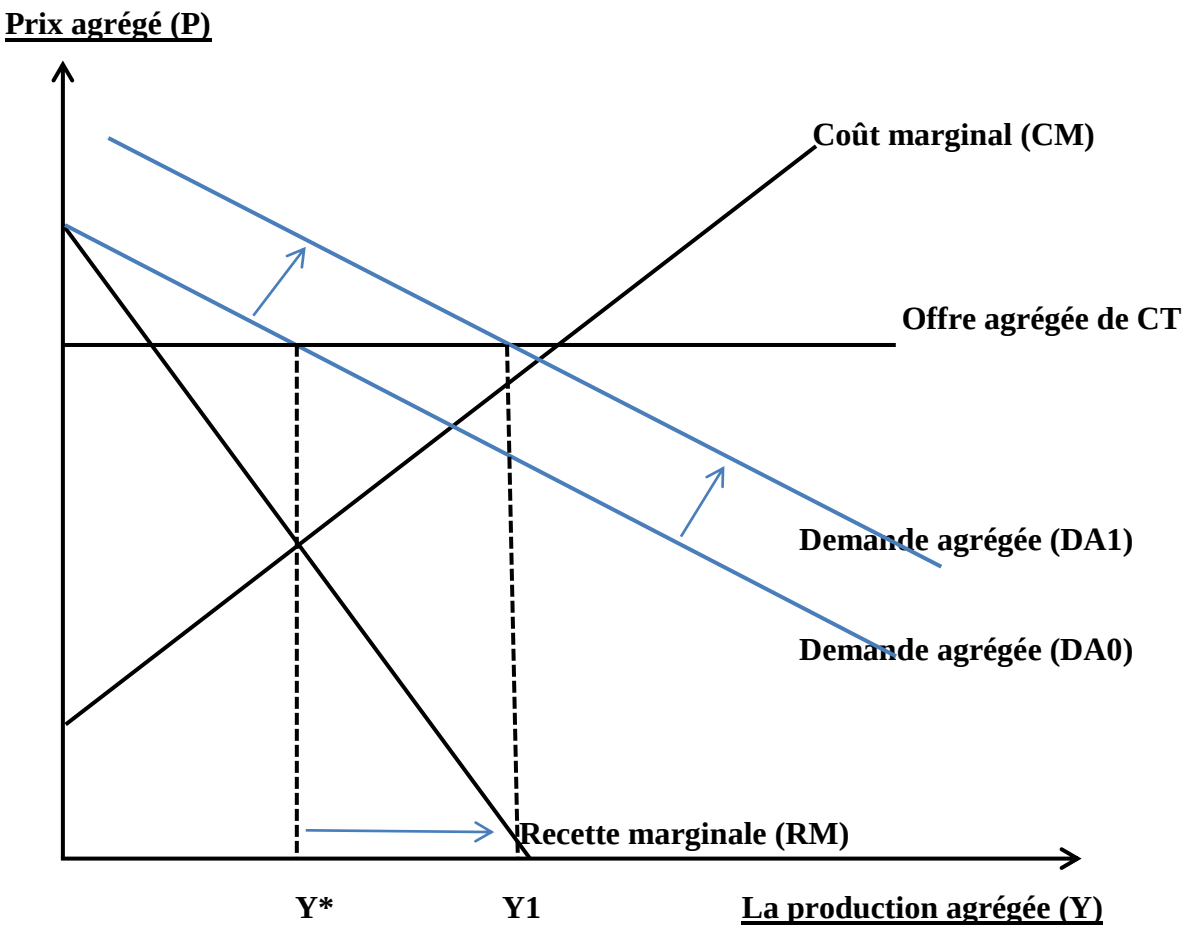


Figure 6 : Déplacement de la DA dans les nouveaux modèles keynésiens

Dès lors, les nouveaux keynésiens (NK) montrent que seule une politique budgétaire imprévue peut augmenter la production. Mais, cet effet n'est que temporaire.

Algébriquement, un nouveau modèle keynésien se présente en trois équations, modélisant l'économie en trois blocs : les ménages, les entreprises, et la politique monétaire. Ces trois équations sont dérivées du comportement optimisateur des ménages et des entreprises.

Ce modèle de trois équations constitue une référence théorique aux études économétriques qui évaluent les effets de la politique budgétaire et la politique monétaire soit par un modèle DSGE ou un modèle VAR. Ce modèle se présente comme suit :

Premier bloc : Les ménages et la demande agrégée

Dans les nouveaux modèles keynésiens, l'utilité de l'agent représentatif est présentée comme suit :

$$\boldsymbol{Max \quad E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[u(C_t) + v\left(\frac{M}{P}\right) - \gamma(N_t)\right]} \tag{1}$$

Avec β facteur d'actualisation, $u(C_t)$ est l'utilité postive retirée de la consommation C_t, $\gamma(N_t)$, la désutilité du travail avec N_t(nombre d'heures de travail), $v\left(\frac{M}{P}\right)$ l'utilité dérivée d'encaisses monétaires réelles, M les encaisses monétaires en nominal, P le niveau de prix.

Dans ce cadre, la littérature relative aux modèles DSGE, modélise la fonction de consommation agrégée C_t représentée dans l'équation (1) comme une fonction de la consommation CES (élasticité de substitution constante) de i biens (i $\boldsymbol{\epsilon}$ [0,1]

$$\boldsymbol{C_t = \int_0^1 (C_i(i)^{1-\frac{1}{\varepsilon}} di)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}} \tag{2}$$

Le ménage représentatif maximise la fonction d'utilité décrite par l'équation sous sa contrainte budgétaire inter-temporelle :

$$\boldsymbol{Y_t P_t = N_t W_t + \pi_t} \tag{3}$$

Avec W est le salaire, π le profit.

La maximalisation de la fonction d'utilité (1) donne les solutions suivantes :

$$\boldsymbol{u'(C_t) = \beta E_t[u'(C_{t+1})\ (P_t/P_{t+1})] + v'(\frac{M_t^n}{P_t})} \tag{4}$$

$$\boldsymbol{u'(C_t) = \beta E_t[u'(C_{t+1}) P_t/P_{t+1}(1 + i_t)]} \tag{5}$$

$$\boldsymbol{\frac{u'(C_t)}{\gamma'(N_t)} = \frac{W_t}{P_t}} \tag{6}$$

La Log-Linéarisation de l'équation autour de l'état stationnaire donne la relation entre la consommation courante C_t et la consommation future C_{t+1} de telle sorte que :

$$\boldsymbol{c_t = E_t c_{t+1} - \frac{1}{\sigma}(i_t - E_t \pi_{t+1} - \rho)} \tag{7}$$

Deuxième Bloc : Les entreprises et la fixation des prix

Dans les nouveaux modèles keynésiens, les entreprises sont supposées utiliser une technologie identique pour produire i bien (i ϵ [0,1]), ainsi la fonction de production se présente comme suit :

$$\boldsymbol{Y_t = A_t N_t(i)^{1-\alpha}} \tag{8}$$

Les entreprises maximisent leur profit en prenant en considération la fonction de demande qui sera adressée à chacune d'elles. La fonction de demande propre à chaque entreprise peut être dérivée de l'équation (2).

$$\boldsymbol{C_t(i) = \left(\frac{P_t(i)}{P_t}\right)^{-\varepsilon} C_t} \tag{9}$$

Étant donné la fonction de la demande à laquelle chaque entreprise fait face (9) et la fonction de l'offre (8), l'entreprise maximise son profit en appliquant une marge de gain (mark up) par rapport à son coût marginal. Le prix d'équilibre avec prix flexible est donné par:

$$\boldsymbol{P_t^* = \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} Cm_t} \tag{10}$$

Toutefois, les nouveaux modèles keynésiens supposent que les prix sont rigides. L'approche utilisée dans ce cadre est l'approche de Calvo (1983) ; chaque entreprise peut fixer le prix seulement avec une probabilité de $1-\theta$ où θ est une mesure de rigidité. Par conséquent, avec l'hypothèse de la rigidité des prix, le prix d'équilibre devient :

$$\boldsymbol{p_t^* = \mu + (1-\beta\theta)\sum_{k=0}^{\infty}(\beta\theta)^k E_t[cm_{t+k} + p_{t+k}]} \tag{11}$$

Avec β le facteur d'actualisation et Cm_tle coût marginal, les entreprises fixent leur prix en fonction de la marge désirée par rapport au coût marginal anticipé courant et futur.

L'équilibre

À l'équilibre, et en supposant qu'il n'y a pas d'investissent ni dépense publique (modèle simplifié), la fonction de demande est égale à la production :

$$\boldsymbol{Y_t = C_t} \tag{12}$$

En remplaçant C_t par la production $\boldsymbol{Y_t}$, l'équation (7) devient :

$$\boldsymbol{y_t = E_t y_{t+1} - \frac{1}{\sigma}(i_t - E_t \pi_{t+1} - \rho)} \tag{13}$$

Cette équation peut être réécrite en termes d'output gap $\bar{Y}$:

$$\boldsymbol{\bar{Y}_t = E_t \bar{Y}_{t+1} - \frac{1}{\sigma}(i_t - E_t \pi_{t+1} - r_t^n)}$$ **(1re équation : la nouvelle courbe IS)**

L'équation (13), représente selon les nouveaux keynésiens, la courbe IS dynamique qui exprime l'output gap courant en fonction de l'output gap anticipé et le taux d'intérêt naturel. Cette équation est la première équation du modèle de trois.

La deuxième équation du modèle est la nouvelle courbe keynésienne de Phillip, qui exprime l'inflation en fonction de l'inflation anticipée et l'output gap. Pour plus de détail, se référer à Gali (2008).

$$\boldsymbol{\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + k\bar{Y}_t}$$ **(2eme équation: la nouvelle courbe de Philips)**

Troisième Bloc : Politique monétaire

La troisième équation du nouveau modèle keynésien est la fonction de réaction de la banque centrale. Celle-ci est présentée par une règle de Taylor (1993) qui exprime le taux d'intérêt en fonction de l'inflation et de l'output gap :

$$\boldsymbol{i_t = r_t^* + \varphi_\pi \pi_t + \varphi_y \bar{Y}_t}$$ **(3e équation : l'équation du taux d'intérêt)**

Dès lors, les trois équations présentées ci-dessus constituent selon les nouveaux keynésiens un modèle économique de base, dont la littérature prévoit des extensions en ajoutant d'autres équations relatives à la politique budgétaire (déficit et dette)[13].

[13] Dans ce cadre, il est à signaler que Kirsanova, T., et al. (2006) présentent un nouveau modèle Keynésien augmenté incluant 5 équations : la courbe IS dynamique, la nouvelle courbe de Phillips, une équation du taux d'intérêt (règle monétaire), une règle de politique budgétaire, et une équation d'accumulation de la dette. De même, Ricci-Risquete, A., et al (2015) se réfère aussi à un modèle nouveau Keynésien augmenté pour estimer un MS-VAR de 5 variables, à savoir l'écart de production, le taux d'inflation, le solde budgétaire primaire, le taux d'intérêt réel, et le stock de la dette publique.

Ainsi, une politique budgétaire visant à augmenter la demande agrégée à travers l'augmentation de la dépense budgétaire augmente la production comme suit :

$$\Delta \boldsymbol{G}\ \boldsymbol{et}\ \Delta \boldsymbol{T} \rightarrow\ \Delta\ (\boldsymbol{DA}) \rightarrow \Delta(\boldsymbol{Y}) \rightarrow \Delta(\text{é}\boldsymbol{cart\ de\ production}) \rightarrow \Delta(\boldsymbol{inflation})$$

Dans ce cadre, Woodford (2010), explique que dans les nouveaux modèles keynésiens, une politique budgétaire non anticipée (surprise) affecte positivement la production. Toutefois et contrairement aux anciens keynésiens, le multiplicateur budgétaire de dépense ne dépasse pas l'unité. Il peut être égal à 1 si la politique monétaire accompagne l'augmentation de dépense publique en maintenant fixe le taux d'intérêt, et ce à l'aide d'une règle monétaire.

$$\boldsymbol{MB} = \frac{\boldsymbol{\partial Y}}{\boldsymbol{\partial G}} = \frac{\boldsymbol{y}}{\boldsymbol{j}} = \mathbf{1}$$

En effet, Woodford (2010), montrent que la politique budgétaire est efficace dans le cas où les taux d'intérêt baisseraient à un niveau avoisinant la limite zéro, rendant ainsi la politique monétaire inefficace en termes de stabilisation économique. Dans ce cas particulier, connu sous l'intitulé de « la limite du taux d'intérêt avoisinant zéro » en anglais « a zero lower bound on nominal interest rate », la politique budgétaire discrétionnaire génère un multiplicateur supérieur à 1.

Dans le même sens, Perroti (2007) soutient que l'augmentation de la dépense publique est d'une grande importance dans les périodes de ralentissement économique et de crise où la politique monétaire devient inefficace.

Dès lors, dans les nouveaux modèles keynésiens, il n'y a pas une vision unifiée sur l'ampleur des mesures budgétaires discrétionnaires (l'importance du multiplicateur budgétaire) que le gouvernement peut prendre en réaction à des fluctuations économiques globales. Cependant, la plupart des nouveaux keynésiens estiment que l'usage d'une politique budgétaire pour faire face aux effets économiques néfastes de l'échec du marché, particulièrement dans le cas d'une profonde récession, est nécessaire (justifié). Un cas particulier, où la politique budgétaire doit faire face à une situation inhabituelle est celui d'un « taux d'intérêt avec limite zéro ».

1.2 Effets nuls de la politique budgétaire

Cette section a pour objectif de mettre l'accent sur les propos théoriques qui plaident pour la neutralité de la politique budgétaire, et donc son inefficacité en tant qu'instrument de la politique économique visant la stabilisation des fluctuations de court terme.

Il s'agit de présenter les propositions théoriques des classiques et des nouveaux classiques ; il s'agit des effets de la politique budgétaire dans le cadre du marché concurrentiel efficace, en cas de politique budgétaire anticipée rationnellement, et sous l'hypothèse de l'équivalence ricardienne (ou effet Ricardo-Barro).

1.2.1 Les classiques et l'efficacité du marché concurrentiel

La littérature économique prévoit que dans certaines périodes, le marché peut s'écarter de son niveau d'équilibre de production et d'emploi (déséquilibre économique). Les classiques jugent que ces perturbations ne sont que temporaires et de courte durée et que le mécanisme de marché fonctionnera rapidement et efficacement grâce à la loi de l'offre de la demande pour rétablir l'équilibre de production qui correspond au plein emploi. Il s'agit du niveau pour lequel les ressources de l'économie sont totalement utilisées ou de manière plus réaliste, pour lequel le chômage se situe à son taux naturel (Mankiw 2006).

Par conséquent, l'intervention du gouvernement à travers les politiques économiques stabilisatrices notamment budgétaires pour alléger et amortir les fluctuations et les déséquilibres économiques n'est ni nécessaire ni souhaitable selon les économistes classiques.

En effet, ces derniers supposent que i) les ménages et les entreprises sont rationnels, ii) les prix et les salaires sont parfaitement flexibles, iii) l'information sur les prix et les salaires est parfaite. Ceci présuppose que les marchés y compris celui du de travail sont en équilibre continu, et que le chômage qui se produit devrait être considéré comme un chômage volontaire (Snowdown 2005).

En effet, une politique budgétaire expansionniste qui consiste à augmenter les dépenses du gouvernement ou à réduire les taxes et impôts, engendre une hausse de la demande agrégée (déplacement à droite de la courbe IS et la courbe OA) et fait augmenter les prix et les taux d'intérêt ($\Delta p > 0\ et\ \Delta i > 0$). Les entreprises sont incitées à produire davantage pour faire face à cette hausse de la demande de sorte que la demande de travail augmente et que le salaire nominal augmente aussi ($\Delta w > 0$).

Toutefois, en raison de l'information parfaite sur les prix et les salaires, les travailleurs reconnaissent que le niveau de prix a augmenté, conduisant ainsi à une baisse des salaires réels et à une baisse du pouvoir d'achat ($\Delta w/p < 0$). En réponse à cette augmentation, ils diminuent leur offre de travail jusqu'à ce que les salaires réels reviennent à leur niveau initial, c'est-à-dire ceux précédents l'augmentation ($\Delta w/p = 0$). Par conséquent, le niveau de l'emploi reste inchangé ($\Delta em = 0$). Lorsque l'emploi est le même, et le capital est supposé être constant dans le court terme, la production n'est pas modifiée non plus ($\Delta y = 0$).

L'effet nul de la politique budgétaire d'un point de vue classique peut être illustré à l'aide du modèle offre agrégée/demande agrégée (OA-DA). Ainsi, avec la flexibilité parfaite des prix et des salaires, la courbe de l'offre agrégée est verticale, surtout celle de long terme[14]. Par conséquent, un choc de politique budgétaire visant à modifier la demande agrégée ne fait qu'augmenter les prix sans affecter la production. La figure 7 montre qu'une augmentation des dépenses, déplace la courbe de la demande agrégée vers la droite de (DA_0 à DA_1 (hausse). Cependant, avec une courbe d'offre verticale de long terme (OALT), seul le niveau de prix augmente de P_0 à P_1, tandis que la production reste au même niveau (Y_N).

Dans ce cadre, Carlson et al (1975) soulignent que lorsque l'augmentation de la demande publique financée par impôt ou par emprunts, ne parvient pas à stimuler l'activité globale, le secteur public exerce un effet d'éviction sur le secteur privé (éviction au moins partielle). Et donc, la politique budgétaire expansionniste financée par les emprunts n'augmente pas la production, mais accroît seulement les taux d'intérêt. En effet, si la demande de fonds prêtables est plus importante que l'offre de fonds prêtables, les taux d'intérêt sont amenés à être plus élevés.

[14] Makiw G.N (2006) « Macroéconomie » traduction de la cinquième édition américaine (troisième édition)/nouveaux horizons/de Boeck (page 291).

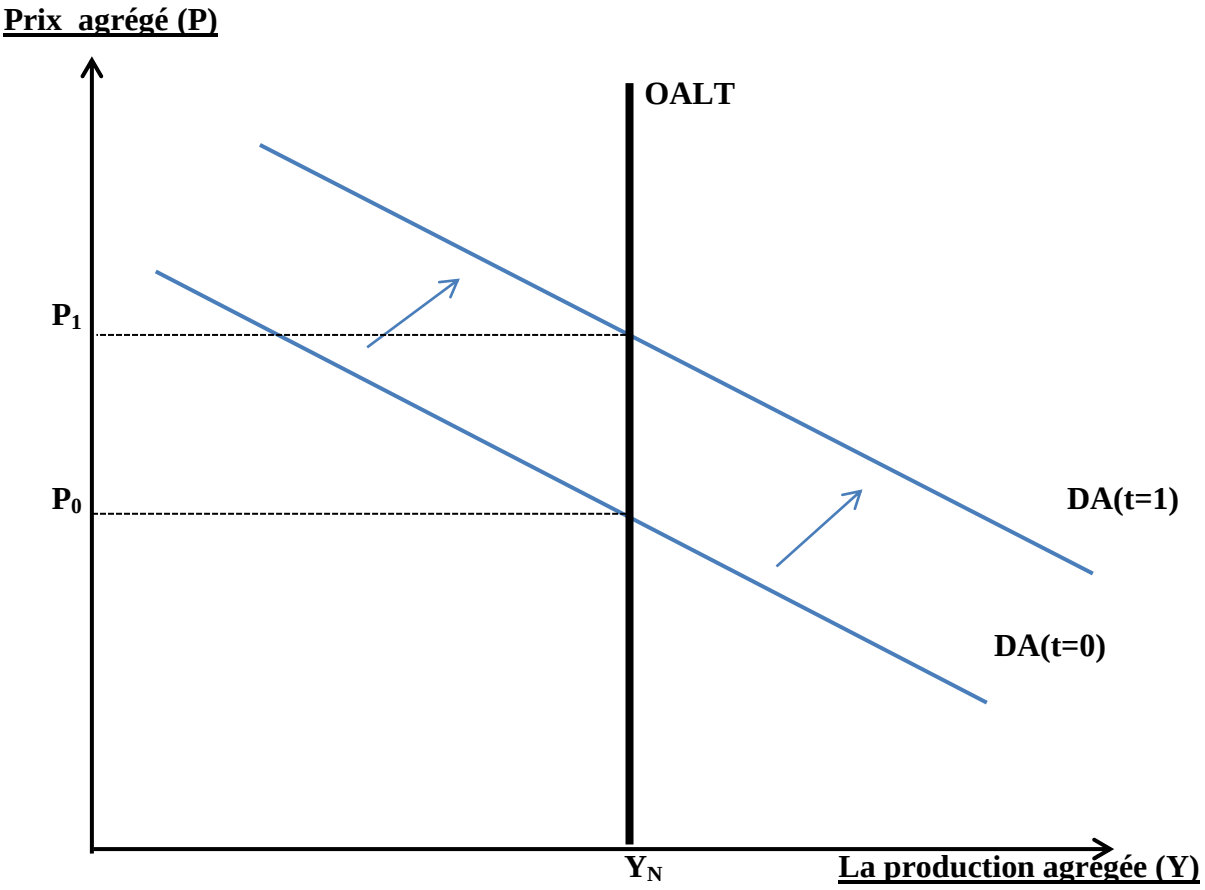


Figure 7 : Déplacement de la demande agrégée et les classiques

De plus, Mankiw (2006) suggère que l'augmentation des taux d'intérêt fait diminuer la consommation et l'investissement privés, compensant ainsi les effets de l'augmentation des dépenses publiques. Résultat final, la demande globale reste inchangée. Toutefois, cela dépend des hypothèses retenues par l'autorité monétaire[15] :

- Lorsque la banque centrale maintient fixe le taux d'intérêt nominal, la politique budgétaire n'exerce pas d'effet d'éviction, et la politique budgétaire est donc keynésienne (voir 1.1 ci-dessus) ;

[15] Makiw G.N (2006) « Macroéconomie » traduction de la cinquième édition américaine (troisième édition)/nouveaux horizons/de Boeck

- Lorsque la banque centrale maintient constante l'offre de monnaie pour empêcher tout déplacement de la courbe LM, l'éviction est substantielle. Par conséquent, la politique budgétaire a des effets nuls.

En bref, selon les classiques un choc de politique budgétaire (hausse) n'affecte pas la production à travers la demande agrégée. Ainsi, dans un cadre où l'information sur les prix et les salaires est parfaite, un marché de travail qui assure le plein emploi, une offre agrégée verticale sur le marché des biens et services, la politique budgétaire expansionniste n'a pas de place. De plus, en augmentant la demande agrégée, la politique budgétaire ne fait qu'augmenter les prix et les taux d'intérêt. La production réelle est toujours égale à la production potentielle, même à court terme.

En d'autres termes, la politique budgétaire visant à modifier la demande agrégée pour orienter l'économie vers son potentiel de production n'est pas nécessaire. En effet, selon les classiques, la production surtout à long terme est déterminée entre autres par les facteurs de production disponible et du progrès technologique et non pas par les prix. Par conséquent, la production est déterminée par l'offre agrégée et non pas par la demande agrégée.

1.2.2 Les nouveaux classiques et la politique budgétaire anticipée

L'une des conclusions phares des nouveaux classiques est la proposition de l'inefficacité des politiques économiques de stabilisation [(Snowdown (2005)/ page 242)]. En effet, sous les hypothèses des anticipations rationnelles et de l'équilibre continu du marché, les agents économiques (ménages et entreprises) anticipent parfaitement toute mesure de politique économique. Par conséquent, celle-ci se trouve incapable d'influencer la production et le niveau d'emploi même à court terme.

En outre, comme dans les modèles classiques, les modèles macroéconomiques des nouveaux classiques supposent que les prix et les salaires sont parfaitement flexibles, et l'information est parfaite. Toute augmentation anticipée du niveau de prix entraîne une augmentation immédiate des salaires nominaux, car les travailleurs raisonnent en termes de salaire réel (w/p) essayent de maintenir stable leur pouvoir d'achat.

Ce propos de l'inefficacité de la politique économique en général, et de la politique budgétaire en particulier est souvent expliquée par les ouvrages standards de macroéconomie

à l'aide du modèle de Demande agrégée/Offre agrégée (DA-OA). Ainsi, comme dans la figure 8, l'économie opère initialement au point A (intersection entre DA_0 et $OACT_0$ et OALT) ; le prix anticipé est P_0, et la production et l'emploi sont en équilibre de long terme (Y_N). Dans ce cadre, lorsque le gouvernement annonce l'augmentation de dépenses budgétaires pour relancer l'activité, les agents économiques supposés rationnels formulent leurs attentes et anticipent pleinement les effets de cette augmentation sur le niveau de prix, de sorte que la production et l'emploi restent inchangés et sont à leur niveau naturel (Y_N). (Snowdown 2005).

En effet, l'effet positif de l'augmentation de la demande agrégée (déplacement de la courbe de demande agrégée de DA_0 à DA_1) est totalement annulé par la baisse de l'offre agrégée de court terme (déplacement de la courbe de l'offre agrégée de OA_0 à OA_1) laissant ainsi les salaires réels inchangés.

En d'autres termes, puisque les agents économiques sont rationnels, ils anticipent le fait que la politique budgétaire de relance déplacera la courbe de la demande agrégée à la droite et que le prix au niveau agrégé sera à P_1. Les travailleurs demanderont des salaires plus élevés de sorte que leurs salaires réels restent les mêmes ; la courbe d'offre agrégée de court terme se déplace à OA_2 et coupe DA_2 au point C, point d'équilibre où la production agrégée est au taux naturel à Y_N et le niveau de prix augmente à P_2.Ceci dit, l'économie passe du point A au point C au lieu de B (cas d'une augmentation non anticipée), sans que la production et l'emploi changent ($\Delta Y = 0\ et\ \Delta em = 0$).

Notons que même si les producteurs accroissent la production en raison de l'augmentation des prix, entraînant une augmentation de la demande de main-d'œuvre, le fait que les travailleurs réclament une augmentation des salaires nominaux pour maintenir les salaires réels (pouvoir d'achat), laisse l'emploi inchangé.

Dans ce cadre, les nouveaux classiques suggèrent qu'un choc de politique budgétaire à travers la demande agrégée n'a pas d'effet sur la production et l'emploi et que seule la politique imprévue peut avoir un effet temporaire sur ces deux indicateurs (Palley 2013).

Comme dans le cas classique, dans les modèles macroéconomiques des nouveaux classiques, l'offre agrégée est verticale. Par conséquent, un choc de politique budgétaire via la demande agrégée peut influencer le niveau des prix, mais pas la production. La consommation privée également n'est pas affectée par une politique budgétaire anticipée parce que les ménages ont déjà pris en compte leurs estimations de revenu permanent. Par conséquent, les

ménages n'auront pas à réviser à nouveau leurs décisions lorsque la politique budgétaire anticipée se produira.

En plus, chez les nouveaux classiques avec une politique budgétaire anticipée, l'offre agrégée est verticale, non pas parce que l'information sur les prix et les salaires est parfaite, mais parce que les anticipations des ménages sont rationnelles et que l'erreur de prévision est nulle[16]. Par conséquent, la politique budgétaire ne peut pas affecter la production.

En bref, les nouveaux classiques suggèrent qu'une politique économique, particulièrement la politique budgétaire anticipée n'a aucun effet sur le cycle économique, contrairement à la politique non anticipée.

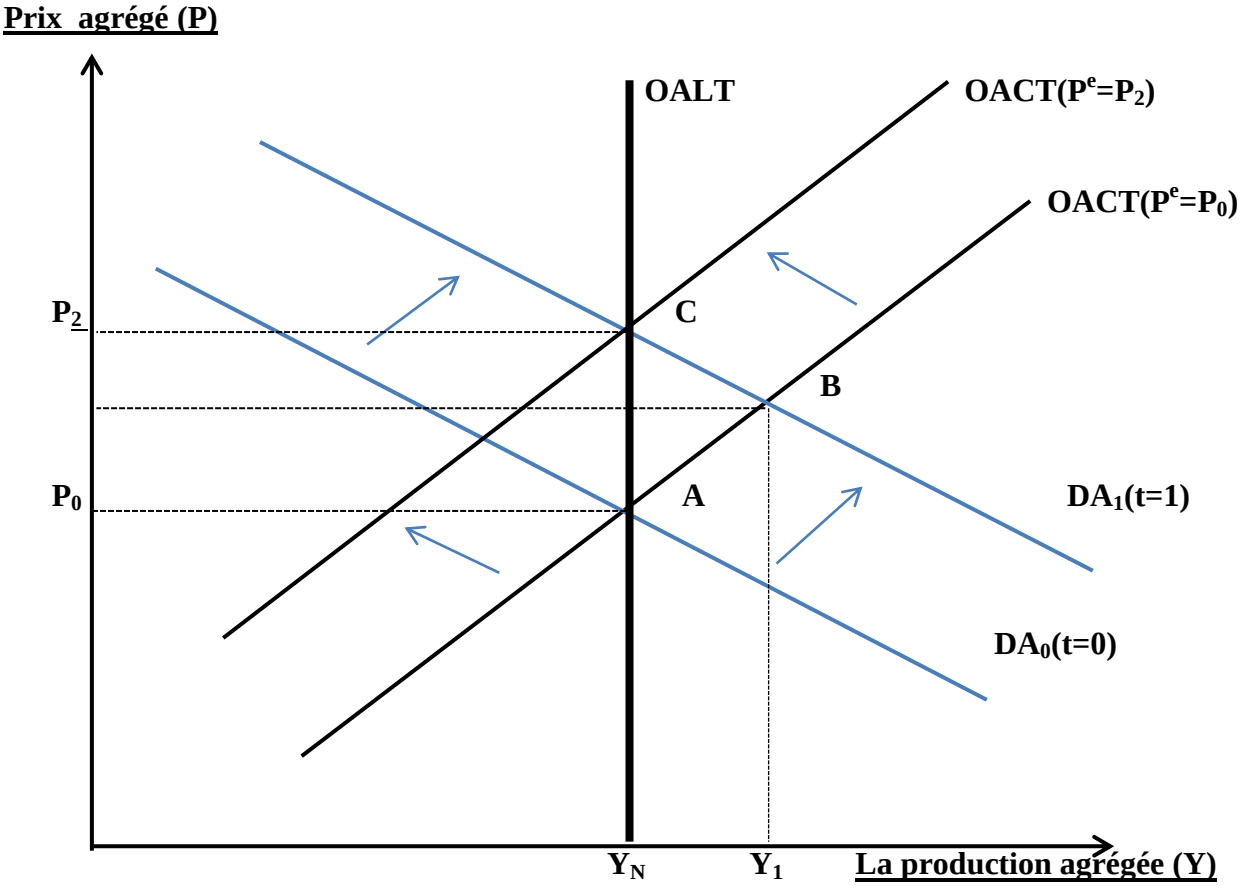


Figure 8 : Politique budgétaire anticipée dans les modèles des nouveaux classiques

[16] Krittin Mahaphan (2013) 'Fiscal Policy and Macroeconomic Variables: The Case of Thailand/thèse soutenue publiquement pour l'obtention du doctorat, université Lincoln New Zeland.

1.2.3 Théorème de l'équivalence ricardienne

Dans la même lignée des travaux des nouveaux classiques qui défendent le principe de l'inefficacité de la politique économique., Barro (1974) à travers le théorème de l'équivalence ricardienne rejoint ce concept : c'est-à-dire, celui de l'inefficacité macroéconomique de la politique budgétaire. Ce théorème d'équivalence entre le financement par emprunt et impôts est attribué selon les économistes des finances publiques et de la macroéconomie moderne à D. Ricardo (Tsoulfidi 2007). Il sera adapté et modélisé par Barro (1974), à l'aide d'un modèle s'appuyant sur la fonction d'utilité intergénérationnelle.

Barro (1974) suggère que le financement par émission obligataire ne peut être considéré comme une richesse positive nette des ménages dont la fonction d'utilité serait intergénérationnelle. Par conséquent, la politique budgétaire qui s'appuie sur l'émission obligataire et non pas sur les impôts (changement du rapport impôt/dette) pour financer l'augmentation de la dépense publique n'aurait pas d'effet ni sur la demande agrégée, ni sur le taux d'intérêt, ni sur la formation brute du capital.

En d'autres termes, ce théorème stipule que sur le plan macroéconomique, le financement de l'augmentation de la dépense publique par emprunt (dette) ou par impôt est équivalent. De plus, le choix de l'un ou de l'autre mode de financement n'affecte pas l'épargne nationale.

Snowdown [(2005)/ page 112)] souligne qu'après une augmentation des dépenses publiques, les agents privés devraient épargner pour faire face à l'augmentation des futurs impôts qui seront destinés à rembourser la dette ayant financé les dépenses publiques. C'est –à-dire que, les effets macroéconomiques de la politique budgétaire sur la demande agrégée et sur la production seront nuls. Le financement par emprunt ne peut être plus important par rapport aux financements par impôts que s'il est perçu par les ménages comme une richesse nette.

Dans les ouvrages de macroéconomie standard, ce théorème peut être illustré par le cadre du modèle IS-LM. Contrairement à la vision keynésienne où une politique budgétaire expansionniste déplace la courbe IS vers la droite et réduit donc l'épargne nationale (selon l'équivalence ricardienne), l'augmentation du déficit public suite à une baisse des impôts entraîne un déplacement de la courbe IS (passage de IS_1 à IS_2) faisant passer la production de Y_1 à Y_2. Néanmoins, comme les agents privés anticipent une augmentation des impôts futurs destinée à rembourser la dette et accroissent ainsi leur épargne, la courbe IS_2 revient à sa

position initiale. Si l'on s'appuie sur des anticipations totalement rationnelles, la courbe IS ne change pas de place et la politique macroéconomique est totalement inefficace (figure 9).

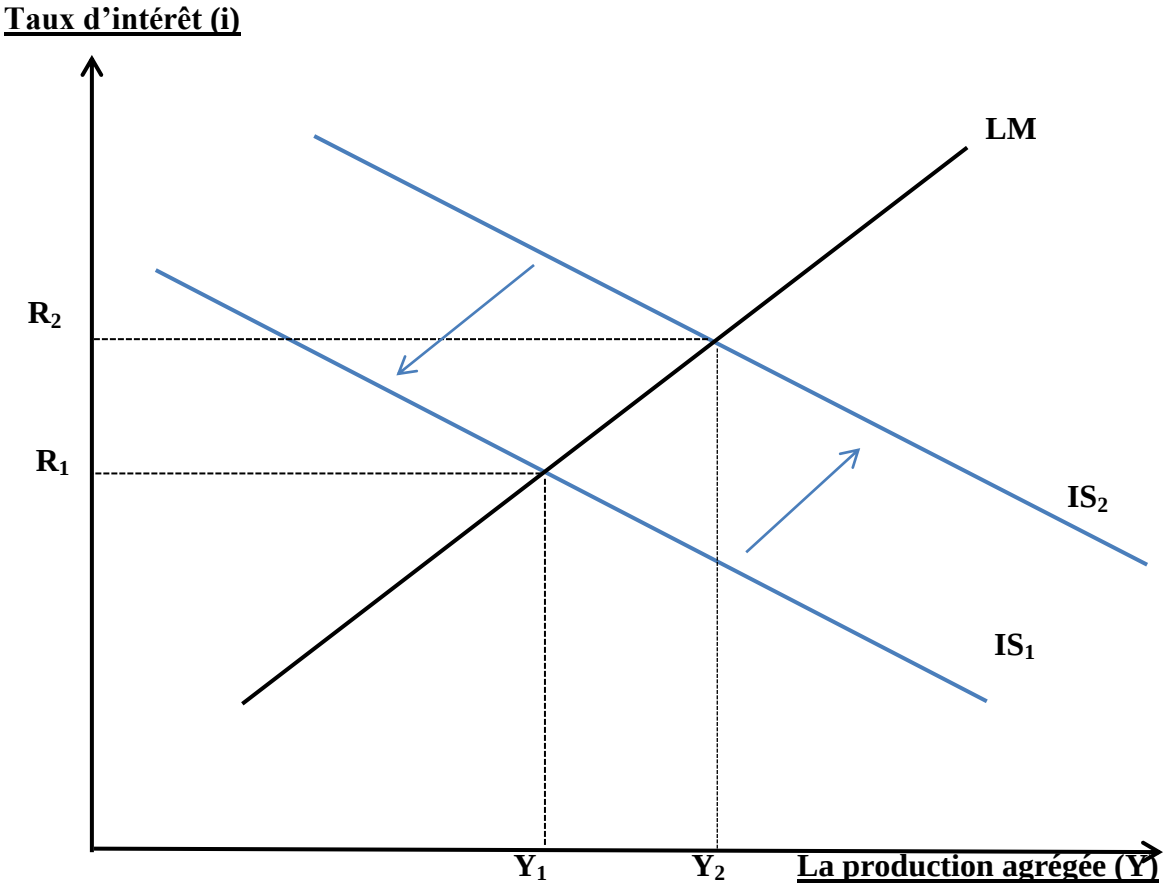


Figure 9 : L'équivalence Ricardienne dans un cadre IS-LM

Un choc de politique budgétaire expansionniste n'aura donc aucun effet sur le niveau de production et des prix. En fait, avec l'expansion budgétaire, les agents privés s'attendant à ce que les impôts augmentent dans le futur accroissent leur épargne pour y faire face. La réduction de l'épargne publique (expansion) peut être compensée par une augmentation de l'épargne privée, ce qui signifie que les taux d'intérêt restent inchangés (Arestis et al 2003). Parce que la consommation privée est inchangée par la politique budgétaire, la demande globale est également inchangée.

Signalons que plusieurs critiques ont été avancées contre ce théorème de l'équivalence ricardienne. Dans ce cadre, R. Solow (2002) suggère que ce théorème « ne devrait pas constituer une limite significative » à une politique budgétaire expansionniste.

1.3 Effets négatifs de la politique budgétaire expansionniste

Selon la vision keynésienne standard, la politique budgétaire restrictive[17] visant la réduction des dépenses ou l'augmentation des impôts exerce des effets défavorables sur la demande agrégée et freine la production. Inversement, la politique budgétaire expansionniste exerce des effets macroéconomiques positifs stimulant l'activité et joue ainsi un rôle économique primordial. Toutefois, depuis le début des années 80, ce rôle a été de plus en plus critiqué à la fois par les académiciens que par les décideurs publics.

En effet, au début des années 1980 la plupart des pays européens ont été confrontés à une situation économique délicate où la dette publique potentiellement élevée était combinée à des taux d'intérêt élevés. Les décideurs publics se sont appuyés sur des politiques budgétaires de consolidation en baissant les dépenses et parfois en augmentant les impôts, et ce dans l'objectif de rétablir l'équilibre et d'assurer la stabilité du budget (Giavazzi et Pagano 1990).

Cependant, le recours à une politique budgétaire de consolidation a engendré des positions divergentes entre les partisans de la vision keynésienne standard pour qui la consolidation budgétaire freine la consommation privée et ralentit l'activité économique, et les adeptes d'une nouvelle vision, dite « allemande » de politique budgétaire dont la consolidation budgétaire exerce des effets stimulant l'activité économique[18].

En effet, cette nouvelle vision qui a émergé au début des années 1990 suggère que l'augmentation du déficit budgétaire exerce un effet défavorable sur l'activité économique. Inversement, la consolidation budgétaire consistant à diminuer le déficit grâce à la réduction des dépenses ou l'augmentation des impôts, exerce un effet stimulant l'activité économique à travers la consommation privée.

Dès lors, les effets de la politique budgétaire ont connu un réexamen théorique et empirique. L'augmentation des déficits budgétaires est reliée désormais à une contraction économique au lieu d'une expansion. Par conséquent, un troisième type d'effets de la politique budgétaire est apparu dans la littérature, à savoir l'effet négatif de la politique

[17] Politique budgétaire de consolidation ou restrictive consiste à freiner ou à baisser les dépenses à augmenter les impôts ou à arrêter leur diminution afin rétablir l'équilibre budgétaire et à baisser la dette à long terme.

[18] La littérature économique désigne aussi cette vision sous le nom de la théorie anti-keynésienne des finances publiques, de la nouvelle théorie italienne des finances publiques ou de la théorie des anticipations.

budgétaire expansionniste. Parfois, nous évoquons des effets keynésiens de la politique budgétaire de consolidation (non keynésienne), ou encore des effets non keynésiens de la politique budgétaire expansionniste (keynésienne).

Les travaux les plus représentatifs de la vision allemande anti-keynésienne de la politique budgétaire, et sur lesquels nous nous appuyons pour illustrer les propos de cette vision sont ceux de Giavazzi et Pagano (1990), Giavazzi et Pagano (1996), Alesina et Perotti (1995), Perotti (1999), et Alesina et Ardagna (1998). Selon leurs recherches, la politique budgétaire affecte la production, soit du côté de la demande (vision des anticipations), soit par le canal de l'offre (vision du marché de travail)[19].

Dans le cadre de la vision des anticipations (côté demande), la littérature met l'accent sur deux effets : i) l'effet de richesse sur la consommation privée, ii) l'effet de crédibilité du taux d'intérêt.

1.3.1 Effets de richesse sur la consommation

Dans leur travail pionnier sur la consolidation budgétaire, Giavazzi et Pagano (1990) se sont appuyés sur les données de l'économie du Danemark et de l'Irlande, pour expliquer comment l'activité économique a connu une expansion en dépit de la consolidation budgétaire entreprise dans ces deux pays.

A l'aide d'un modèle de régression multiple, ils ont testé empiriquement, la vision keynésienne standard (effet négatif de la consolidation) contre la vision allemande de la consolidation (effet positif de la consolidation). Le modèle spécifié se présente comme suit :

$$\frac{C}{Y^*} = \frac{G}{Y^*} + \frac{T}{Y^*} + \frac{M}{Y^*}$$

Ave, $\frac{C}{Y^*}$ est consommation privée par rapport à la production potentielle, $\frac{G}{Y^*}$ les dépenses publiques par rapport à la production potentielle, $\frac{T}{Y^*}$ les impôts par rapport à la production potentielle, et $\frac{M}{Y^*}$ la masse monétaire par rapport à la production potentielle.

[19] Une politique budgétaire restrictive visant à réduire les dépenses d'emploi public peut accroître l'emploi dans le secteur privé et ainsi stimuler l'économie. De plus, les salaires du secteur public exercent une pression à la hausse sur les salaires du secteur privé, ce qui augmente le coût unitaire de la main d'ouvre et réduit la compétitivité des entreprises privées. Pour plus de détail, se référer au travail de travail d'Alesina et al (2002) Alesina et Perrotti (1996)

Pour le cas du Danemark, leurs résultats concluent que la réduction des dépenses du gouvernement explique en partie le boom de la consommation réelle privée de 1984 à 1986 (effet expansionniste de la consolidation budgétaire).

Cependant, pour le cas de l'Irlande la première consolidation de 1982 s'est accompagnée par une contraction de la consommation privée réelle avec une chute de 7 %. Il s'agit d'un effet dépressif de la consolidation (c'est-à-dire un effet Keynésien), qui s'explique selon Giavazzi et Pagano (1990) par la contrainte de liquidité potentielle qu'a enregistré l'économie de l'Irlande dans cette année.

En revanche, pour la deuxième contraction celle de 1987, la baisse des dépenses s'est accompagnée par un boom de la consommation privée réelle (effet expansionniste de la consolidation), coïncidant avec la libéralisation des marchés du crédit irlandais à la fin des années 80, et donc la capacité accrue des ménages à emprunter en prévision de revenus futurs plus élevés.

Dans ce cadre, Giavazzi et Pagano (1990) expliquent l'effet expansionniste de la consolidation budgétaire par son effet de richesse positif sur la consommation privée. C'est-à-dire que la baisse actuelle des dépenses du gouvernement est perçue par les ménages comme un signal d'une baisse des impôts et des taxes futurs (effet de signal).

En d'autres, la baisse actuelle des dépenses budgétaires augmente les revenus anticipés des ménages, et génère une augmentation de la consommation privée. Cet effet expansionniste de la consolidation est plus important lorsque la baisse des dépenses est perçue comme permanente et/ou lorsque les ménages sont Barro-ricardiens[20].

Dans un travail complémentaire, Giavazzi et Pagano (1996) ont analysé un panel de 19 pays de l'OCDE, pour connaître « si et quand » la politique budgétaire pouvait avoir des effets anti-keynésiens. En d'autres termes, leur travail vise à déterminer si la réponse (positive ou négative) de la consommation privée à un changement de la politique budgétaire dépendait de la taille et la persistance de ce changement budgétaire.

[20] Un ménage Barro-ricardien décide de son niveau de consommation en effectuant une optimisation intertemporelle et intergénérationnelle sur l'ensemble de sa vie, en prenant en considération la contrainte intertemporelle budgétaire du gouvernement. Ce ménage n'est pas confronté à une contrainte de liquidité financière.

A l'aide de la méthode des moindres carrés et de la méthode des doubles moindres carrés ordinaire, les auteurs spécifient et estiment l'équation de régression suivante :

$$\Delta C_t = \alpha_0 + \alpha_1 C_{t-1} + \alpha_2 \Delta Y_t + \alpha_3 \Delta Y_{t-1} + \beta x_t$$
$$+ (1 - d_t).(\gamma_1 \Delta\tau_t + \gamma_2 \Delta\tau_{t-1} + \gamma_3 \Delta tr_t + \gamma_4 \Delta tr_{t-1} + \gamma_5 \Delta G_t + \gamma_6 \Delta G_{t-1})$$
$$+ (d_t).(\gamma_1 \Delta\tau_t + \gamma_2 \Delta\tau_{t-1} + \gamma_3 \Delta tr_t + \gamma_4 \Delta tr_{t-1} + \gamma_5 \Delta G_t + \gamma_6 \Delta G_{t-1}) + \varepsilon_t$$

Où

-C : la consommation réelle privée,
-Y : le revenu,
-G : la consommation publique,
-τ : les impôts,
-Tr : les transferts,
-d_t : Variable indicatrice[21]

Leurs résultats confirment que les changements de dépenses ou des impôts (consolidation ou d'expansion) peuvent avoir des effets non keynésiens s'ils sont larges et persistent. Et donc une consolidation budgétaire large et permanente exerce des effets expansionnistes.

Dans la même vision d'idées, Alesina et Perotti (1996) ont étudié un échantillon des pays de l'OCDE, à savoir le Danemark, l'Irlande et l'Italie. Ils ont analysé les effets macroéconomiques de la politique budgétaire de consolidation, pour déterminer la manière dont la composition de l'ajustement budgétaire influençait la réussite des plans de consolidation. Les auteurs qualifient une politique budgétaire de consolidation comme « réussie » si l'une de ces deux conditions sont vérifiées, en l'occurrence : i) si le ratio du déficit primaire ajusté du cycle/PIB est en moyenne inférieure à celui de la dernière année de consolidation, ii) le ratio dette/PIB des trois dernières années de la consolidation est inférieur à celui de la dernière année de consolidation.

Les auteurs identifient deux types d'ajustement budgétaires :

- *Ajustement type 1* : Baisse des dépenses publiques (transfert, sécurité sociale, emploi publics) ;
- *Ajustement type 2* : Du côté fiscal, l'augmentation des impôts (impôts sur le revenu ou sur le ménage), et du coté dépense la diminution des dépenses d'investissement.

[21] Cette variable indicatrice prend comme valeur 1 pendant les épisodes budgétaires importants et prolongés de consolidation ou d'expansion, ou quand les mesures budgétaires sont très rigoureuses, même si c ne sont pas persistantes.

Les résultats de Alesina et Perotti (1996) indiquent que l'ajustement budgétaire reposant principalement sur la réduction des dépenses, notamment celles des transferts et de la masse salariale publics présentent une meilleure probabilité de réussir et exercent des effets expansionnistes. A contrario, l'augmentation des impôts ou la diminution des dépenses de l'investissement public ont tendance à ne pas réussir et engendrent des effets macroéconomiques défavorables.

En d'autres termes, lorsque les deux types d'ajustement sont de même taille en matière de réduction du déficit primaire, l'ajustement de type 1 implique une consolidation permanente du budget et donc « réussie » et des effets macroéconomiques favorables, et inversement pour l'ajustement de type 2. Ce phénomène s'explique selon les auteurs par le fait que l'ajustement de type 1 repose sur deux composantes principales du budget à savoir la masse salariale et les charges sociales qui ont tendance à augmenter par rapport aux dépenses totales du gouvernement.

Perotti (1999), souligne que le point commun entre les consolidations budgétaires des pays européens, est que ces contractions budgétaires ont été entreprises dans des périodes de dette élevée. Néanmoins, la réponse de l'économie au choc budgétaire est susceptible de changer qualitativement en période des difficultés budgétaires.

A l'aide d'un panel de 19 pays de l'OCDE, l'auteur a étudié si les effets de la politique budgétaire dépendaient des conditions initiales de l'économie (comme le niveau initial de la dette), et si un choc de dépense impactait positivement la consommation privée (effet keynésien) en temps normal, ou négativement (effet non keynésien) dans des périodes de difficulté budgétaire, et inversement pour un choc des impôts.

Dans cette perspective, Perotti (1999) a développé un modèle de deux étapes (0 et 1) où deux types ménages sont considérés : les ménages contraints d'accéder au marché de crédit (μ) et les ménages non contraints financièrement ($1 - \mu$).

L'équation de régression spécifiée pour analyser les effets de la consolidation budgétaire sur la consommation privée se présente comme ci-après.

$$\Delta C_t = \gamma_1 \varepsilon_t^G + \gamma_2 \varepsilon_t^T + \tilde{\gamma}_1 D_t \hat{\varepsilon}_t^G + \tilde{\gamma} D_{t_2} \hat{\varepsilon}_t^T + \mu \Delta \hat{Y}_{t\backslash t-1} + \omega_1$$

Où

- ε_t^G et ε_t^T représentent les innovations (chocs) respectivement des dépenses et des impôts ;
- $\Delta \hat{Y}_{t\backslash t-1}$ représente la variation anticipée du revenu disponible (cette variable est estimée). entre la période t et $t-1$;
- $\gamma_1$mesure l'effet d'un choc de dépenses dans les bons temps ;
- $\tilde{\gamma}_1$mesure la différence l'effet d'un choc de dépense entre les bons et mauvais temps. $\gamma_2$mesure l'effet d'un choc des impôts dans les bons temps ;
- $\tilde{\gamma}_2$mesure la différence entre l'effet d'un choc d'impôts entre les bons et mauvais temps ;
- D_t est une variable muette ou indicatrice qui prend la valeur 0 quand la situation financière est mauvaise, et 1 si la situation financière est saine (bon temps) ;
- Lorsque $\gamma_1 < 0$ et/ou $\gamma_2 > 0$, la consolidation budgétaire est expansionniste et vice versa.

Les résultats de Perotti (1999) indiquent qu'un choc de dépense (augmentation) exerce un effet anti-keynésien sur la consommation privée notamment dans les périodes de difficulté financière caractérisées par un niveau de dette initiale élevé (L_0 est large). En outre, un choc d'impôt (augmentation) exerce un effet keynésien surtout quand le niveau de dette initiale est élevé (L_0 est large). En d'autres termes, la baisse des dépenses ou l'augmentation des impôts augmentent la consommation privée par un effet de richesse. Les ménages anticipent que la baisse actuelle des dépenses se traduira par des obligations fiscales futures réduites (effet désincitatif de l'impôt baisse), entraînant ainsi une augmentation de la production et des futurs revenus.

1.3.2 Effets de crédibilité sur les taux d'intérêt

L'effet de richesse sur la consommation privée de la consolidation budgétaire peut induire des impacts macroéconomiques favorables grâce aux effets de crédibilité sur les taux d'intérêt.

Dans ce cadre, Alesina et al (1992) font valoir qu'un gouvernement fortement endetté sera obligé de payer des taux d'intérêt réels plus élevés s'il continue d'emprunter, afin de compenser le risque de défaut de paiement. Lorsque les investisseurs perçoivent la possibilité d'un défaut partiel (ou complet), ces derniers exigeront une compensation pour ce risque, ce qui augmente le coût des finances publiques.

Cependant, la consolidation budgétaire peut exercer une pression à la baisse sur les taux d'intérêt en réduisant la prime de risque, ce qui entraînera une forte augmentation des investissements privés et de la consommation. Ainsi, avec une dette élevée, une consolidation budgétaire rigoureuse déclenche un effet de crédibilité sur les taux d'intérêt.

Dans le même sens d'idées, Alesina et Perotti (1996) soulignent que l'effet expansionniste de la consolidation budgétaire s'explique nonobstant l'effet de richesse, par l'effet de crédibilité sur l'évolution des taux d'intérêt. En effet, un ajustement budgétaire intervenant en cas de dette élevée déclenche un effet de crédibilité sur les taux d'intérêt en réduisant la prime de risque (prime de risque de l'inflation et prime de risque de défaut de paiement), et par conséquent les taux d'intérêt réels baissent.

En outre, en raison de son effet sur la consommation et sur le taux d'intérêt, la contraction budgétaire influence aussi l'épargne. En effet, une diminution permanente des dépenses publiques peut réduire la charge fiscale sur les personnes, ce qui signifie qu'ils peuvent augmenter leur épargne[22]. Par conséquent, l'épargne nationale augmente, les taux d'intérêt baissent, l'investissement et la production s'accroissent.

En résumé, la vision allemande de la politique budgétaire restrictive soutient inversement à la vision keynésienne que le déficit budgétaire exerce des effets défavorables sur l'activité économique (à court et moyen terme). En se focalisant sur l'expérience des pays de l'Europe au début des années 1990, cette vision préconise que la politique budgétaire keynésienne génère des effets défavorables sur l'activité.

A contrario, la politique budgétaire non keynésienne consistant à diminuer la dépense ou augmenter les impôts exerce des effets favorables. En outre, les gouvernements utilisent la politique budgétaire dans un objectif électoraliste (politique) et non pas toujours dans un objectif économique de régulation (Creel 2005).

Les effets favorables de la politique budgétaire de contraction passent par deux canaux : i) un canal de demande et un canal d'offre. Du côté de la demande, deux explications sont présentées : i) les effets positifs de richesse sur la consommation privée, ii) les effets de crédibilité sur le taux d'intérêt.

En matière de mise en œuvre et de conduite de la politique budgétaire, la théorie anti-keynésienne des finances publiques a fortement influencé la conception et la conduite de la

[22] Barry. F et Devereux.M (2003). 'Expansionary fiscal contraction: a theoretical exploration'. Journal of Macroeconomics.

politique budgétaire dans les pays de l'Europe ; ces dernières ont adopté un pacte de stabilité visant à maitriser le déficit à 3 % du PIB et la dette à 60 % du PIB (traité de Maastricht). Elle a influencé également plusieurs pays en voie de développement qui veillent en permanence au respect de ces règles de discipline budgétaire. En d'autres termes, une stratégie macroéconomique efficace consisterait à baisser les dépenses publiques, ce qui induirait une baisse de la fiscalité future.

Cependant, plusieurs critiques ont été formulées à l'encontre de la vision allemande de la politique budgétaire. Ainsi, Creel (2005) critique les hypothèses de base de cette vision et souligne l'importance de la politique budgétaire de relance. Selon l'auteur, les effets anti-keynésiens ne peuvent se présenter que dans des cas très particuliers.

De plus Solow (2002) formule un ensemble de critiques au postulat de la neutralité et de l'inefficacité de la politique budgétaire (hypothèse de l'équivalence ricardienne et théorie des RBC).

1.4 Effets non linéaires de la politique budgétaire

L'examen de la littérature traitant des effets macroéconomiques de court terme de la politique budgétaire sur l'activité, révèle que les effets de cette politique économique peuvent être regroupés en trois types d'effets : i) les effets positifs (selon l'approche keynésienne), ii) les effets nuls (selon approche classique), iii) les effets négatifs (selon la vision anti-keynésienne).

Dans ce cadre, l'analyse théorique et les modèles empiriques utilisés pour évaluer lesdits effets de la politique budgétaire s'inscrivent en général dans une vision linéaire. Ainsi, lorsqu'une étude conclut qu'une politique budgétaire visant l'augmentation des dépenses ou la réduction des impôts et des taxes exerce un effet positif ou négatif sur l'activité économique, elle ne prévoit pas la possibilité de la coexistence des deux effets.

Cependant, la relation macroéconomique de la politique budgétaire et l'activité économique peuvent afficher quelques irrégularités et asymétries. Plusieurs travaux d'ordre théorique et empirique, notamment ceux de la vision allemande, et depuis les années 1990 ont mis en évidence les éventuels effets non linéaires de la politique budgétaire.

Ces travaux confirment que les effets de la politique budgétaire peuvent dépendre de l'état des finances publiques, des caractéristiques de l'impulsion budgétaire ou de l'environnement économique. Dès lors, une politique budgétaire pour une économie donnée peut être keynésienne (effets positifs) ou non-keynésienne (effets nuls ou négatifs) en fonction d'un certain nombre de facteurs (budgétaires et économiques).

1.4.1 Fondements théoriques

Dans leur étude portant sur les effets de la consolidation budgétaire déjà évoqué ci-dessus (voir 1.3), Giavazzi et Pagano (1990) concluent concernant l'économie irlandaise, que la première consolidation en 1982 s'est accompagnée par une contraction de la consommation privée réelle avec une chute de 7 % (résultat est cohérent avec cette vision keynésienne standard). En revanche, pour la deuxième consolidation budgétaire de 1987, les résultats sont cohérents avec la vision allemande indiquant que la baisse des dépenses s'est accompagnée par un boom de la consommation privée.

En d'autres termes, l'économie irlandaise a répondu aux chocs de la politique budgétaire de restriction de deux manières : réaction Keynésienne et réaction anti-

Keynésienne. Il s'agit de la coexistence de deux effets de la politique budgétaire (effets non linéaires).

Drazen (1990) dans son commentaire concernant l'article de Giavazzi et Pagano (1990), suggère que l'effet de la consolidation budgétaire menée à travers l'augmentation des impôts engendre des effets désincitatifs de la consommation et de la production (effet keynésien), contrairement à une consolidation s'appuyant sur la baisse des dépenses du gouvernement (effet anti-keynésien).

Dans ce cadre, l'auteur fait référence au cas irlandais dont la première consolidation menée à l'aide d'une baisse des impôts plus élevés a été contractive, tandis que la seconde consolidation où le déficit a été réduit par une baisse de la consommation publique et les dépenses d'investissement public, s'est révélée très expansionniste. Les auteurs soulignent aussi que les preuves empiriques d'effet expansionniste des réductions des dépenses du gouvernement demeurent assez mitigées, ce qui peut être expliqué par l'existence des effets non linéaires de la politique budgétaire.

Alesina et Perotti (1996) précisent que l'ajustement budgétaire reposant principalement sur la réduction des dépenses, notamment celles des transferts et de la masse salariale publique, détient une meilleure probabilité de réussir et exerce des effets expansionnistes. Cependant, l'augmentation des impôts ou la diminution des dépenses de l'investissement public ont tendance à ne pas réussir et engendrent des effets macroéconomiques défavorables.

En d'autres termes, lorsque les deux types d'ajustement sont de même taille en matière de réduction du déficit primaire, l'ajustement de type 1 implique une consolidation permanente du budget, et donc « réussie », et des effets macroéconomiques favorables, et inversement pour l'ajustement de type 2. Ce phénomène s'explique selon les auteurs par le fait que l'ajustement de type 1 repose sur deux composantes principales du budget, à savoir la masse salariale et les charges sociales qui ont tendance à augmenter par rapport aux dépenses totales du gouvernement.

Perotti (1999), conclue qu'un choc de dépense (augmentation) exerce un effet anti-keynésien sur la consommation privée, notamment dans les périodes de difficulté financière caractérisées par un niveau de dette initiale élevé (L_0 est large). En outre, un choc d'impôt (augmentation) exerce un effet keynésien surtout quand le niveau de dette initiale est élevé (L_0 est large).

En effet, lorsque le niveau de la dette est élevé, la baisse des dépenses ou l'augmentation des impôts augmentent la consommation privée par un effet de richesse. Les ménages anticipent que la baisse actuelle des dépenses se traduira par des obligations fiscales futures réduites (cf effet désincitatif de l'impôt baisse), entraînant ainsi une augmentation de la production et des revenus futurs.

Giavazzi et Pagano (1996) montrent les changements de dépenses ou d'impôts (consolidation ou d'expansion) peuvent avoir des effets non keynésiens s'ils sont larges et persistent. Et donc, une consolidation budgétaire large et permanente qui exercera des effets expansionnistes.

Barry et Devereux (2003) présentent une analyse de l'équilibre général en se basant sur l'hypothèse que la consolidation peut être expansionniste. Ils suggèrent que les effets de la contraction sont non linéaires : plus le ratio initial de dépense publique/PIB est élevé, et plus l'impact expansionniste des réductions des dépenses est important. En d'autres termes, plus la part des dépenses publiques est large, plus la réduction des dépenses publiques peut avoir des effets positifs (effets anti-keynésiens) ; et inversement, plus la part des dépenses publiques dans PIB est faible la consolidation peut avoir des effets négatifs (effets keynésiens).

Blanchard (1990) dans son commentaire de l'article pionnier de Giavazzi et Pagano (1990), a développé un modèle de fiscalité. Il fait prévaloir que lorsque le gouvernement consolide son budget à travers une augmentation des impôts, il affecte les anticipations et donc la consommation privée. Ainsi, la consolidation peut sauver l'économie de futures catastrophes quand le taux d'imposition initial dépasse le seuil critique et quand la consolidation est menée avant qu'il ne soit trop tard.

Dès lors, avec de faibles valeurs du taux d'imposition ($t < T$), la consolidation exerce des effets défavorables (effets keynésiens) sur la consommation privée, tandis qu'avec un taux d'imposition élevé où le taux d'imposition dépasse un seuil critique ($t > T$), la consolidation exerce des effets favorables (anti-keynésien).

Dans ce cadre, Blanchard (1990) suggère, concernant le Danemark et l'Irlande que si la consolidation budgétaire (via l'augmentation des impôts) avait été moins rigoureuse et le taux d'imposition faible, il n'y aurait pas eu d'effets expansionnistes.

Tableau 1 : Effets non linéaires de la consolidation budgétaire

Auteurs	Facteurs de non-linéarité	Types d'effets[23]
Giavazzi et Pagano (1990)	Contrainte de liquidité du consommateur	-Keynésiens : consommateur avec contrainte de liquidité -Non-Keynésiens : sans contrainte de liquidité
Drazen (1990)	Augmentation des impôts contre baisse des dépenses	-Keynésiens : augmentation des impôts. -Anti keynésiens : baisse des dépenses.
Perotti (1999)	Niveau d'endettement	-Keynésiens : Dette faible -Non-Keynésiens : dette élevée
Alesina et Perotti (1996)	Structure des dépenses	-Keynésiens : Réduction des dépenses d'investissement. -Non-Keynésiens : Baisse des dépenses de fonctionnement (Masse salariale)
Giavazzi et Pagano (1996)	Importance de la consolidation	-Keynésiens : si la consolidation est faible et temporaire. -Non-keynésiens : si la consolidation est importante (large et permanente)
Barry et Devereux (2003)	Dépenses budgétaires/PIB	-Keynésiens : Le niveau initial de dépense publique/PIB est faible. -Non-Keynésiens : Le niveau initial de dépense publique/PIB est élevé.

[23] Un effet keynésien signifie que la consolidation budgétaire baisse l'activité et l'effet non keynésien signifie que la consolidation budgétaire stimule la production.

1.4.2 Effets de la politique budgétaire et modélisation non linéaire

La théorie économique suggère que les relations entre les variables et les grandeurs économiques peuvent présenter quelques asymétries, d'où l'importance de prendre en considération les éventuelles non-linéarités dans l'analyse économique. Dans ce cadre, un modèle statistique linéaire à l'instar du modèle ARIMA estimé et identifié par Box et Jenkins (1970) s'avère inapproprié pour capter la non-linéarité.

Sous l'impulsion de la théorie économique, la modélisation non linéaire s'est fortement développée à partir des années 1990 pour conférer plus de rigueur scientifique dans la validation empirique des différents propos théoriques à travers des estimations solides, correctes et plus adaptées au cadre non linéaire.

En effet, la modélisation linéaire présente certaines limites, à savoir : i) elle ne permet pas de capter les asymétries (comportements irréguliers) que peuvent afficher les données, ii) elle n'est pas adaptée aux données qui enregistrent des changements et ruptures soudaines, iii) elle néglige la dépendance et les relations non linéaires entre les variables. Par conséquent, la modélisation linéaire serait incapable de reconnaitre et de capter la présence de la non-linéarité dans le processus générateur d'une série chronologique conduisant ainsi à des estimations moins robustes et de mauvaises prévisions (Bisaglia et al 2014).

En matière de politique budgétaire, le réexamen théorique qu'ont connu les effets macroéconomiques des dépenses et de la fiscalité, à travers un ensemble de travaux à la fois théorique et empirique stipulant que les effets d'un choc budgétaire sont conditionnés à l'état de l'économie (expansion et récession), s'est accompagné par l'augmentation de travaux empiriques s'appuyant sur l'économétrie non linéaire.

En d'autres termes, le débat empirique concernant les effets de la politique budgétaire s'est tourné vers l'évaluation des effets macroéconomiques non linéaires que peuvent exercer les chocs budgétaires (de dépense ou d'impôt), en s'appuyant de plus en plus sur les méthodes statistiques non linéaires. L'objectif étant de prendre en considération la présence des changements et des ruptures structurels sous-jacents, et l'existence des asymétries dans la dynamique de la plupart des variables macroéconomiques et financières.

En effet, depuis le travail pionnier de Blanchard et Perotti (2002) portant sur l'évaluation des effets macroéconomiques de la politique budgétaire sur l'activité économique à l'aide d'un modèle VAR linéaire (vectoriel autorégressif), les travaux similaires se sont

multipliés de telle sorte que l'évaluation des effets macroéconomiques de cette politique à l'aide de la modélisation VAR a concerné la majorité des pays développés (USA, Europe, Japon…) et un ensemble de pays en développement. Signalons que la modélisation VAR constitue le principal outil statistique d'évaluation des effets des politiques économiques.

Du côté non linéaire, un ensemble de travaux empiriques s'appuyant toujours sur la modélisation VAR, mais cette fois-ci dans un cadre non linéaire, suggère que les effets de la politique budgétaire peuvent varier en fonction, i) du temps, ii) des circonstances économiques (récession ou expansion), ii) de l'état des finances publiques (soutenable ou non).

Dans ce cadre, Auerbach et Gorodnichenko (2010) estiment un modèle non linéaire, en l'occurrence le VAR à transition lisse (STVAR) afin d'évaluer les réponses différenciées de l'activité économique aux impulsions budgétaires en période de récession et en périodes d'expansion (état du cycle économique). L'auteur constate que la taille des multiplicateurs budgétaires diffère entre les périodes de récessions et d'expansions et que la politique budgétaire est considérablement plus efficace en période de récession qu'en celle d'expansion.

Dans un travail similaire, Baum et al (2011) ont défini un modèle VARs à effet de seuil (TVAR). L'objectif est d'examiner l'impact de la politique budgétaire en Allemagne en fonction du cycle (récession ou expansion). Les auteurs concluent que les multiplicateurs de dépenses budgétaires sont beaucoup plus importants en période de récession (Écart de production négatif), et que la politique budgétaire exerce un effet très limité en période d'expansion (Écart de production positif).

Risquete et (2015), ont utilisé un modèle VAR markovien à changement de régime (MSVAR) pour évaluer les effets (variables dans le temps) de la politique budgétaire en Espagne. Ces auteurs concluent que les effets des chocs budgétaires varient dans le temps : dans un premier régime, le déficit primaire ne parvient pas à stimuler l'activité économique (effet non keynésien) ; inversement, dans un deuxième régime, la hausse du déficit primaire exerce un effet défavorable sur l'activité économique (effet anti-keynésien). Ce dernier régime prévaut depuis la ratification du traité de Maastricht.

Conclusion du chapitre 1

Le sujet des effets macroéconomiques de court terme et la fonction de de stabilisation de la politique budgétaire a fait l'objet d'un grand débat théorique, qui dure depuis plus d'un siècle, entre les keynésiens tenants d'une intervention économique de l'État pour réguler la conjoncture économique et les non Keynésiens qui jugent que la politique budgétaire est en général inefficace estimant que la relance budgétaire exerce des effets dépressifs sur l'économie.

Ce débat théorique continu et évolutif s'est renouvelé depuis la crise économique et financière de l'année 2008. En effet, pour faire face aux effets néfastes d'une situation économique défavorable, le recours à une politique budgétaire à travers l'augmentation des dépenses a été recommandé à la fois par les académiciens et par les décideurs publics, notamment les institutions internationales.

À la lumière de ce débat, ce chapitre a dressé une revue de littérature sélective traitant des effets macroéconomiques de court et de moyen terme de la politique budgétaire. L'analyse s'est focalisée sur trois courants de pensée économique, à savoir : i) les keynésiens et/ou les nouveaux keynésiens, ii) les classiques et les nouveaux classiques, et iii) les anti-keynésiens ou la théorie anti-keynésienne des finances publiques. Ces courants qui divergent plus qu'ils ne se complètent ont conduit à l'émergence d'un ensemble de travaux concernant les effets non linéaires de la politique budgétaire ou la coexistence des effets keynésiens et non keynésiens de la politique budgétaire.

En effet, l'objectif de ce chapitre était de confronter les différents propos théoriques émanant de différents courants de pensée afin de montrer l'importance de ce grand débat théorique, qui ne cesse d'évoluer, mais aussi de dégager un modèle théorique liant un ensemble de variables qui nous servira de référence théorique pour la spécification des modèles économétriques utilisés dans les chapitres suivants de cette thèse.

Ce débat théorique s'est accompagné d'un débat empirique qui s'est renouvelé depuis les travaux de Blanchard et Perotti (2002) qui avaient utilisé un modèle VARs pour simuler les effets des chocs budgétaires sur la dynamique de l'activité économique. Depuis, les études utilisant cette approche se sont multipliées et des travaux similaires à celui de Blanchard et Perrotti (2002) existent pour toutes les économies des pays développés, dans la majorité des pays émergents et quelques pays en développement.

En effet, pour les pays en développement, le nombre d'études traitant les effets de court et de moyen terme de la politique budgétaire reste limité, en raison de la carence de données statistiques surtout à fréquences trimestrielle.

Dans ce cadre, les chapitres suivants de la thèse évaluent les effets macroéconomiques de la politique budgétaire sur la dynamique économique concernant le Maroc sur la période allant de 1990 à 2016. En effet, après plus de deux décennies de la sortie du PAS (Programme d'ajustement structurel), ce sujet requiert pour le Maroc une grande importance pour la conduite d'une politique budgétaire optimale capable de stabiliser les fluctuations de la conjoncture.

Chapitre 2 : Effets linéaires de la politique budgétaire sur l'activité économique au Maroc

L'examen de la revue de littérature du premier chapitre révèle que l'étude des effets macroéconomiques de la politique budgétaire sur l'activité économique a fait l'objet d'un grand débat théorique entre les keynésiens, les non-Keynésiens et les anti-Keynésiens.

En outre, sur le plan empirique, bien qu'il existe des études qui trouvent un support pour l'une ou l'autre théorie, l'évaluation des effets de la politique budgétaire constitue l'un des problèmes les plus controversés de la recherche macroéconomique. Les résultats diffèrent selon la méthodologie d'estimation utilisée, des hypothèses d'identification du modèle, de la période du temps étudiée, et généralement du pays considéré (s'agit-il d'un pays développé ou en développement)[24].

Dans ce cadre, si les effets de la politique budgétaire sont suffisamment étudiés pour les économies développés ou émergents, le sujet est loin d'être cerné pour les pays en développement, dont les effets de la politique budgétaire restent encore peu étudiés[25].

Dès lors, l'évaluation des effets de la politique budgétaire pour un pays en développement tel que le Maroc, constitue un bon sujet de recherche macroéconomique.

Pour cela, ce deuxième chapitre se propose d'évaluer, à l'aide d'un modèle VARs linéaire, les effets macroéconomiques de la politique budgétaire sur les principaux indicateurs de l'activité économique au Maroc, à savoir le PIB réel, le taux d'inflation, et le taux moyen pondéré du marché interbancaire.

[24] Spilimbergo et *al* [2008] soulignent aussi que dans la littérature empirique existante traitant la politique budgétaire la taille des multiplicateurs budgétaires diffère d'une étude à l'autre. Les résultats indiquent des multiplicateurs allant de de moins de zéro jusqu'à quatre.

[25] Hemming et *al* [2002] concluent qu'il n'existe pas beaucoup de preuves empiriques sur l'efficacité de la politique budgétaire à stimuler l'activité économique pour les pays en développement comparativement aux pays avancées.

En effet, le modèle VARs permet de simuler les effets des chocs budgétaires (dépenses et recettes) sans imposer beaucoup de restrictions théoriques comme c'est le cas pour les grands modèles des équations simultanées.

Ainsi, sur la période allant du premier trimestre de l'année 1990 au quatrième trimestre de l'année 2016, le modèle VARs est estimé et identifié selon deux schémas : i) l'approche récursive appliquée à la politique budgétaire par Fatas et Mihov [2001], et ii) l'approche de Blanchard et Perrotti [2002], méthode de référence largement utilisée par la littérature empirique pour l'évaluation des effets des chocs budgétaires sur l'activité économique.

La comparaison des résultats émanant des deux approches d'identification du VARs permettra de tester la robustesse des résultats et fournira plus de preuves empiriques pour une meilleure évaluation des effets macroéconomiques de la politique budgétaire au Maroc surtout dans un cadre empirique linéaire.

Pour ce faire, ce deuxième chapitre est structuré autour des quatre sections suivantes : i) la première section dressera une revue de littérature empirique sélective traitant les effets de la politique budgétaire à l'aide des modèles VARs à la fois pour les pays développés que pour les pays en développement, ii) la deuxième section présentera les données et les résultats des tests usuels de racine unitaires, iii) la troisième section présentera la méthodologie d'estimation du modèle VARs et les deux approches d'identification, et iv) la quatrième section présentera les principaux résultats dégagés de la simulation des fonctions de réactions impulsionnelle (IRFs), et du calcul des multiplicateurs budgétaires.

2.1 Revue des travaux empiriques

L'examen de la littérature empirique traitant les effets macroéconomiques de la politique budgétaire sur l'activité économique à l'aide de la modélisation VARs révèle que cette littérature traite beaucoup les pays développés (USA, Europe) ou émergents, que les pays en développement (Amérique latine, Afrique).

Ceci s'explique en partie par la pénurie de bases de données statistiques trimestrielle ou la qualité médiocre de ces données. A signaler que les bases de données trimestrielles sont plus adaptées à ce genre de problématique.

Dans ce cadre, l'un des premiers travaux qui ont évalué les effets de la politique est celui de Fatas et Mihov [2001]. En effet, à l'aide d'un modèle VAR à cinq variables identifié via la décomposition de Cholesky, Fatas et Mihov [2001] trouvent que l'augmentation des dépenses conduit à une augmentation persistante de la production privée de l'économie des Etats Unis d'Amérique (USA).

Blanchard et Perotti [2002], dans leur article de référence estiment aussi VARs à trois variables à savoir, les dépenses publiques, les impôts nets, et le PIB réel, mais avec une méthode d'identification différente à celle de Fatas et Mihov [2001]. Leurs résultats sont en ligne avec l'analyse keynésienne standard. Selon ces économistes, un choc de dépense budgétaire aux USA impacte positivement la production et la consommation, tandis qu'un choc de recette (augmentation) exerce un effet négatif.

Depuis le travail de référence de Blanchard et Perotti en 2002, les travaux se sont multipliés et la problématique de l'évaluation des effets macroéconomiques de la politique a connu un renouveau, de telle sorte que cette méthodologie est appliquée presque pour l'ensemble des pays développés disposant des bases de données trimestrielles.

Perotti [2004], a estimé un modèle VARs à cinq variables pour cinq pays à savoir les USA, le Canada, l'Australie, l'Allemagne, et la Grande Bretagne. L'auteur conclut que les effets de la politique budgétaire sur le PIB ont tendance à s'affaiblir au fil du temps et ce n'est qu'après 1980 que les dépenses publiques exercent un effet positif sur les taux d'intérêt.

Caldara et Kamps [2008], fournissent une nouvelle évidence pour les Etats Unis d'Amériques (USA), et ce à l'aide de la modélisation VARs identifiée selon différente approches en l'occurrence l'approche récursive, l'approche de Blanchard et Perotti (2002), et l'approche des signes de Mountford et Uhling [2005].

Ainsi, sur la période 1955-2006, les auteurs montrent que toutes les approches d'identification utilisées dans la littérature donnent quantitativement et qualitativement des résultats similaires concernant les chocs de dépenses. Tandis que, pour les chocs de recettes (choc fiscal) les résultats divergent selon les approches d'identification utilisées.

Pour l'Europe plusieurs études ont adopté la même méthodologie de Perotti et Blachard [2002]. Entre autres on cite : i) Giordano, Momigliano, Neri et Perotti [2005] pour l'Italie, ii) Biau et Girard [2005] pour la France, iii) De Castro [2006] pour l'Espagne, iv) Heppke-Falk, Tenhonfen et Wolff [2006] pour l'Allemagne.

Giordano et al [2005], utilisent aussi un VARs pour étudier les effets de la politique budgétaire sur le PIB réel, le taux d'intérêt et l'inflation en Italie. Ils concluent qu'un choc de dépense fait augmenter le PIB réel de 0,6 dans 3 trimestres et que cet effet est persistent. De plus la réponse de la consommation et l'investissement privée est positive. En revanche, le choc de recettes a des effets négligeables sur toutes les variables macroéconomiques.

Biau et Girard [2005], en utilisant un VARs identifié selon la méthode de Blanchard et Perotti (2002) pour l'économie française, ils trouvent qu'un choc structurel de dépense publique impacte positivement l'activité économique à court terme (1,4 euro), tandis qu'un choc structurel de recette impacte négativement l'activité. Selon eux ces réactions de l'activité sont cohérentes avec les effets attendus d'une relance keynésienne.

Heppke-Falk et al [2006] en s'appuyant sur la même méthodologie de Blanchard et Perrotti (2002), estiment un VARs pour l'économie Allemande. Les auteurs constatent qu'un choc de dépense augmente le PIB et la consommation privée. En revanche, un choc de recette n'a pas un effet significatif sur la production.

Mountford et Uhling [2005], appliquent une approche différente de celle de Blanchard et Perrotti (2002) à savoir l'approche des signes, pour identifier un VARs appliqué aux données des USA. Cette approche consiste à imposer des restrictions de signe (positif ou négatif) sur les réponses de certaines variables du modèle VARs aux autres variables.

Leurs résultats indiquent que la meilleure politique budgétaire pour stimuler l'économie est celle qui s'appuie sur la réduction d'impôt que par l'augmentation des dépenses budgétaire. En effet, les auteurs concluent que les coûts de long terme d'une expansion budgétaire menée via l'augmentation des dépenses budgétaires sont probablement plus importants que les gains à court terme en termes de relance. En d'autres termes, le cout qui

résulte de la charge de la dette due à l'augmentation des dépenses budgétaires l'emporte sur les effets expansionnistes de court terme sur le PIB.

Pour les pays émergents particulièrement les pays de l'Amérique latine, Lozano et al [2009] estiment un VARs pour l'économie colombienne et concluent qu'à court terme, un choc de dépense a un effet positif et significatif. En revanche, un choc des impôts directs semble être moins efficace, car ils affectent principalement l'investissement privé, tandis que les chocs des impôts indirects ne semblent pas affecter les activités réelles de manière significative.

Pour les pays en développement, Hemming et al [2008] concluent que les effets de la politique budgétaire sur l'activité économique restent encore mal connus et qu'il n'existe pas beaucoup de preuves sur cette politique comparativement aux économies avancées.

Toutefois, un ensemble de travaux ont été mené sur les économies en développement. Les résultats diffèrent d'un pays à l'autre. Dans ce cadre, BenSliamne. S et al [2011], en se basant sur la méthodologie de Blanchard et Perotti (2002), concluent que la politique budgétaire expansionniste en Tunisie exerce un effet de type keynésien et génère des pressions inflationnistes.

Dans la même lignée, BenSliamne. S et al [2012], dans leur étude sur l'économie égyptienne et tunisienne montrent que Pour les deux pays, l'analyse montre que la politique budgétaire est pro-cyclique. De plus un choc de dépense engendre un effet d'éviction.

Pour le Maroc, Lankaoui. L et al [2007] à l'aide d'un SVAR à la Blanchard et Perrotti (2002), concluent que l'augmentation des recettes de 1% conduit à une baisse du PIB avec un effet cumulé maximum d'environ -1.4% dans un horizon de trois trimestres et le multiplicateur est de -0.5. En plus, la réaction du PIB aux chocs des dépenses est moins importante : une augmentation de 1% conduit à une croissance de court terme du PIB d'environ 0.6% de deux trimestres et un maximum de 1.3% après 4 ans.

2.2 Etude de la stationnarité des variables

En se basant des travaux empiriques examinés dans la revue de littérature empirique ci-avant, la partie modélisation de ce chapitre vise à évaluer les effets des chocs budgétaires (de dépenses et de recettes) sur l'activité économique pour le cas du Maroc.

L'estimation s'appuie sur un modèle vectoriel autorégressif structurel (VARs) linéaire, qui en plus de sa simplicité par rapport aux grands modèles macro-économétriques, présente un ensemble d'avantages[26].

2.2.1 Définition des variables

Une étape préalable à l'estimation du modèle VARs est la présentation des variables. Ainsi, sur la période allant du premier trimestre 1990 au quatrième trimestre 2016 cinq variables macroéconomiques sont observées, en l'occurrence les dépenses globales (G)[27], les recettes fiscales (T), le produit intérieur brut (Y), l'inflation calculée à partir de l'indice des prix à la consommation (P), et le taux moyen pondéré du marché interbancaire (R).

Les variables sont collectées des bulletins trimestriels de Bank Al Maghreb, des bases de données du Haut commissariat au plan (HCP), et des tableaux de la situation des ressources et charges du trésor publiés par le ministère de l'économie et des finances.

A signaler que, les dépenses globales (G), les recettes fiscales (T), et le produit intérieur brut (Y) sont désaisonnalisées, exprimées en terme réel, et introduites dans le modèle VARs en logarithme. Tandis que, le taux moyen pondéré (R) est désaisonnalisé et introduit dans le modèle sans logarithme[28]. La correction de la saisonnalité que représentent ces variables trimestrielles est faite à l'aide de la méthode X-13ARIMA-SEATS appliquée sur le logiciel Eviews.

[26] En effet, Biau et Girard [2005] soulignent que le VARs présente un ensemble d'avantage par rapport aux modèles macroéconométriques notamment le nombre limité d'hypothèses économiques que nécessite ce modèle pour simuler des chocs structurels.

[27] Selon le tableau de la situation des charges et ressources du trésor publié par le MEF, les dépenses budgétaires globales regroupent les dépenses courantes (intérêts de la dette publique, biens et services, compensation) et les dépenses d'investissement. Pour les recettes fiscales elles sont constituées des recettes des impôts directs, impôts indirects, droits de douane, et droits d'enregistrements et timbres.

[28] Plusieurs études empiriques introduisent le taux d'intérêt sans transformation à titre d'exemple on cite Biau et *al* [2004] et Caldara et *al* [2008].

Le tableau ci-dessous définit les cinq variables à utiliser dans le travail empirique de ce deuxième chapitre.

Tableau 2 : Variables du modèle VARs linéaire

Variables	Explication	Période d'observation
G	Dépenses budgétaires globales (dépenses courantes et dépenses d'investissement)	1990 (T1) à 2016 (T4)
T	Recettes fiscales (impôts directs, indirects, droits de douane, droits d'enregistrement)	1990 (T1) à 2016 (T4)
Y	Produit Intérieur Brut (base 1998)	1990 (T1) à 2016 (T4)
P	Taux d'inflation (calculé à partir de l'IPC)	1990 (T1) à 2016 (T4)
R	Taux Moyen pondéré du marché interbancaire	1990 (T1) à 2016 (T4)

2.2.2 Tests usuels de racine unitaire

Après avoir transformé les variables présentées ci-dessus, une étape indispensable à toute estimation en série chronologique est les tests de racine unitaire. En effet, ces tests permettent de prédire si les séries de l'étude sont stationnaires en niveau ou en différence.

Les tests de racine unitaire usuels utilisés par la littérature empirique pour étudier la stationnarité ou non des séries statistiques sont aux nombres de trois à savoir, le test ADF (Dickey-Fuller-augmenté), le test KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) et le test PP (Phillips et Perron 1988).

Pour les tests ADF et PP ils se fondent sur l'hypothèse nulle de la non stationnarité (existence de la racine unitaire), cette hypothèse est acceptée si la statistique de student est supérieur au seuil tabulé de McKinnon. En revanche, le test KPSS se base sur l'hypothèse nulle H_0 de stationnarité (pas racine unitaire), celle est acceptée si la statistique du KPSS est inférieur aux valeurs critiques (valeurs tabulées).

Pour nos variables, l'examen graphique (voir annexe A.5) révèle que celles-ci sont non stationnaires sauf le taux d'inflation qui s'affiche stationnaire. Ce constat est confirmé par les résultats des tests ADF, KPSS et PP, qui indiquent que toutes variables sont intégrées d'ordre 1 (c'est-à-dire stationnaire en différence première), sauf le taux d'inflation qui est stationnaire en niveau I(0) selon les tests ADF et PP, et stationnaire en différence première I(1) selon le test KPSS (voir annexe A.2).

Le tableau suivant résume les résultats des tests ADF et PP appliqués sur les cinq séries du modèle VARs linéaire.

Tableau 3 : Résultats du test ADF

		Variables en niveau			*Variables en différence première*		
Tests	**Variables**	*Modèle 3*	*Modèle 2*	*Modèle 1*	*Modèle 3*	*Modèle 2*	*Modèle 1*
ADF	**LG**	-2.34	-0.02	2.48	-12.97**	-12.99**	-12.44**
	LY	-4.21	2.49	4.99	-7.85**	-6.94**	-0.33
	P (inflation)	-9.91**	-8.50**	-2.34*	-9.62**	-9.60**	-9.59**
	LT	-1.74	-0.83	4.00	-13.7**	-13.76**	-4.40**
	R	-0.9	-2.85	-4.72**	-8.46**	-7.98**	-7.31**
PP	**LG**	-3.75*	-0.26	2.46	-18.23**	-17.97**	-15.73**
	LY	-4.32**	0.91	7.15	-30.20**	-22.31**	14.42**
	P (inflation)	-9.90**	-6.76**	-6.40**	-48.43**	-51.27**	-48.96**
	LT	-2.27	-0.99	4.23	-13.78	-13.81	-12.07
	R	-0.94	-2.69	-4.38	-8.32**	-7.97**	-7.31**

** Le seuil de signification de 1 %, * le seuil de signification de 5 %.

Le nombre optimal de retard est sélectionné par le critère de Schwarz avec un max de 12 retards

Modèle 3 : avec constante et tendance, modèle 2 : avec constante, modèle 1 : sans constante ni tendance

En outre, les résultats du test KPSS peuvent être résumés dans le tableau suivant. Dans ce cadre, il est à signaler que le test KPSS se base sur l'hypothèse nulle H_0 de stationnarité (pas racine unitaire), celle est acceptée si la statistique du KPSS est inférieur aux valeurs critiques (valeurs tabulées).

Tableau 4 : Résultats du test KPSS

	Variables en niveau		*Variables en différence première*	
Variables	*Avec constante+tend*	*Avec constante*	*Avec constante+tend*	*Avec constante*
LG	0.25	1.11	0.09**	0.12**
LY	0.26	1.17	0.12**	0.27**
P (inflation)	0.26	0.86	0.04**	0.05**
LT	0.08**	0.58	0.08**	0.09**
R	0.39	0.37*	0.07**	0. 62**

** Le seuil de signification de 1 %, * le seuil de signification de 5 %.

En général, les résultats des tests de racine unitaire usuels peuvent résumés dans le tableau ci-dessous :

Tableau 5 : Ordre d'intégration des variables

	Dépenses totales (G)	Recettes fiscales (**T**)	PIB (Y)	Inflation (P)	TMP (R)
ADF	I(1) ***	I(1) ***	I(1) ***	I(0) ***	I(1) ***
KPSS	I(1) **	I(1) **	I(1) ***	I(1) **	I(1) ***
PP	I(I) ***	I(1) ***	I(1) ***	I(0) ***	I(1) ***

***significatif à 1%, ** significatif à 5%, * significatif à 10 %

Dès lors, lorsque les variables sont intégrées d'ordre 1, un modèle de Co-intégration est plus approprié pour un système contenant des variables non stationnaires en niveau. Toutefois, un VAR peut être estimé sans imposer des restrictions de long terme sur des variables en niveau, conformément aux conclusions de *Sims et al [1999]* selon lesquelles l'estimation d'un système incluant les variables non stationnaires (en niveau) n'affecte pas la qualité des estimateurs MCO.

Dans ce cadre, ce chapitre se réfère à l'étude *Giordano et al. (2008)*, pour estimer un modèle VARs avec des variables en niveau, surtout que l'objectif dans un premier temps est d'analyser les interactions dynamiques (à travers les fonctions de réactions impulsionnelles) entre les variables budgétaires (dépenses budgétaires et recettes fiscales) et les autres variables (PIB, inflation, taux moyen pondéré).

De plus, le test de co-intégration de Johansen indique des résultats différents ; les relations de co-intégration varient entre 0 et 3 (voir annexe A.1). Dans ce sens, quelques travaux empiriques soulignent qu'il est difficile de trouver des relations de Co-intégration interprétables économiquement surtout dans des modèles qui inclut plusieurs variables.

Il est à signaler que, Blanchard et Perotti [2002] ont trouvé des résultats similaires avec ou sans imposer des relations de co-intégration sur le modèle VARs. De plus, Gnip [2013] souligne que l'estimation d'un VARs en niveau peu importe la stationnarité est une pratique empirique devenue courante.

2.3 Méthodologie d'estimation du VAR structurel linéaire

Afin d'évaluer les effets de court et de moyen terme de la politique budgétaire sur l'activité économique au Maroc sur la période allant du premier trimestre 1990 au quatrième trimestre de l'année 2016, l'estimation est faite à l'aide d'un modèle vectoriel autorégressif structurel (VARs).

Celui-ci, permet de simuler les effets des chocs de dépense et de recette sur l'activité économique tout en évitant d'imposer beaucoup de restrictions théoriques comme c'est le cas pour les modèles macro-économétriques des équations simultanées.

Dans une première étape, nous estimons un VAR réduit (canonique) et dégageons les résidus canoniques (chocs canoniques). Ensuite, nous proposons deux différents schémas d'identification de ce modèle en l'occurrence :

i) Un VAR récursif comme chez Fatas et Mihov (2001) ;

ii) Un VARs identifié à la Blanchard et Perrotti (2002).

La comparaison des résultats émanant des deux approches permet évaluer avec robustesse les effets de court et de moyen terme de la politique budgétaire, afin d'apprécier le pouvoir stimulateur de la politique économique au Maroc.

2.3.1 Estimation du modèle VAR canonique

Le modèle vectoriel autorégressif sous sa forme réduite (canonique) se présente comme suit :

$$X_t = \mu_0 + A(L)X_{t-1} + U_t \qquad (1)$$

Où μ est le terme constant,[29]*, $X_t = (G, Y, P, T, R)$, et A(L) polynôme de retard. Le vecteur des résidus canoniques $U_t = (u_t^G,\ u_t^Y, u_t^P, u_t^T, u_t^R)$, avec $E(u_t) = 0$, $E(u_t, u_t') = \Sigma_u$ et $E(u_t, u_s') = 0$ pour tout t ≠s.*

Le modèle (1) peut être estimé par la méthode des moindres carrées ordinaires ou la méthode de maximum vraisemblance. Ainsi, pour éviter des régressions fallacieuses il faut ajouter un nombre suffisant de retards, car l'introduction d'un nombre erroné de de retards dans modèle le VAR peut entraîner des réponses impulsionnelles et une décomposition de la variance fausses.

Pour déterminer le nombre de retard approprié, on se base sur les critères d'information d'Akaike (AIC) et Schwarz (SC), mais aussi sur la théorie économique. Le VAR(p) approprié doit avoir le critère qui minimise la perte d'information. Selon le tableau ci-dessus, le nombre de retard approprié est de 6 selon le critère d'information AIC, tandis que le SC indique un retard optimal de 1.

[29] A signaler que Mountford et al [2005] estiment un VARs sans constante et sans trend.

Tableau 6: Le retard optimal du modèle VARs

Le critère de sélection	1 lags	2 lags	3 lags	4 lags	5 lags	6 lags
AIC	-15.16	-15.28	-15.29	-15.21	-15.32	**-15.42***
SC	**-14.35***	-13.80	-13.14	-12.39	-11.83	-11.25

Source : les sorties du logiciel Eviews 9.0

Puisque les critères d'information ne permettent pas de statuer sur le même retard optimal, on choisit un retard de 4. Ce dernier permet selon Blanchard et Perotti [2002] d'éliminer la corrélation sérielle des données trimestrielles, et capte plus de dynamique en comparaison avec un retard de 1 ou 2 par exemple.

Dans ce cadre, *Mountford et Uhling [2005]* suggèrent que lorsque le nombre de retard est élevé cela n'influence pas les résultats. de plus, avec un retard de 4 notre VAR respecte les conditions de stabilité (voir annexe A.4).

Toutefois, l'estimation du VAR réduit présente quelques limites. Il s'agit d'un modèle purement statistique et ses résidus canoniques ont peu de sens économique[30]. De plus, les résidus d'ordre canonique sont souvent corrélés entre eux.

Par conséquent, des restrictions d'ordre théorique doivent être imposées. Pour ce faire, deux méthodes d'identification sont largement utilisées par la littérature à savoir, la méthode récursive utilisée par *Fatas et Mihov [2001]*, et la méthode d'identification de Blanchard et Perotti [2002].

[30] En effet Kamps et Caldara [2008] dans leur article intitulé "What are the Effects of Fiscal Policy Shocks? A VAR-based Comparative Analysis", présentent un ensemble de critiques pour la modélisation VAR, surtout le caractère a-théorique du ce modèle sous sa forme canonique.

2.3.2 Estimation du modèle VAR récursif

Pour identifier les chocs de la politique budgétaire, nous utilisons dans un premier temps l'approche d'identification récursive basée sur la décomposition de la matrice variance covariance des résidus canoniques de Cholesky. Ici, l'ordre des variables est d'une grande importance.

Comme les résidus canoniques U_t du modèle VAR réduit sont souvent corrélés simultanément entre eux, il est nécessaire de les transformer en chocs structurels interprétables économiquement, et donc assurer le passage de la forme réduite à la forme structurelle.

Algébriquement, on doit multiplier l'équation (1) par une matrice diagonale A_0. De cette manière, le choc structurel $e_t = A_0 u_t$ n'est plus corrélé et peut être interprété économiquement. Ainsi, l'équation (1) devient :

$$A_0 X_t = \mu_0 + A_0 A(L) X_{t-1} + A_0 U_t \qquad (2)$$

Où $U_t \sim N(0, \sigma_t^2)$ *et* $X_t = (G, Y, P, T, R)$

$$Avec \quad A_0 U_t = B e_t \qquad (3)$$

L'équation (3) nous donne la relation entre la forme réduite des résidus que nous observons et les chocs structurels e_t, que nous voulons identifier. Pour ce faire, les paramètres des matrices A_0 et B doivent êtres restreint.

Ainsi, la décomposition de Cholesky de la matrice de variance-covariance du VAR réduit définit la matrice A_0 comme une matrice triangulaire inférieure dont les éléments diagonaux sont égales à un.

Dans ce cadre, l'ordre des variables du modèle VAR est d'une grande importance. Par exemple, lorsque la variable est ordonné en premier elle affecte les autres variables immédiatement, tandis que la variable ordonnée la dernière n'affecte aucune autre variable mais subit leurs effets.[31]

[31] Karagyozova-Markova et *al* [2013] discutent l'importance de l'ordre des variables dans un modèle VARs identifié par l'approche récursive celle de Cholesky.

Dans ce chapitre, on adopte le même ordre que celui de Fatas et Mihov [2001] et Caldara et al [2008][32] ; i) les dépenses (G) ne réagissent pas simultanément dans le même trimestre à aucun choc des autres variables du modèle, ii) le produit intérieur brut (Y) répond simultanément à un choc de dépenses, iii) l'inflation (P) est affectée par un choc de dépense et de production, iv) les recettes (T) répondent à un choc de dépenses, de production et d'inflation, v) le taux moyen pondéré (R) subit les chocs de toutes les autres variables d'où son classement en dernier.

Pour la matrice B, les éléments non diagonaux sont fixés à zéro, ce qui contraint les distributions structurels (chocs) e_t à ne pas être corrélées avec elles-mêmes. Cette hypothèse implique qu'il n'existe pas de corrélation sérielle entres les recettes fiscales et les dépenses.

L'équation $A_0U_t = Be_t$ peut être représentée sous la forme matricielle suivante :

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -\alpha_{YG} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ -\alpha_{PG} & -\alpha_{PY} & 1 & 0 & 0 \\ -\alpha_{TG} & -\alpha_{TY} & -\alpha_{TP} & 1 & 0 \\ -\alpha_{RG} & -\alpha_{RY} & -\alpha_{RP} & -\alpha_{RT} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_t^G \\ u_t^Y \\ u_t^P \\ u_t^T \\ u_t^R \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \beta_{22} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \beta_{33} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \beta_{44} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \beta_{55} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_t^G \\ e_t^Y \\ e_t^P \\ e_t^T \\ e_t^R \end{pmatrix} \quad (4)$$

Les α_{ij} indiquent comment la variable i répondent simultanément à un choc de la variable j. Avec ces restrictions sur les paramètres des matrices A_0 et B, le modèle est juste identifié.

En effet, pour que le VARs soit juste identifié le nombre de restrictions (k) à imposer est donné par la formule ci-dessous. Ainsi pour un VARs de cinq variables (n=5) il faut imposer 35 restrictions, entre la matrice A (15 restriction) et B (20 restrictions)

$$k = 2n^2 - (\frac{n^2 - n}{2} + n)$$

[32]L'ordre des variables adapté dans ce chapitre est une pratique empirique entre un ensemble de travaux, entre autre on peut citer le travail de Fatás et Mihov [2001] et celui de Kamps et Caldara [2008]. A signaler que, cet ordre est légèrement différent de celui adopté par Blanchard et Perotti [2002].

2.3.3 Estimation du VAR structurel à la Blanchard et Perotti

La méthode d'identification du VAR à la Blanchard et Perotti [2002] est l'une des méthodes de référence pour l'évaluation des effets des chocs de la politique budgétaire. Elle permet d'isoler les chocs structurels (chocs purs) contenus dans les chocs canoniques du VAR réduit. Ces chocs structurels peuvent être interprétés économiquement.

Pour expliciter la méthode reprenons l'équation (1) multipliée par la matrice A_0du VAR réduit :

$$A_0X_t = \mu_0 + A_0A(L)X_{t-1} + A_0U_t \quad \text{avec} \quad A_0U_t = Be_t$$

Dont $X_t \equiv (G, Y, P, T, R)$ est un vecteur de dimension 5 des variables endogènes. Comme dans l'approche récursive nous devons identifier les matrices A_0 et B**.**

L'équation $A_0U_t = Be_t$ assure le passage des chocs canoniques U_t aux chocs structurels e_t. Dans ce cadre, Blanchard et Perotti [2002] proposent le système suivant :

$$\begin{cases} u_t^T = \alpha_{TY}u_t^Y + \alpha_{TP}u_t^p + \alpha_{TR}u_t^R + \beta_{TG}e_t^G + e_t^T \\ u_t^G = \alpha_{GY}u_t^Y + \alpha_{GP}u_t^P + \alpha_{GR}u_t^R + \beta_{GT}e_t^T + e_t^G \\ u_t^Y = \alpha_{YT}u_t^T + \alpha_{YG}u_t^G + e_t^Y \\ u_t^P = \alpha_{PY}u_t^Y + \alpha_{PT}u_t^T + \alpha_{PG}u_t^G + e_t^G \\ u_t^R = \alpha_{RY}u_t^Y + \alpha_{RP}u_t^P + \beta_{RT}e_t^T + \beta_{RG}e_t^G + e_t^R \end{cases} \tag{5}$$

En maintenant le même ordre de variable que celui VAR récursif (G, Y, P, T, R), le système (5) peut être réécrit sous forme matricielle comme suit :

$$\begin{pmatrix} 1 & -\alpha_{GY} & -\alpha_{GP} & 0 & -\alpha_{GR} \\ -\alpha_{YG} & 1 & 0 & -\alpha_{YT} & 0 \\ -\alpha_{PG} & -\alpha_{PY} & 1 & -\alpha_{PT} & 0 \\ 0 & -\alpha_{TY} & -\alpha_{TP} & 1 & -\alpha_{TR} \\ -\alpha_{RG} & -\alpha_{RY} & -\alpha_{RP} & -\alpha_{RT} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_t^G \\ u_t^Y \\ u_t^P \\ u_t^T \\ u_t^R \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta_{11} & 0 & 0 & \beta_{GT} & 0 \\ 0 & \beta_{22} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \beta_{33} & 0 & 0 \\ \beta_{TG} & 0 & 0 & \beta_{44} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \beta_{55} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_t^G \\ e_t^Y \\ e_t^P \\ e_t^T \\ e_t^R \end{pmatrix} \tag{6}$$

Pour identifier le modèle ci-dessus et déterminer les coefficients de la matrice A et B, il est nécessaire de respecter certaines étapes proposées par Blanchard et Perotti (2002). Selon ces derniers, les résidus (u_t^Gou u_t^T) des variables budgétaires peuvent être exprimés comme une combinaison linéaire des résidus canoniques des autres variables (Y,P,R), et de leur es innovations structurelles comme suit :

$$\begin{cases} u_t^T = \alpha_{TY}u_t^Y + \alpha_{TP}u_t^p + \alpha_{TR}u_t^R + \beta_{TG}e_t^G + e_t^T \\ u_t^G = \alpha_{GY}u_t^y + \alpha_{GP}u_t^p + \alpha_{GR}u_t^R + \beta_{GT}e_t^T + e_t^G \end{cases}$$

Etant donné que les résidus de la forme réduite u_j^i sont corrélés avec les chocs structurels e_j^i il est impossible d'estimer les coefficients α_j^i et β_j^i sans restrictions. Il est donc nécessaire d'estimer les élasticités contemporaines et les élasticités exogènes afin de construire les résidus de la forme réduite corrigés des variations cycliques (CA) pour les variables budgétaires.

$$\begin{cases} u_t^{T,ca} = u_t^T - (\alpha_{TY}u_t^Y + \alpha_{TP}u_t^P + \alpha_{TR}u_t^R) = \beta_{TG}e_t^G + e_t^T \\ u_t^{G,ca} = u_t^G - (\alpha_{GY}u_t^y + \alpha_{GP}u_t^p + \alpha_{gGR}u_t^R) = \beta_{GT}e_t^T + e_t^G \end{cases} \quad (7)$$

Ensuite, si l'on suppose que la décision de collecte de recette vient avant la décision de dépense $\beta_{TG} = 0$ et l'équation (7) devient :

$$u_t^{T,ca} = e_t^T \quad (8)$$
$$u_t^{G,ca} = \beta_{GT}e_t^T + e_t^G$$

β_{GT} peut être estimé par une régression à la MCO de $u_t^{G,ca}$ sur le choc estimé de la recette e_t^T.

Il est à rappeler que puisque notre analyse porte sur l'évaluation des effets des chocs budgétaires, on s'intéresse surtout à identifier les chocs structurels de la 1ère équation (e_t^G) et la 4ème équation (e_t^T) dans le système 5.

Ces étapes conduisent à la construction des matrice A_0 et B ci-dessous qui sont utilisées pour calculer les fonctions de réactions impulsionnelles pour les chocs budgétaires.

2.3.4 Détermination des élasticités exogènes

Dans ce chapitre, le calcul des élasticités exogènes nécessaires à l'identification du VARs à la Blanchard et Perrotti (2002), s'est fait à l'aide de l'estimation du modèle Log-Log par la méthode des moindres carrées ordinaires (MCO).

$$\log(y) = \beta_0 + \beta_1\log(x) \quad (9)$$

Où β_1 mesure l'élasticité de y à x , le tableau ci-après présente les élasticités nécessaires à l'estimation de l'équation 1 et 2 du système ci-dessus.

Tableau 7: Elasticités exogènes des recettes fiscales (T)

	PIB (Y)	Prix (P)
Recettes fiscales réelles (T)	α_{TY}= 1.06	α_{TP}= 1.70

En plus des élasticités estimées, les éléments non diagonaux des matrices A_0 et B sont fixés en fonction des arguments économiques, comme suit :

- $\alpha_{GY} = 0$: la réaction automatique des dépenses publiques à l'activité apparaît difficile à identifier ;
- $\alpha_{GP} = -1$: une hausse du niveau des prix diminue les dépenses budgétaires fixées en termes nominaux en termes réels de 1, d'où l'élasticité négative ;
- $\alpha_{TR} = 0$: la modification des taux d'intérêt n'affecte pas instantanément les recettes fiscales ;
- $\alpha_{GR} = 0$; les dépenses budgétaires ne réagissent pas à une modification des taux d'intérêt.

Apres les restrictions théoriques imposées ci-dessus, notre VARs est juste identifié à la Blanchard et Perotti (2002), et les deux matrices A et B deviennent :

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ -\alpha_{YG} & 1 & 0 & -\alpha_{YT} & 0 \\ -\alpha_{PG} & -\alpha_{PY} & 1 & -\alpha_{PT} & 0 \\ 0 & -1.06 & -1.70 & 1 & 0 \\ -\alpha_{RG} & -\alpha_{RY} & -\alpha_{RP} & -\alpha_{RT} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_t^G \\ u_t^Y \\ u_t^P \\ u_t^T \\ u_t^R \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta_{11} & 0 & 0 & \beta_{GT} & 0 \\ 0 & \beta_{22} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \beta_{33} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \beta_{44} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \beta_{55} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_t^G \\ e_t^Y \\ e_t^P \\ e_t^T \\ e_t^R \end{pmatrix} \quad (10)$$

En effet, pour que le VARs soit juste identifié le nombre de restrictions (k) à imposer est donné par la formule ci-dessous. Ainsi pour un VARs de cinq variables (n=5) il faut imposer 35 restrictions entre la matrice A (16 restriction) et B (19 restrictions).

$$k = 2n^2 - (\frac{n^2 - n}{2} + n)$$

2.4 Résultats et interprétations

Pour évaluer les effets des chocs budgétaires sur la dynamique économique au Maroc, nous analysons dans un premier temps les fonctions de réactions impulsionnelles (IRF), et calculons les multiplicateurs budgétaires dans un second temps.

Afin de tenir compte du court et du moyen terme, on fixe un horizon de prévision de 20 trimestres (soit 5 ans). Ainsi, les IRF sont captées à travers la représentation moyenne mobile du VARs comme suit:

$$X_t = (I - A(L))^{-1} A^{-1} B e_t \qquad (11)$$

Où A(L) est le polynôme de retard de la forme réduite et e_t le vecteur des chocs structurels.

Les chocs budgétaires structurels sont interprétés comme une augmentation en pourcentage de la variable budgétaire (G ou T), et la variation de la variable cible (G, Y, P, T, R) en pourcentage suite à ce choc budgétaire est représentée par la fonction de réaction impulsionnelle (FRI).

En outre, la réponse des variables à un choc budgétaire est jugée statistiquement non significative lorsque les bandes d'erreur (courbes en pointillés de la figure 10) des fonctions de réactions inclues la valeur zéro.

2.4.1 Effets d'un choc structurel des dépenses budgétaires

L'estimation du modèle VARs identifié selon les deux approches présentées ci-dessus, permet de simuler l'effet des chocs structurels de dépenses et de recettes sur la dynamique des autres variables du modèle.

Dans ce cadre, l'examen des FRI présentées dans la figure 10 et l'annexe (A.3), émanant des deux approches d'identification du VARs montre qu'un choc structurel de dépense de 1 écart type affecte positivement la production (Y). En effet, un choc structurel de dépenses (G) engendre une hausse de 0. 3% (soit 0.003 unité) du PIB réel (Y) pour le 1er trimestre avec un effet maximal aux alentours de 1.2% (soit 0.12 unité) dans le 8ème trimestre[33].

[33] *Lankaoui. L et al [2007]* à l'aide d'un modèle VARs estimé pour le Maroc sur la période allant de 1992-2006, concluent qu'un choc de 1% conduit à une croissance du PIB réel d'environ 0.6% après deux trimestres, avec un effet maximal de 1.3% après 4 ans.

Cet effet positif d'un choc de dépenses sur l'activité réelle n'est statistiquement significatif qu'entre le 6ème et le 12ème trimestre (les bandes d'erreurs n'inclut pas la valeur zéro).

Cette augmentation affiche une persistance de plus de 3 ans (soit 14 trimestre)[34]. Ceci dit que, les dépenses budgétaires exercent un effet positif de court et de moyen terme sur la production nationale. L'effet positif exercé par les dépenses budgétaires sur le PIB est un résultat conforme aux prédictions théoriques Keynésiennes.

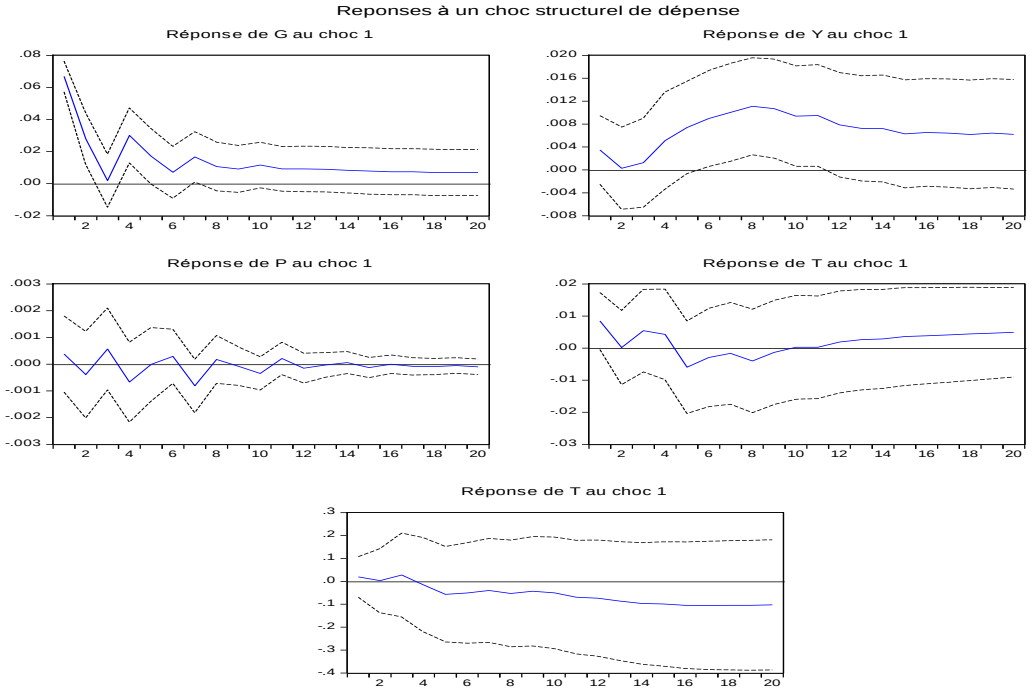
En outre, un choc des dépenses (G) affecte positivement l'inflation (P) et le taux d'intérêt (R), toutefois cet effet n'est pas statistiquement significatif. Ceci suggère que la politique budgétaire n'influence pas les variables de la politique monétaire, notamment l'inflation qui semble maitrisée à des niveaux faibles depuis l'indépendance de BKAM en 2005, malgré les mesures budgétaires discrétionnaire de déficit. En d'autres termes, on peut dire qu'au Maroc la hausse des dépenses budgétaires n'exerce pas un effet d'éviction.

Les recettes fiscales (T) réagissent positivement à un choc de dépense (G). Cet effet positif s'estompe vers le 4ème trimestre, et peut être qualifié de non persistant ; signifiant que l'augmentation des dépenses publiques n'implique pas une collecte importante des recettes fiscales (résultat non conforme aux prédictions de la théorie Keynésienne).

Par ailleurs, les réactions de la production (Y), de l'inflation (P), des recettes fiscales (T) et du taux d'intérêt (R) à un choc structurel de dépense (G) sont similaires selon les deux approches d'identification du VARs.

[34] Anas Mosadak (2013) à l'aide d'une modélisation DSGE trouve un résultat similaire pour l'économie marocaine ; un choc de politique budgétaire (dépense) affiche une persistante de 15 trimestres.

Figure 10 : réponses à un choc structurel de dépenses budgétaires (approche BP)



Sortie du logiciel Eviews 9

2.4.2 Effets d'un choc structurel des recettes fiscales

Un choc structurel de recettes fiscales (T) affecte négativement l'activité réelle (Y) avec un effet négatif immédiat et maximal de -1.4% dans le 1er trimestre selon le VARs à la Blachard et Perotti (2002), et un effet nul mais statistiquement non significatif selon le VAR récursif. Cet effet négatif persiste pour 8 trimestres (2 ans) et s'annule après.

Dans ce cadre, il est à signaler que L. Lankaoui et al [2007][35], et Anas Mosadak [2013] trouvent des résultats similaires pour le cas du Maroc. Les premiers à l'aide d'un VARs et le deuxième à l'aide d'un DSGE.

[35] *Lankaoui. L et al [2007]* montrent que l'augmentation des recettes fiscales de 1% conduit à une baisse du PIB avec un effet cumulé maximum d'environ -1.4% dans un horizon de trois trimestres, et un multiplicateur de recette de -0.5.

De plus, l'inflation (P) réagit négativement au choc de recettes fiscales, cette réaction est statistiquement non significative selon le VAR récursif mais significative selon l'approche de Blanchard et Perotti (2002). Ceci dit que l'augmentation des recettes fiscales au Maroc engendre un effet déflationniste. Ce résultat est cohérent avec l'ensemble des résultats des travaux empirique examinés ci-dessus.

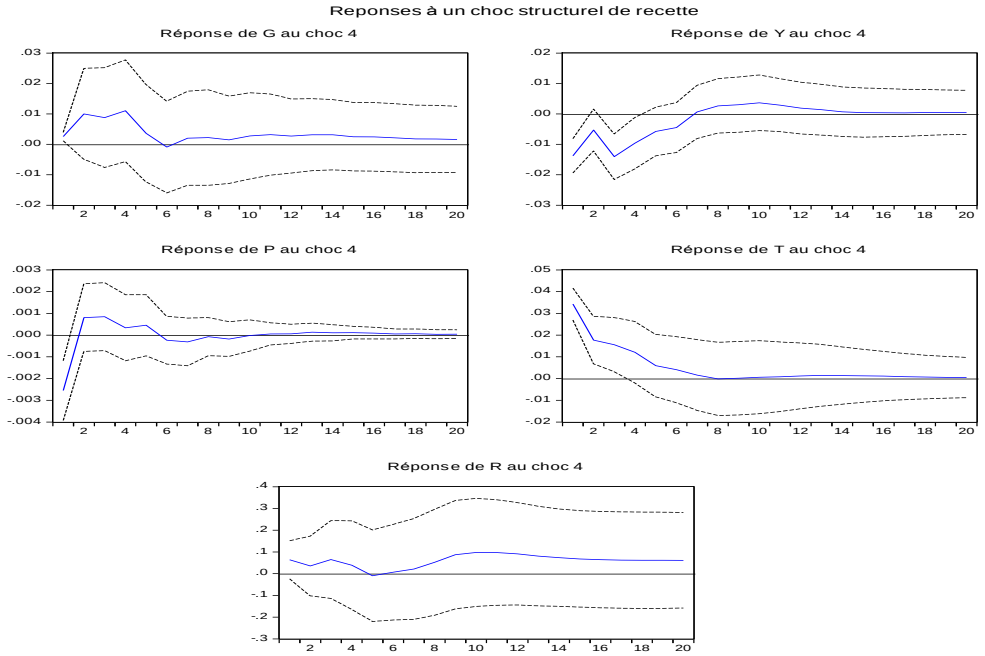
Le taux moyen pondéré (R) réagit positivement à un choc de recettes fiscales dans les 3 premiers trimestres. Cet effet s'estompe pour s'annuler vers le 4ème trimestre selon l'approche Blanchard et Perotti. Toutefois cet effet est statistiquement non significatif.

Ainsi, l'augmentation des recettes fiscales engendre un effet inflationniste en augmentant les taux d'intérêt. Ceci peut être expliqué par la réaction de la banque centrale qui pour face à la baisse de l'inflation (déflation) fait augmenter les taux d'intérêt. De plus, la fiscalité agit directement sur les taux d'intérêt notamment la fiscalité directe qui peut augmenter le coût des crédits et augmenter ainsi les taux d'intérêt.

Suite à un choc de recettes (T), la réaction des dépenses (G) est positive avec une persistance de 8 trimestres (soit 2 ans). Ceci-dit, qu'au Maroc les dépenses sont généralement planifiées en fonction de la collecte des recettes. En d'autres termes, plus la collecte des recettes fiscales est importante, plus les décideurs dépensent.

En outre, les réponses de (Y), de (P) et de (R) suite à un choc de recette est plus prononcé que les réponses de ces variables à choc de dépense. Ce résultat est confirmé par les études de L. Lankaoui et al [2007], et Anas Mosadak [2013].

Figure 11 : réponses à choc structurel de recettes fiscales (approche BP)



Sortie du logiciel Eviews 9

2.4.3 Calcul des multiplicateurs budgétaires

Pour évaluer l'ampleur des effets de la politique budgétaire discrétionnaire au Maroc, nous devons calculer les multiplicateurs budgétaires surtout celui de dépense qui mesure l'impact d'une augmentation de un dirham sur l'activité réelle.

En effet, le VARs permet à partir des fonctions de réaction impulsionnelles, de calculer des multiplicateurs budgétaires qui se définissent comme le ratio réponse de la production (ΔPIB) par rapport à la réponse de la variable budgétaire (ΔVB) suite à son propre choc.

Dans ce cadre, et puisque nous nous intéressons cette fois-ci aux coefficients et non seulement aux interactions entre les variables, celles-ci sont entrées dans le modèle VARs en différence première[36].

La littérature empirique utilisant la modélisation VARs pour évaluer les effets de court et de moyen terme de la politique budgétaire sur l'activité économique, prévoit plusieurs types de multiplicateurs budgétaires tels que, le multiplicateur d'impact, le multiplicateur de

[36] Dans ce cas, les variables endogènes à entrer dans le modèle VAR se présentent comme suit : $X_t = (\Delta G, \Delta Y, \Delta P, \Delta T, \Delta R)$. En effet, puisque toutes les variables sont des I(1) et donc DS (difference-stationary), elles sont introduites cette fois-ci dans le modèle VARs en différence première.

pic et le multiplicateur cumulé. Lorsque le multiplicateur est supérieur à l'unité, la politique budgétaire est dite efficace au sens de Keynes.

En revanche, quand le multiplicateur budgétaire estimé est inférieur à l'unité, l'augmentation des dépenses budgétaires est érodée partiellement.

Dans ce cadre, en s'inspirant du travail de Spilimbergo et al (2009)[37], et pour obtenir des multiplicateurs budgétaires exprimés en unité monétaire (le dirham), il est nécessaire de corriger le ratio calculé directement à partir des fonctions de réaction comme suit :

$$\text{MB d'impact} = \frac{\Delta \text{PIB}_1}{\Delta \text{VB}_1} \text{ X } \frac{\text{PIB}}{\text{VB}}$$

- ΔPIB_1 *est la réponse impulsionnelle du PIB suite à un choc budgétaire dans le 1er trimestre ;*
- ΔVB_1 *est la réponse de la variable budgétaire suite à son propre choc dans le 1er trimestre;*
- $\frac{PIB}{VB}$ *est Le ratio moyen du PIB par rapport à la variable budgétaire (dépense ou recette)*

De plus, le multiplicateur budgétaire cumulé est calculé à partir de la formule ci-dessus. L'horizon de prévision est fixé à 20 trimestres (soit 5 ans), et ce pour capter l'effet de court (2 ans) et de moyen terme (3 ans à 5 ans). Au-delà de 5 ans l'effet est qualifié par la littérature empirique de long terme.

$$\text{MB cumulé} = \frac{\sum_{j=1}^{J} \Delta \text{PIB}_j}{\sum_{j=1}^{J} \Delta \text{VB}_j} \text{ X } \frac{\text{PIB}}{\text{VB}} \qquad \textit{Avec j=1....20 (trimestres)}$$

L'analyse des multiplicateurs présentés dans le tableau ci-dessous indique que la politique budgétaire au Maroc affecte positivement l'activité économique à court et à moyen terme. Ainsi, le multiplicateur de dépense d'impact s'élève à 0.14 selon le VAR récursif et 0.09 selon le VARs à la Blanchard et Perotti. Cet effet atteint un niveau maximal de 0.88 vers le 20ème trimestre et 0.88 selon la première approche et 0.77 selon la 2ème approche.

Toutefois, le multiplicateur de dépense ne dépasse pas l'unité, signifiant que malgré l'effet positif des dépenses budgétaires, la politique budgétaire n'est pas efficace au sens de la théorie Keynésienne qui selon laquelle le multiplicateur de dépense doit dépasser l'unité.

[37] Spilimbergo et al [2009], « Fiscal Multipliers », IMF STAFF POSITION NOTE.

Tableau 8 : multiplicateur de dépenses budgétaires

	1 T	4T	8T	12T	16T	20T
Approche récursive	0,14	0,52	0,72	0.80	0.85	0.88
Identification de B et P	0.09	0.43	0.62	0.69	0.75	0.77

Source : calculs de l'auteur

En outre, l'analyse du multiplicateur budgétaire de recette fait ressortir que la politique budgétaire agit négativement sur l'activité économique (selon les deux approches). Ainsi, la méthode de Blanchard et Perotti (2002) indique que le multiplicateur de recette s'élève à -1.20 (niveau maximal) et -0.92 dans le moyen terme. Toutefois, l'approche récursive indique un multiplicateur de recette qui varie entre (effet nul ou non significatif et -0.70).

Ceci dit que la diminution des recettes fiscales est susceptible de stimuler l'activité économique plus qu'une augmentation des dépenses budgétaires. En d'autres, la diminution des recettes fiscales au Maroc peut exercer un effet Keynésien sur l'activité économique.

Dans ce cadre, Blanchard et Perotti (2002) pour les Etats Unis trouvent des multiplicateurs de recette entre de -0.7 et -1.3. Perotti (2004) pour les Etats unis trouve un multiplicateur de recette de moyen terme de -23.8. *Simovic et al* [2013] pour la Croatie trouvent un multiplicateur de recette de court terme de -1.32.

D'autres travaux trouvent que les recettes fiscales affectent positivement la production. Dès lors, les effets des recettes fiscales sur l'activité économique selon l'approche VARs resettent ambigus.

Gnip [2013] suggère qu'il n'y a pas un consensus absolu sur les effets macroéconomique de la politique budgétaire et que seules les dépenses budgétaires exercent un effet positif et significatif sur la production.

Dans notre travail, la comparaison des résultats du VAR récursif et du VARs à la Blanchard et Perotti, indique que le multiplicateur de recette est statistiquement non significatif selon l'approche récursive. Ceci-dit que les effets des recettes fiscales varient selon l'approche d'estimation utilisée et les résultats ne sont pas robustes aux différentes méthodes d'estimation.

Dans ce cadre, *Caldara et Kamps [2008]*, montrent que les résultats suite à un choc de recettes fiscales divergent selon les approches d'identification utilisées (Blanchard et Perotti, approche récursive, approche des signes, approche narrative) .

Tableau 9 : multiplicateur de recettes fiscales

	1T	4T	8T	12T	16T	20T
Approche récursive[38]	**0**	**-0.16**	**-0.70**	**-0.30**	**-0.50**	**-0.39**
Identification de B et P	**-1.20**	**-1.01**	**-1.20**	**-0.92**	**-1.09**	**-0.92**

Source : calculs de l'auteur

[38] Les multiplicateur de recette fiscale calculé à partir de l'approché récursive sont statistiquement non significatif, car la réponse de la production Y à un choc de recette est statistiquement non significative.

Conclusion du chapitre 2

Dans ce deuxième chapitre l'objectif était d'évaluer les effets macroéconomiques de court et de moyen terme de la politique budgétaire sur l'activité économique au Maroc, et par conséquent apprécier le pouvoir expansionniste (ou stabilisateur) de la politique budgétaire au Maroc.

Pour ce faire, un modèle VARs linéaire de cinq variables observées sur la période allant de 1er trimestre 1990 au 4ème trimestre 2016 a été estimé et identifié selon deux méthodes : i) l'approche récursive utilisée pour la politique budgétaire par Fatas et Mihov en 2001, et ii) l'approche-référence de Blanchard et Perotti [2002].

L'analyse de la dynamique du modèle VARs linéaire à travers la simulation des fonctions de réactions impulsionnelles des variables de l'activité économique suite aux chocs budgétaires (dépenses et recettes) laisse dégager les principaux résultats suivants :

- Un choc de dépense budgétaire exerce un effet positif statistiquement significatif entre le 6ème et le 12ème trimestre,
- Le taux d'intérêt et l'inflation réagissent aussi positivement à choc de dépense budgétaire, mais cet effet n'est pas statistiquement significatif.
- Un choc de recette fiscale affecte négativement la production, l'inflation, tandis que le taux d'intérêt réagit positivement ;
- Les multiplicateurs budgétaires calculés à partir des fonctions de réactions impulsionnelles indiquent que le multiplicateur de dépense bien qu'il soit de signe positif ne dépasse pas l'unité ;
- Le multiplicateur de recette est de signe négatif et dépasse l'unité, indiquant ainsi que les recettes fiscales ont un impact plus prononcé en comparaison avec les dépenses. Toutefois, le multiplicateur de recette varie en fonction de la méthodologie estimée contrairement au multiplicateur de dépense dont le résultat est robuste selon les deux approches d'identification.

A la lumière de ces résultats, notamment les effets d'un choc structurel de dépense budgétaire, on peut avancer que la politique budgétaire au Maroc n'est pas efficace au sens de la théorie Keynésienne qui selon laquelle le multiplicateur de dépense doit dépasser l'unité, et par conséquent son rôle de politique économique de relance reste limité.

Toutefois, la modélisation VARs linéaire fournit une estimation *« moyenne »* pour toute la période étudiée. Et par conséquent, ne tient pas en compte le caractère non linéaire des multiplicateurs budgétaires et aussi des changements et mutations de l'économe nationale.

Dans ce cadre, ce chapitre va faire l'objet d'un approfondissement sur le plan empirique, à travers l'usage de la modélisation non linéaire à l'instar des modèles VAR à changement de régime et des modèles VAR à paramètres variables (TVP-VAR).

Dans ce cadre, les chapitres suivants de cette thèse se proposent d'évaluer les effets non linéaires de la politique budgétaire au Maroc.

Chapitre 3 : Effets non linéaires des chocs budgétaires au Maroc et changements structurels

Le chapitre précédent a porté sur l'évaluation des effets chocs budgétaires (dépenses et recettes) sur l'activité économique et ce, à l'aide d'un modèle VARs linéaire (vectoriel autorégressif structurel) identifié selon deux schémas différents, l'approche récursive de Cholsky et celle de Blanchard et Perrotti (2002). Les estimations indiquent qu'en général la politique budgétaire discrétionnaire au Maroc n'impacte pas de manière significative l'activité économique et le multiplicateur budgétaire de dépenses ne dépasse pas l'unité.

Toutefois, cette modélisation VARs linéaire fournit une estimation « moyenne » pour toute la période étudiée. Et par conséquent, ne tient pas en compte le caractère non linéaire des multiplicateurs budgétaires et donc des changements et mutations que l'économe nationale a connu depuis la sortie du PAS (Programme d'ajustement structurel).

Dans ce cadre, un ensemble de travaux théorique (*voir chapitre 1*) et empirique nous enseigne que les effets macroéconomiques peuvent varier dans le temps en fonction de l'environnement économique où l'action budgétaire discrétionnaire a été menée et sous l'influence d'un certain nombre de facteurs et circonstances économiques. Par exemple, une politique budgétaire de relance n'aura pas les mêmes effets si elle intervient dans une période de récession que si elle intervient dans une période d'expansion. De même, l'influence d'une relance budgétaire diffère en fonction de l'état initial des finances publiques (finances publiques viable ou essoufflement budgétaire).

Dès lors, il serait intéressant d'évaluer les effets d'une politique budgétaire discrétionnaire tout en tenant compte de ces changements structurels que l'économe nationale a connus. En d'autres termes, il serait judicieux par exemple d'estimer l'effet d'une augmentation de dépenses budgétaires après l'année 2011 où la croissance a commencé à ralentir suite aux retombés négatifs de la crise économique et financière de 2008.

En d'autres termes, il est opportun d'évaluer les effets d'un choc budgétaire dans une date précise de la période étudiée, que d'avoir une estimation «moyenne» de cet effet sur toute la période[39]. Et ce, afin de mieux comprendre la manière dont la politique budgétaire a affecté l'activité économique dans des périodes où l'économie nationale a connu des changements et des ruptures structurels : *Il s'agit d'analyser les effets non linéaires de la politique budgétaire*[40].

Par ailleurs, la littérature empirique lors des dernières années a abordé la problématique des effets non linéaires de la politique budgétaire en exploitant les nouvelles avancées de l'économétrie non linéaires notamment les modèles VARs non linéaire. Ces derniers permettent aux chocs budgétaires de varier dans le temps, en fonction des changements de l'activité économique, et saisissent le caractère non linéaire du multiplicateur budgétaire.

Récemment, plusieurs types de VARs non linéaire ont été utilisés par les économistes-modélisateurs pour évaluer les effets non linéaires de cette politique économique, notamment i) le modèle VARs à paramètres variables dans le temps (ou le TVP-VAR) qui permet de simuler l'effet variables d'un choc budgétaire dans le temps en fonction de l'évolution de l'activité économique, ii) le modèle VARs à effet de seuil (TVAR), et iii) le modèle VAR markovien à changement de régime (MSVAR) qui estime la relation entre la taille du multiplicateur budgétaire et l'état sous-jacent de l'économie.

Les études qui utilisent les modèles VARs non linéaire concernent souvent les pays développés. Tandis que le nombre de travaux qui porte sur les économies émergentes et en développement reste faible.

Dans ce cadre, à l'aide d'un TVP-VAR, l'objectif de ce chapitre sera de contribuer à l'analyse des effets macroéconomiques non linéaires de la politique budgétaire en fournissant une série d'estimations des effets de la politique budgétaire au Maroc. L'estimation couvre la période allant de 1990 à 2016 et s'appuie sur des techniques bayésiennes.

Ce chapitre sera structuré autour de quatre points essentiels :

Le premier point dresse une revue de littérature empirique d'un ensemble de travaux qui évaluent les effets de la politique budgétaires dans cadre non linéaire à l'aide du TVP VAR.

---

[39] Le VARs estimé dans le chapitre précédent fournit une estimation moyenne de l'effet des chocs budgétaires sur l'activité économique.

[40] O.Berg (2014) suggère que les recommandations de politique budgétaire fondées sur des multiplicateurs moyens estimés par les VARs linéaires peuvent êtres trompeuses, d'où l'importance de recourir aux VARs non linéaires.

Ces travaux constituent une référence à la spécification et l'estimation d'un TVP-VAR pour le cas du Maroc.

Le deuxième point porte sur l'analyse dans un cadre uni varié, les variables du modèle en effectuant une batterie de tests de racine avec rupture. Ces derniers permettent de dégager les différentes ruptures ou changements structurels que ces variables macroéconomiques ont connus tout au long de la période. Les dates de ruptures dégagées vont servir à enrichir l'analyse des effets de la politique budgétaire sur l'activité économique avant, pendant et après une date précise.

Le troisième point présente la méthodologie d'estimation du modèle TVP VAR, en l'occurrence la méthode MCMC (Chaine de Marov Monté Carlo). Celle-ci constitue la principale méthode d'estimation bayésienne.

Le quatrième point présente les principaux résultats et les interprétations correspondantes. Il s'agit d'analyser les effets de la politique budgétaire au Maroc sur l'activité économique en simulant les fonctions de réactions impulsionnelles des variables du modèle aux chocs budgétaires.

Le cinquième point conclut.

3.1 Travaux empiriques

Boiciuc [2015], évalue les effets des chocs budgétaires (choc de dépenses et de recettes) sur l'activité économique en Roumanie sur la période allant de 2001 (Q1) à 2013 (Q2). L'auteur s'appuie sur un modèle vectoriel-autorégressive à paramètres variables (TVP-VAR) à trois variables : i) les dépenses budgétaires, ii) les recettes fiscales, et iii) le produit intérieur brut comme indicateur d'activité.

Les résultats concluent que la politique budgétaire exerce un faible effet sur l'activité économique. En plus, les coefficients estimés n'affichent pas une variation temporelle, c'est-à-dire que les effets faibles de la politique budgétaire en Roumanie sont constants dans le temps et n'ont pas connu de changement remarquable tout au long de la période de l'étude.

Karagyozova et al [2013], étudient l'impact des dépenses et les recettes sur l'activité économique en Bulgarie à l'aide d'un modèle VAR structurel et un VAR à paramètres temporels variables (TVP-VAR) avec une volatilité stochastique. Leur objectif était de

comparer les résultats émanant des deux modèles et fournir une évaluation robuste des effets de la politique budgétaire dans un cadre linéaire et non linéaire.

Leurs résultats dégagés de l'ensemble des spécifications concluent que le multiplicateur de dépense pour les quatre premiers trimestres s'élève à 0.4. Ceci-dit selon l'auteur qu'une politique budgétaire de relance visant à stimuler la demande agrégée en Bulgarie n'affecte que faiblement la production[41]. Concernant l'effet d'un choc de recette (fiscalité) sur la production, il semble faible et non persistent (de courte durée) et diffère selon l'approche d'identification du modèle VAR. En d'autres termes, les mesures de politique budgétaire en Bulgarie sont généralement faibles, ce qui est empiriquement cohérent pour les petites économies ouvertes.

Kirchner et al [2010], dans un travail visant à mettre en évidence les effets macroéconomiques des chocs de dépenses budgétaires, leurs mécanismes de transmission, et les forces déterminant la variation du multiplicateur de dépense dans le temps pour la zone Euro sur la période allant de 1980 à 2008, spécifie un VAR structurel bayésien à paramètres temporels variables (TVP-VAR) suivant la méthode Cogley et al (2005) et Primiceri (2005).

La méthodologie TVP-VAR permet selon les auteurs : i) de prendre en considération dans l'évaluation du rôle stimulateur de la politique budgétaire les changements structurels que la zone euro a connu durant la période de l'étude en l'occurrence le traité de Maastricht en 1992, l'adoption de la politique monétaire unique depuis 1999, et l'union économique et monétaire européenne, et ii) de calculer un multiplicateur de dépenses sur la base d'une estimation trimestrielle, plutôt qu'une estimation *moyenne* pour l'ensemble de l'échantillon comme le cas d'un VAR structurel linéaire. Ceci permet de mieux comprendre la manière dont la politique budgétaire soutient l'activité économique dans des périodes précises.

Les résultats suggèrent que les effets de la politique budgétaire pour la zone Euro ont enregistré une évolution non linéaire et que l'efficacité d'un choc de dépense à stimuler l'activité économique a diminué avec le temps. En d'autres termes, le multiplicateur de dépenses à court terme a enregistré à la fin des années 1980 une valeur supérieure à l'unité (multiplicateur Keynésien), mais il a diminué depuis pour atteindre une valeur proche de 0.5 au cours de la période 2000 à 2008 (multiplicateur non Keynésien).

[41] Une politique budgétaire de relance est efficace selon Keynes si le multiplicateur budgétaire dépasse l'unité (effet multiplicateur).

Diego Ferreira [2015], dans un travail analysant la relation entre les dépenses publiques et la consommation privée au Brésil, estime un modèle VAR à paramètres variables dans le temps (TVP-VAR) avec une volatilité stochastique sur la période allant de 1996 (Q1) à 2014 (Q4).

Les résultats laissent conclure que la politique budgétaire au Brésil joue un rôle important et efficace à stimuler la production (PIB) et la consommation privée et par conséquent, le multiplicateur budgétaire est Keynésien. Cependant, cet effet n'est valable que dans le court terme. En outre, la volatilité stochastique du modèle a diminué à partir de l'année 2000, et donc le Brésil a amélioré sa stabilité macroéconomique avec l'adoption du cadre de ciblage d'inflation et de la loi sur la responsabilité financière.

Pereira and Lopes [2010], estime un VAR structurel à paramètre temporels variables (TVP-VAR) identifié par la méthode de Blanchard et Perotti (2002), pour étudier les effets dépendants du temps de la politique budgétaire aux US sur la période allant de 1965 (Q1) à 2009 (Q2).

Les résultats suggèrent que la politique budgétaire aux Etats unis a perdu une partie de sa capacité à stimuler la production. Cette baisse du pouvoir stimulateur des instruments budgétaires est plus prononcée du côté recette (impôts) que du côté dépense, dont l'efficacité n'a diminué que légèrement tout au long de la période de l'étude. Les multiplicateurs budgétaires conservent leurs signes conventionnels. De plus, la politique budgétaire anticyclique a connu une évolution et un activisme dans le temps. Une enquête sur l'évolution de la politique budgétaire a indiqué une augmentation de l'activisme anticyclique des impôts nets au fil du temps, qui semble avoir atteint son maximum au cours de la récession de 2008-2009.

Berg. O [2014], évalue les effets d'un choc de dépense publique sur la production en Allemagne sur la période de 1970 à 2013. Pour ce faire, il s'appuie sur un modèle autorégressif vectoriel à paramètre variable dans le temps (TVP-VAR). Il conclue, que les multiplicateurs budgétaires ne sont pas stables dans le temps et fluctuent au début et à la fin de la période étudiée.

Tableau 10 : Effets non linéaires de la politique budgétaire (résultats empiriques)

Auteurs et année	Etudes	Principaux résultats
Boiciuc (2015)	The effects of fiscal policy on emerging economies. a TVP-VAR approach	-En Romanie, la politique budgétaire exerce un faible effet sur l'activité économique. -Les effets faibles de la politique budgétaire sont constants dans le temps et n'ont pas connu de changement sur toute la période de l'étude.
Karagyozova et al (2013)	Fiscal Policy and Economic Growth in Bulgaria	-Une politique budgétaire de relance visant à stimuler la demande agrégée affecte faiblement la production ; Le multiplicateur de dépense est plus important en période de récession économique (0.3).
Kirchner et al (2010)	Transmission of government spending shocks in the euro area time variation and driving forces	-L'efficacité d'un choc de dépense à stimuler l'activité économique a diminué avec le temps. -Le multiplicateur de dépenses à court terme a enregistré à la fin des années 1980 une valeur supérieure à l'unité (multiplicateur Keynésien), mais il a diminué depuis pour atteindre une valeur proche de 0.5 au cours de la période 2000 à 2008 (multiplicateur non Keynésien).
D. Ferreira (2015)	The time-(in)variant interplay of government spending and private consumption in brazil	-La politique budgétaire au Brésil joue un rôle important et efficace à stimuler la production et la consommation privée ; -En outre, la volatilité stochastique du modèle a diminué à partir de l'année 2000, et donc le Brésil a amélioré sa stabilité macroéconomique.
Pereira et al (2010)	Time-varying fiscal policy in the U.S	-Politique budgétaire efficace à stimuler la production. -Le multiplicateur budgétaire surtout celui des recettes a atteint son maximum au cours de la récession de 2008-2009.
O. Berg (2014)	Time Varying Fiscal Multipliers in Germany	-Le multiplicateur budgétaire est supérieur à un et donc la politique budgétaire en Allemagne est efficace à stimuler la production ; -les multiplicateurs budgétaires ne sont pas stables dans le temps et fluctuent au début et à la fin de la période étudiée.

3.2 Données et tests de racine unitaire avec ruptures

Dans le chapitre précédent, les variables ont fait l'objet des tests de racine unitaire standards (ADF, KPSS et PP). Ces tests indiquent que toutes les variables à savoir les dépenses budgétaires totales (G), les recettes fiscales (T), le produit intérieur brut réel (Y) et le taux moyen pondéré (R) sont intégrées d'ordre 1, sauf le taux d'inflation (P) qui est stationnaire en niveau selon les tests ADF et PP et intégré d'ordre 1 selon le test KPSS.

Cette section porte aussi sur l'étude de la stationnarité des variables précitées, mais dans un cadre différent ; celui des tests de racine unitaire avec ruptures. L'objectif sous-jacent étant de détecter les éventuels changements soudains ou ruptures structurels des variables de l'étude notamment les variables budgétaires (dépenses budgétaires et recettes fiscales) et le PIB comme indicateur de l'activité économique ont connu[42]. Et par conséquent, apprécier la non linéarité de séries à introduire dans le TVP-VAR.

En effet, les tests de racine unitaire ont fait l'objet d'important développement depuis le travail séminal de Perron (1989), et les tests de racine unitaire avec rupture ont émergé dans la littérature statistique. Ces tests permettent à la fois d'étudier la stationnarité des séries et de détecter les changements structurels que connaissent les variables.

Les ruptures structurelles peuvent être :

- exogènes c'est-à-dire que le changement de régime d'une variable correspond à une date prédéterminée ou connu par l'économiste-modélisateur, ou
- endogènes c'est-à-dire que la date n'est pas connue mais déterminer en exploitant le profil endogène d'une variable et via l'estimation des modèles de racine unitaire.

Dans ce cadre, on applique une batterie de tests de racine unitaire avec une seule ou plusieurs ruptures structurelles. Et ce, pour dégager les dates où nos variables d'intérêt ont enregistré un ou plusieurs changements structurels. Ces dates marquantes permettront une analyse pointue des effets macroéconomiques de la politique budgétaire.

En effet, le TVP-VAR spécifié et estimé dans ce chapitre permettra de simuler les effets d'un choc budgétaire sur l'activité économique dans ces dates. En d'autres termes, si les

[42] En effet, les données peuvent connaitre des changements structurels sous l'influence d'un certain nombre de facteurs, notamment les crises économiques, les changements de politique économiques et les réformes institutionnelles. En présence des changements structurels dans le processus générant les données, les résultats émanant des tests de racine unitaire standards peuvent êtres erronés en faveur du non rejet de l'hypothèse de non stationnarité (H_0).

dépenses budgétaires au Maroc ont connu un changement structurel dans une date « T_1 » (à déterminer par les tests ci-dessous), quel serai l'effet d'une augmentation des dépenses budgétaires dans cette date « T_1 » ?.

3.2.1 Test de Perron (1989 et 1997)

Le débat sur l'hypothèse de la racine unitaire a été renouvelé depuis les conclusions importantes de *Nelson* et *Plosser* (1982). Ces derniers ont conclu que la plupart des séries macroéconomiques des Etats unis (USA) sont caractérisées par l'existence d'une racine unitaire et par conséquent, un choc aléatoire exerce un effet permanent sur les variables macroéconomiques analysées et que les fluctuations ne sont pas transitoires.

Leurs résultats ont été critiqués par *Perron* (1989), qui suggèrent que la plupart des séries macroéconomiques étudiées ne sont pas caractérisées par une racine unitaire, et que les fluctuations sont stationnaires autour d'une fonction de tendance déterministe[43].

En outre, *Perron* (1989) dans son travail séminal soutient qu'en présence d'une rupture structurelle dans les données, les tests ADF standard sont biaisés et rejettent à tort l'hypothèse de stationnarité. Pour ce faire, *Perron* (1989) utilise des tests ADF modifiés avec variables muettes (indicatrices) pour tenir compte d'une rupture structurelle supposée connue ou exogène[44].

En effet, le test de *Perron* (1989) est un test de racine unitaire qui repose sur l'hypothèse nulle de la présence de racine unitaire contre l'hypothèse alternative de stationnarité avec une seule rupture connue et fixée au préalable. Le test de racine unitaire de *Perron* (1989) permet une rupture à la fois sous l'hypothèse nulle et sous l'hypothèse alternative. C'est-à-dire qu'il teste l'hypothèse nulle (H_0) avec rupture structurelle contre l'hypothèse alternative de racine unitaire avec rupture exogène (H1).

---

[43] Perron (1989) souligne que si le processus générant une série présente un changement structurel, la puissance et la fiabilité des tests de racine unitaire standards (ADF par exemple) diminue. Le test ADF peut accepter l'hypothèse de racine unitaire d'une série à tort, alors que celle-ci peut être stationnaire autour d'une tendance avec rupture.

[44] Indépendamment des données, Perron (1989) fixe deux dates de ruptures structurelles à savoir l'année 1929 qui correspond au crash boursier et la crise économique et l'année 1973 qui correspond au choc pétrolier.

Le test de *Perron* (1989) est mené selon trois modèles sous l'hypothèse alternative:

a) le modèle A : changement dans la constate « crash model »

$$y_t = \mu_1 + \beta t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t$$

b) le modèle B : changement dans la tendance

$$y_t = \mu + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + e_t$$

c) le modèle C : changement dans la tendance et la constante

$$y_t = \mu_1 + \beta_1 t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t + e_t$$

Avec $DT_t^* = t - T_B$ et $DT = t$ si $t > T_B$ et 0 sinon et T_B est la date de la rupture structurelle exogène.

Cependant, le test de *Perron* [1989] a été critiqué par plusieurs autres travaux comme celui de *Zivot* et Andrews (1992), *Lee* and *Strazicich* (2001). Ces derniers soulignent que la rupture doit être endogène extraite du processus générateur de la série chronologique et non pas fixée (exogène) comme le cas de *Perron* (1989).

Dans ce cadre, *Perron* (1997) réexamine son travail de 1989 pour tester la racine unitaire en introduisant une rupture cette fois-ci endogène. En effet, *Perron* (1997) introduit la rupture structurelle seulement sous l'hypothèse alternative de stationnarité (pas de rupture sous H_0) et estime deux versions des trois modèles présentés ci-dessous :

- Le modèle IO1 et IO2 (innovational outlier) supposent que le changement intervient progressivement (lisse). Le modèle IO1 identifie le changement structurel dans la constante uniquement, tandis que le modèle IO2 inclut le changement structurel à la fois dans la pente et dans la constante.
- Le modèle AO (additive outlier) introduit un changement brutal, et identifie le changement structurel uniquement dans la tendance.

Pour le cas du Maroc, le tableau ci-dessous récapitule les résultats du test de *Perron* (1997), appliqué pour les dépenses budgétaires (**G**), les recettes fiscales **(T)**, et le PIB **(Y)** sur la période 1990 (T1) à 2016 (T4). (Voir annexe B.1)

Tableau 11 : Test de Perron (1997) et rupture structurelle

Variables	(K)	Modèle	T-statistique	Date de rupture
Recettes fiscales (LT)	0	IO1	-4.50	2005 (T4)
	1	IO2	-3.51	2006 (T3)
	1	AO	-2.27	2013 (T3)
Dépenses totales (LG)	0	IO1	**-7.63*** **	**2007 (T1)**
	0	IO2	**-7.76*** **	**2009 (T3)**
	0	AO	**-7.63*** **	**1997 (T4)**
Produit intérieur Brut (LY)	4	IO1	**-3.58**	**1994 (T3)**
	3	IO2	**-7.35*** **	**1998 (T1)**
	3	AO	-7.42	1997 (T1)

Significativité à *** 1%, ** 5%, * 10%.

Pour les dépenses budgétaires totales (**G**), le test de *Perron* (1997) révèle que cette variable permet le rejet de l'hypothèse de racine unitaire car la valeur calculée est inférieure à la valeur critique du test au seuil 1% et 5%. Par conséquent, la variable dépenses budgétaires (**G**), est une variable stationnaire avec un Break enregistré en 2007 (T1), et 2009 (T3) pour les modèles IO_1 et IO_2 et 1997 (T4) en 1997.

Dans ce cadre, le changement structurel que les dépenses budgétaires ont connu dans l'année 2007 et 2009 s'explique par la politique budgétaire expansive qui a été menée par le Maroc sur la période allant 2006-2012, et qui s'explique par l'augmentation des dépenses de compensation liées aux subventions des produits alimentaires[45], mais aussi par l'augmentation des dépenses d'investissement[46].

En plus, depuis la fin de l'année 1997 les dépenses ont connu une nouvelle dynamique, ainsi sur la période 1997-2016 les dépenses budgétaires totales ont plus que doublé par

[45] Sur la période 2009-2012 les dépenses de compensation ont doublé.

[46] N.AKBOUL et al (2015), « Evaluation de l'orientation de la politique budgétaire au Maroc », « Politique budgétaire et activité économique au Maroc : Une analyse quantitative », OCP Policy Center.

rapport à la période 1990-1997. En d'autres termes, la rupture de 1997 (T4) distingue entre deux régimes pour les dépenses budgétaires celui d'avant 1997 et celui d'après 1997.

Pour le PIB, l'hypothèse nulle de racine unitaire ne peut être rejetée que dans pour le modèle IO_2 avec comme date de rupture l'année 1998 (T1). Ceci dit, que l'activité économique au Maroc a connu un changement de régime depuis les années 1998.

En effet, la comparaison des taux de croissance du PIB entre la période 1990-1998 et la période 1998-2016 révèle qu'effectivement l'activité économique a gagné en point de croissance. Ainsi, le taux de croissance moyen sur la période allant de 1990-1998 est de 3%, contre un taux de croissance sur la période allant de 1998-2016 qui s'élève à 4.2%.

En effet, depuis 1998 la croissance économique a connu une accélération grâce à la mise en place des politiques sectorielles et des plans stratégiques touchant différent secteur d'activité (industrie, tourisme, agriculture…) et visant à jeter les bases d'une croissance économique forte et durable. La croissance économique, est de surcroît moins volatile et dépend de moins en moins d'un secteur agricole dépendant lui-même des aléas climatiques. En d'autres termes, la valeur ajoutée non agricole s'est renforcé et contribue d'une manière importante dans la valeur ajoutée totale.

Concernant les recettes fiscales (T), le test de *Perron* (1997) ne permet pas de rejeter l'hypothèse de racine unitaire et donc les ruptures détectées ne peuvent être jugées de significatives. C'est une série intégrée d'ordre 1.

3.2.2 Test de Zivot and Andrew (1992)

Zivot et *Andrews* (1992), ont aussi critiqué le test de *Perron* (1989). Selon ces statisticiens, la rupture doit être endogène et extraite du processus générateur de la série chronologique et non pas fixée au préalable (exogène).

Zivot et *Andrews* (1992), proposent un test qui repose sur l'hypothèse nulle de la présence de racine unitaire sans rupture contre l'hypothèse alternative de stationnarité avec une seule rupture inconnue (date endogène). Sous l'hypothèse alternative, ils proposent les trois modèles suivants :

<u>H_0 : l'hypothèse nulle</u>

$$y_t = \alpha + y_{t-1} + \varepsilon_t$$

<u>H_1 : l'hypothèse alternative</u>

- Le modèle A : $y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$
- Le modèle B : $y_t = \mu + \beta t + \gamma DT_t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$
- Le modèle C : $y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma DT_t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$

Avec DU une variable indicatrice qui capte le changement dans la constante à la date T_B. $DU = 1$ si $t > T_B$ sinon $DU = 0$. DT est une autre variable muette qui capte le changement dans la tendance à la date T_B de telle sorte que $DT_t = (t - T_B)$ si $t > T_B$ sinon $DT = 0$.

Le modèle A introduit un changement structurel dans la constante. Le modèle B autorise un changement autour d'une tendance segmentée. Le modèle C, permet un changement dans la constante et la tendance.

Les résultats dégagés du test *Zivot* et *Andrews* (1992)[47] pour nos trois variables se récapitulent dans le tableau ci-dessous. Lorsque la valeur calculée du test est inférieur à la valeur tabulée, on rejette l'hypothèse H_0 de racine unitaire et donc la variable étudiée est stationnaire avec rupture.

[47] Pour les résultats du test de ZA voir annexe B.2

Tableau 12 : Rupture structurelle et test de Zivot et andrews (1992)

Variables	K	Modèle	t-statistique	Date de rupture
Recettes fiscales (LT)	1	A_{za}	-3.85	2006 (T1)
	1	C_{za}	-3.72	2006 (T4)
Dépenses globales (LG)	2	A_{za}	-3.92	2008 (T1)
	2	B_{za}	-3.26	1997 (T1)
	2	C_{za}	-3.89	2009 (T2)
Produit intérieur Brut (LY)	4	B_{za}	**-4.81*** **	**1995 (T3)**

Significativité à *** 1%, ** 5%, * 10%.

Selon le test de ZA, seul le PIB permet de rejeter l'hypothèse nulle de racine unitaire, avec comme date de rupture l'année 1995 (T3). Cette date correspond à une année de sécheresse la plus intense au Maroc[48], qui s'est traduite par une mauvaise compagne agricole, qui a impacté négativement la croissance du PIB qui dépendait dans cette période de la VA agricole.

Pour les variables budgétaires (dépenses et recettes), le test ZA ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle et donc ces deux séries sont des variables intégrées d'ordre 1.

Dès lors les deux tests appliqués ci-dessus celui de Perron (1997) et de *Zivot* et *Andrews* (2001), sont des tests avec une seule rupture, cependant les variables économiques peuvent connaitre plus qu'un seul changement structurel. Dans ce cadre, la littérature prévoit d'autres tests de racine unitaire qui permettent de capter *plusieurs ruptures* en l'occurrence celui de *Lee* et *strazicich* (2003), *Lumsdaine* et *Papell* (1997), *Kapetanios* (2005), et de *Bai* et *Perron* (1998 et 2003).

[48] F. BARAKAT et al. « La sécheresse agricole au Maroc ». Sustainability of Water Resources under Increasing Uncertainty (Proceedings of the Rabat Symposium SI, April 1997). IAHS Publ. no. 240, 1997.

3.2.3 Test de Lee and Strazicich (2001 et 2003)

Le test de *Lee* et *Strazicich* (2003), est un test de racine unitaire qui consiste à minimiser le multiplicateur de *Lagrange* (LM), pour permettre de capter deux ruptures endogènes à la fois sous l'hypothèse nulle et sous l'hypothèse alternative. En effet, *Lee* et *Strazicich* (2003) soulignent que la puissance du test de racine unitaire avec rupture diminue du fait de ne considérer qu'une seule rupture lorsque la série chronologique est caractérisée par deux ruptures.

Le modèle de *Lee* et *Strazicich* (2003) permet deux ruptures endogènes sous l'hypothèse nulle et l'hypothèse alternative. *Lee* et *Strazicich* (2003), montrent que la statistique de test de racine unitaire LM à deux périodes, qui est estimée par la régression selon le principe LM, ne rejettera pas faussement l'hypothèse nulle d'une racine unitaire.

Lee et *Strazicich* (2003), considère un processus générateur de données (DGP) comme suit :

$$y_t = \delta' Z_t + e_t \quad \text{où} \quad e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t$$

Avec $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ est le terme d'erreur (bruit blanc), $Z_t = [1 \quad t \quad D_{jt} \quad DT_{jt}]'$, le vecteur des variables exogènes, D_{jt} et DT_{jt} les variables muettes qui introduisent la rupture respectivement dans la constante et dans la tendance, j = (1,2) est le nombre de rupture endogène .

En se référant aux trois modèles de *Perron* (1989), *Lee* et *Strazicich* (2003) proposent deux modèles :

<u>Le modèle A : rupture dans la constante seulement</u>

$$Z_t = [1 \quad t \quad D_{jt}]'$$

$D_{jt} = 1$ si $t > T_{Bj}$ et 0 sinon. T_{Bj} est la date de la rupture.

<u>Le modèle C : rupture dans la constante et rupture dans la tendance</u>

$$Z_t = [1 \quad t \quad D_{jt} \quad DT_{jt}]'$$

$DT_{jt} = t - TB_j$ si $t > T_{Bj}$ et 0 sinon. T_{Bj} est la date de la rupture.

Les deux hypothèses du test de LS se présentent comme suit :

- L'hypothèse nulle H_0 : $y_t = \mu_0 + d_1 B_{1t} + d_2 B_{2t} + y_{t-1} + \upsilon_{1t}$
- L'hypothèse alternative H_1 : $y_t = \mu_1 + \gamma t + d_1 D_{1t} + d_2 D_{2t} + \upsilon_{2t}$

Avec υ_{1t} et υ_{2t} termes d'erreur stationnaires, avec $B_{jt} = 1$ pour $t = T_{Bj} + 1,(j = 1,2)$ et 0 sinon. $d = (d_1, d_1\ )'$.

Les résultats dégagés du test de *Lee* et *Strazicich* (2003) sont récapitulés dans le tableau ci-dessous. Les résultats suggèrent que nos variables d'intérêt ont connu quelques changements structurels (voir annexe B.3).

Tableau 13 : Ruptures structurelles et test de Lee and Strazicich (2003)

Variables	K	Modèle	Test-statistique	Dates de rupture
Recettes fiscales (LT)	4	Crash	-2.60	2007 (T4) 2012 (T4)
	7	Break	-5.16	2007 (T4) 2001 (T3)
Dépenses budgétaires totales (LG)	12	Crash	-3.05	2004(T3) 2005 (T1)
	12	Break	**-5.93***	**2001 (T2)** **2011 (T1)**
Produit intérieur Brut (LY)	4	Crash	**-3.62****	**1993 (T1)** **1994 (T2)**
	3	Break	**-10.74*****	**1992 (T4)** **2001 (T3)**

Significativité à *** 1%, ** 5%, * 10%.

Pour la variable PIB, un changement structurel a été enregistré à l'année 2001 qui correspond à une période où la croissance économique a connu une accélération grâce à la mise en place des politiques sectorielles et des plans stratégiques touchant différent secteur d'activité (industrie, tourisme, agriculture…). Les ruptures des années 1992, 1993, et 1994 correspondent à des années de sécheresse intenses et sévères.

Pour les dépenses budgétaires, deux dates sont à commenter, l'année 2011 qui a connu une augmentation très importante des dépenses budgétaires surtout celle liée aux dépenses de compensation. Et l'année 2001, où les dépenses ont augmenté pour accompagner les projets et les réformes structurels dans lequel le Maroc s'est lancé depuis la fin des 1999 et le début des années 2000.

Pour les recettes fiscales (LT), le test de LS (2003) confirme que l'hypothèse nulle de racine unitaire ne peut être rejetée. Et donc, cette variable est intégrée d'ordre 1 et n'a connu

de changement significatif durant la période allant de 1990 à 2016. Ceci dit, peut s'expliquer par l'évolution régulière et stable des recettes fiscales qui constitue la principale source de financement des dépenses budgétaires.

Dès lors, selon les tests de racine unitaire appliqués, ci-dessous quelques conclusions importantes se dégagent ainsi :

- Le PIB (ou l'activité économique) a connu des changements structurels dans la période 1993-1995 (période sécheresse), et les années 1998 et 2001 ;
- Les dépenses budgétaires ont connu des ruptures structurelles au titre des années 2007-2009 et 2011, qui correspondent à une politique budgétaire expansive. Pour les ruptures des années 1997 et 2001, les dépenses ont connu une amélioration notable par rapport aux avant 1997 et ce pour accompagner la nouvelle dynamique économique des années 2000.
- Les recettes fiscales n'ont pas connu de rupture structurelle significative.

Dans ce cadre, la question qui se pose : quels sont les effets d'un choc budgétaire (augmentation des dépenses ou des recettes) au début des années 2000 ou dans le début des années 2010 ? et comment le PIB (activité économique) réagit aux chocs budgétaires avant et après les années 1998 et 2001 ?

L'estimation des fonctions de réaction de l'activité économique suite à un choc budgétaire dans une date précise n'est pas possible avec les VARs linéaires estimés dans le chapitre précédent. D'où le recours dans ce chapitre aux modèles VAR à paramètres variant dans le temps (TVP-V) qui permettent d'estimer les effets variables des chocs budgétaires sur tous les trimestres de toute la période 1990-2016. Dans ce cadre, la section suivante porte sur la présentation de la méthodologie d'estimation du TVP-VAR.

3.3 Estimation du modèle VAR à paramètres temporels variables

La méthodologie VAR à paramètres temporels variables ou le time-varying parameter VAR en anglais, est un outil d'analyse multi-varié en séries chronologiques qui tient en compte l'éventuelle variation des coefficients dans le temps. En matière de politique économique, le TVP-VAR a été proposé dans un premier temps par *Cogley* et al (2005) et *Primiceri* (2005), afin d'évaluer les différents régimes qu'a connu la politique monétaire aux Etats-Unis après la guerre.

En comparaison avec le modèle VAR structurel linéaire, le TVP-VAR a le mérite de capter le changement et la variation que peuvent connaitre les paramètres du modèle (coefficients et matrice de variance-covariance). En d'autres termes, les relations entre les variables économiques ne sont pas stables dans le temps (période d'estimation), mais peuvent varier en fonction des circonstances économiques (crises, récessions, mesures de politique économique). En outre, le modèle TVP-VAR permet de mettre en évidence de manière flexible et robuste la structure sous-jacente d'une économie donnée (*Nakajima* 2011).

Pour la politique budgétaire, le TVP-VAR a été récemment utilisée pour évaluer les effets macroéconomiques de court et de moyen terme de la politique budgétaire surtout depuis la crise économique et financière de 2008. Ainsi, l'effet d'un choc de politique budgétaire (choc de dépense ou de recette) peut varier à travers le temps en fonction de l'évolution de l'activité économique.

Dès lors, Le modèle VAR à paramètre variables dans le temps ou le TVP-VAR est une méthodologie d'estimation robuste et flexible qui saisit les effets variables dans le temps de manière robuste et flexible (*Nakajima* 2011). En effet, ces modèles tiennent compte de la variation temporelle des paramètres autorégressifs et de la volatilité stochastique, pour fournir des estimations robustes qui incluent les changements structurels que peuvent connaitre les variables et décrivent les relations non linéaires entres ces variables.

3.3.1 Modèle VAR à paramètres temporels variables

Dans le chapitre précédent nous avons spécifié et estimé un VARs linéaire composé de de cinq variables à savoir les dépenses budgétaires, le PIB réel, les recettes fiscales, le taux d'inflation, et le taux moyen pondérée. De même, dans ce chapitre nous nous appuyons sur les mêmes variables[49], mais la méthodologie d'estimation diffère.

En effet, le nombre de paramètres à estimer pour un TVP-VAR à cinq variables est très important en comparaison avec un VARs linéaire. De plus, quand le nombre de retard du modèle TVP-VAR augmente le nombre de paramètres à estimer devient volumineux, ce qui peut impacter la viabilité des estimations surtout que le nombre d'observation est limité (108 trimestres).

En d'autres termes, si le nombre de retard optimal du VAR sectionné à l'aide des critères d'information est important (par exemple 3 ou 4 retard), le nombre de paramètres du modèle TVP-VAR devient volumineux, et par la méthode MCMC peut fournir des distributions de paramètres non convergentes (voir en bas les critères de convergence).

Dans ce cadre, pour des raisons de parcimonie, nous spécifions un TVP-VAR à quatre variables, et ce en se référant au travail M. C. Pereira et al (2010)[50]. En effet, ces auteurs ont spécifié un TVP-VAR composé de quatre variables à savoir les dépenses (G), le PIB (Y), l'inflation (inf), et les recettes fiscales (T). Ceci suggère que la politique monétaire a été introduite seulement via le taux d'inflation.

Pour l'ordre des variables à introduire dans le modèle TVP-VAR, comme dans le chapitre précédent on suit le même ordre de (*Caladra et al (2008))*[51]. Le modèle TVP-VAR spécifié pour ce chapitre se présente comme suit[52] :

$$Y \equiv (G, Y, inf, T)$$

[49] Il s'agit des mêmes variables utilisées dans le chapitre 2, c'est-à-dire que pour construire les cinq variables a adopté les mêmes étapes que celles du chapitre 2. Comme dans le premier chapitre les dépenses budgétaires, les recettes fiscales et le PIB sont exprimés en termes réel désaisonnalisés et introduites dans le TVP-VAR en logarithme. En ce qui concerne, le taux moyen pondéré est désaisonnalisé est introduit en niveau. Le taux d'inflation est calculé à partir de l'inflation. La dessaisonalisation est effectuée à l'aide de la technique X13 (Eviews) et les variables sont exprimés en termes réels à l'aide de l'indice des prix à la consommation.

[50] M.C. Pereira et al (2014). « Time-varying fiscal policy in the US". Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics- De Gruyter.

[51] D.Caldara et C. Kamps (2008). « What are the effects of fiscal policy shocks ? a var-based comparative analysis ». Working paper series. European central bank.

[52] Etant donné, le nombre de relation de Co-intégration entres les variables du modèles, et étant donné les ruptures structurelles des variables, celles-ci sont introduites dans le modèle TVP-VAR en niveau. La transformation des variables peut éliminer des informations importantes.

A signaler, qu'un nombre très important des travaux empiriques qui évaluent les effets de la politique budgétaire notamment à l'aide des modèles VAR non linéaires s'appuient en général sur un nombre de trois variables (dépenses, recettes, PIB) ou de quatre variables (dépenses, recettes, PIB, inflation) au lieu de cinq et six variables comme c'est le cas pour les modèles VARs linéaires.

Par ailleurs, on cite les travaux de : A.G.GNIP (2013) spécifie un VAR à transition lisse (STVAR) à trois variables (Dépenses, recettes, PIB). *Blanchard* et *Perotti* (2002) spécifient leur VARs linéaire de référence à trois variables (Dépenses, recettes, PIB) et un autre VARs à quatre variables (Dépenses, recettes, PIB, composante du PIB). *K.Karagyozova-Markova* et *al* en 2013 spécifient un TVP-VAR à trois variables (Dépense, recettes, PIB). M.C.Pereira et *al* (2010) estiment un TVP-VAR composé de quatre variables à savoir les dépenses, les recettes, l'inflation et le PIB.

Pour estimer notre TVP-VAR, on s'appuie sur les travaux de référence de *Primiceri* (2005) et de *Nakajima* (2011). Ainsi, le TVP-VAR sous sa forme structurelle se présente comme suit :

$$\mathbf{A y_t = Q_1 y_{t-1} + \cdots + Q_p y_{t-p} + u_t} \qquad \mathbf{t = p + 1, \ldots, T} \qquad \text{(Equation 1)}$$

Avec $y_t \equiv (G, Y, inf, T)$ représente le vecteur des variables observées de taille (k x 1) avec $k = 4$.

A et $Q_1, \ldots, Q_p$ représentent les matrices de paramètres d'ordre (k x k).

$u_t \sim (0, \Sigma_u)$ est le vecteur des chocs structurels de taille k x 1).

$$\mathbf{\Sigma} = \begin{bmatrix} \boldsymbol{\sigma_1} & \mathbf{0} & \cdots & \cdots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \boldsymbol{\sigma_2} & \ddots & \cdots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \boldsymbol{\sigma_3} & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ldots & \ddots & \ddots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \ldots & \ldots & \mathbf{0} & \boldsymbol{\sigma_k} \end{bmatrix}$$

La matrice A est une matrice triangulaire inférieure dont les éléments diagonaux sont égaux à 1. C'est la matrice de passage (passage des innovations canoniques aux chocs structurels) qui permet d'identifier les chocs structurels (ici l'identification se base sur l'approche récursive de *Chlosky*).

Cette matrice estime les relations instantanées entre les variables du modèle selon l'ordre choisi.

$$\mathbf{A} = \begin{bmatrix} \mathbf{1} & \mathbf{0} & \cdots & \cdots & \mathbf{0} \\ \boldsymbol{a_{21}} & \mathbf{1} & \ddots & \cdots & \vdots \\ \boldsymbol{a_{31}} & \ddots & \mathbf{1} & \ddots & \vdots \\ \vdots & \dots & \ddots & \ddots & \mathbf{0} \\ \boldsymbol{a_{k1}} & \dots & \dots & \boldsymbol{a_{k,k-1}} & \mathbf{1} \end{bmatrix} \qquad \text{(Equation 2)}$$

Pour estimer les paramètres du modèle, l'équation 1 du TVP-VAR doit être réécrite sous sa forme réduite.

$$\mathbf{y_t} = \mathbf{B_1 y_{t-1}} + \cdots + \mathbf{B_p y_{t-p}} + \boldsymbol{A^{-1}\Sigma}\, \boldsymbol{\varepsilon_t} \qquad \textbf{avec } \boldsymbol{\varepsilon_t} \sim \boldsymbol{N(0, I_k)}$$

Dans l'équation $B_i = A^{-1}Q_i$ pour $i = 1, \dots, s$. En plus, les lignes des B_i peuvent être rangées dans un vecteur β de taille $(k^2 s \times 1)$.

Le modèle peut être réécrit sous la forme réduite suivante.

$$\boldsymbol{y_t} = \boldsymbol{X_t \beta} + \boldsymbol{A^{-1}\Sigma}\, \boldsymbol{\varepsilon_t}$$

Avec $X_t = I_k \otimes (y'_{t-1}, \dots, y'_{t-s})$, où $\otimes$ est le produit *Kronecker*. Dans l'équation 1, les paramètres sont invariants.

En se référant au travail de *Nakajima* (2011), on suppose que les paramètres du TVP-VAR changent au cours du temps (β_t, Σ_t, A_t). Il s'agit d'un TVP-VAR avec volatilité stochastique de la forme suivante.

$$\boldsymbol{y_t} = \boldsymbol{X_t \beta_t} + \boldsymbol{A_t^{-1}\Sigma_t}\, \boldsymbol{\varepsilon_t} \qquad \boldsymbol{avec\ t = s + 1, \dots, n}$$

Les paramètres variables dans le temps sont supposés suivre une marche aléatoire.

$$\boldsymbol{\beta_{t+1}} = \boldsymbol{\beta_t} + \boldsymbol{u_{\beta t}} \qquad \boldsymbol{a_{t+1}} = \boldsymbol{a_t} + \boldsymbol{u_{at}} \qquad \boldsymbol{h_{t+1}} = \boldsymbol{h_t} + \boldsymbol{u_{ht}}$$

$$\begin{pmatrix} \boldsymbol{\varepsilon_t} \\ \boldsymbol{u_{\beta t}} \\ \boldsymbol{u_{at}} \\ \boldsymbol{u_{ht}} \end{pmatrix} = \left(\mathbf{0}, \begin{pmatrix} \boldsymbol{I} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \boldsymbol{\Sigma_\beta} & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \boldsymbol{\Sigma_a} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \boldsymbol{\Sigma_h} \end{pmatrix} \right) \qquad \text{(Equation 3)}$$

Comme chez *Nakajima* (2011), on suppose que les états initiales des paramètres variant dans le temps sont ; $\beta_{s+1} \sim (u_{\beta 0}, \Sigma_{\beta 0})$, $a_{s+1} \sim (a_{a0}, \Sigma_{a0})$, et $h_{s+1} \sim (u_{h0}, \Sigma_{h0})$, pour tous $t = s + 1, \dots, n$.

Pour le retard optimal du TVP-VAR, les critères d'information indiquent un retard optimal de 1 selon les critères SC et HQ, et un retard optimal de 2 selon les critères AIC et FPE (voir annexe B.4).

Tableau 14 : Choix du retard du modèle TVP-VAR

	Critères d'information	1 Retard	2 Retards
TVP-VAR (G, Y, INF,T)	AIC	-6.422	-6.507*
	SC	-5.901*	-5.569

Toutefois, pour capter plus de dynamique entre les variables, notamment entre la fiscalité et l'activité économique réelle on choisit 2 retards[53].

De plus, avec 2 retards le TVP-VAR respecte les conditions de la stabilité du modèle VAR car toutes les racines sont à l'intérieur du cercle (voir annexe B.5).

3.3.2 Méthode d'estimation : Chaine de Markov Monte Carlo

L'estimation des paramètres d'un modèle TVP-VAR avec volatilité stochastique est difficile, du fait que la fonction de vraisemblance est intraitable rendant difficile l'obtention d'estimations précises des paramètres et des réponses impulsionnelles. Pour contourner ce problème, le modèle TVP-VAR est estimé en utilisant la méthodologie d'inférence bayésienne à savoir la méthode chaine de Markov Monte Carlo (MCMC).

Cette méthode a pour objectif d'évaluer la distribution de probabilité postérieure conjointe des paramètres cibles à partir d'une densité de probabilité à priori que le chercheur fixe à l'avance (*Nakajima* 2011).

En général, les méthodes d'inférence Bayésienne et particulièrement la méthode MCMC se base sur le théorème de Bayes pour évaluer une distribution de probabilité postérieure à partir d'une fonction de densité à priori qui est mise à jour à chaque fois en observant les données du vecteur Y.

[53] Il existe un décalage entre la création de la richesse (production), l'imposition et la collecte des recettes fiscales. Dans ce cadre, un retard de 4 peut être aussi adapté pour capter les interactions entre les recettes fiscales et les autres variables, toutefois sur le plan statistique cela ne semble pas faisable dans le cadre du TVP-VAR (nombre volumineux à estimer face un nombre limité d'observation).

Le principe s'explique comme suit : soit une densité de probabilité à priori notée $\pi(\theta)$, pour un vecteur de paramètres inconnu que le modélisateur cherche à estimer (paramètres cibles). Soit $f(y/\theta)$ est la fonction de vraisemblance pour les données $y = (y_1, y_1, \ldots\ldots, y_n)$. La densité de probabilité postérieure est donnée par le théorème de *Bayes* comme suit :

$$\boldsymbol{\pi(\theta|y) = \frac{f(y|\theta)\pi(\theta)}{\int f(y\,|\theta)\pi(\theta)d\theta}}$$

La quantité $md(y) = \int f(y\,|\theta)\pi(\theta)d\theta$ est appelée la distribution marginale.

En se basant sur le travail de *Nakajima* (2011) et *Primiceri* (2005), on estime le TVP-VAR à l'aide de la MCMC. Les paramètres à estimer pour notre modèle sont : et $(\beta, a, h, \omega|y)$ avec $\omega = \left(\Sigma_\beta, \Sigma_a, \Sigma_h\right)$.

Pour ce faire, on fixe une densité de probabilité à priori $\pi(\omega)$ pour ω et on cherche une distribution postérieure $\pi(\beta, a, h, \omega|y)$ étant donné les données y par l'algorithme MCMC comme suit :

(1) Initialiser $\beta, a, h, et\ \omega$

(2) Echantillonner $\beta|a, h, \Sigma_\beta, y$

(3) Echantillonner $\Sigma_\beta|\beta$

(4) Echantillonner $a|\beta, h, \Sigma_a, y$

(5) Echantillonner $\Sigma_a|a$

(6) Echantillonner $h|\beta, a, \Sigma_h, y$

(7) Echantillonner $\Sigma_h|h$

(8) Répartir de l'étape (2)

Dans ce cadre l'une des méthodes MCMC les plus utilisées, est l'échantillonneur Gibbs qui se présente comme suit :

Soit un vecteur des paramètres cibles inconnus $\theta = (\theta_1, \theta_2, \ldots., \theta_p)$

(1) Choisir des points de départ arbitrairement $\theta^0 = (\theta_1^0, \theta_1^0, \ldots., \theta_p^0)$ avec $\boldsymbol{i = 0}$

(2) Etant donnée $\theta^i = (\theta_1^i, \theta_1^i, \ldots., \theta_p^i)$

(a) générer θ_1^{i+1} à partir de la distribution conditionnelle postérieure[54] $\pi\left(\theta_1^{i+1}\middle|\theta_2^i, \theta_3^i, \ldots., \theta_p^i\right)$

(b) générer θ_2^{i+1} à partir de la distribution conditionnelle postérieure $\pi\left(\theta_2^{i+1}\middle|\theta_1^{i+1}, \theta_3^i, \ldots., \theta_p^i\right)$

(c)générerθ_3^{i+1} à partir de la distribution conditionnelle postérieure $\pi\left(\theta_3^{i+1}\middle|\theta_1^{i+1}, \theta_2^{i+1}, \theta_4^i, \ldots., \theta_p^i\right)$

(d) générer θ_4^{i+1}, θ_4^{i+1}, ……., θ_p^{i+1} de la même manière.

3) fixer $\boldsymbol{i = i + 1}$ et repartir de (2)

En utilisant l'algorithme MCMC, on évalue les distributions postérieures conjointes des paramètres d'intérêt à partir de certaines distributions de paramètres à priori avec le nombre d'itération égal à M=25 000.

Dans ce cadre, pour initialiser notre TVP-VAR on s'appuie sur la méthode de *Nakajima* 2011. Ainsi $\mu_{\beta 0} = \mu_{a0} = \mu_{h0}$ et $\Sigma_{\beta 0} = \Sigma_{a0} = \Sigma_{h0} = 10 \times I$, de plus $\Sigma_\beta \sim IW((25, 0.01I)$, $(\Sigma_a)_i^{-2} \sim Gamma(4,\ 0.02)$ et $(\Sigma_h)_i^{-2} \sim Gamma(4,\ 0.02)$ avec IW est la distribution de la loi de probabilité de Wishart inverse.

3.4 Résultats des estimations

Cette section présente les résultats obtenus à l'aide de l'estimation du modèle TVP-VAR spécifié ci-dessus. L'objectif étant d'évaluer les effets non linéaires de la politique budgétaire sur la dynamique économique et ce, à travers la simulation de l'impact des chocs budgétaires sur la production, et l'inflation.

En effet, les fonctions de réactions impulsionnelles (IRF) des variables précités aux chocs budgétaires (dépenses et recettes) sont calculées pour chaque date de la période 1990-2016, notamment les trimestres où l'économie a connu des changements structurels[55].

[54] A chaque étape, la distribution de probabilité postérieure conditionnelle est générer en appliquant le théorème de Bayes à partir d'une loi de probabilité à priori et en observant les données ($\pi(\theta|y) = \frac{f(y|\theta)\pi(\theta)}{\int f(y|\theta)\pi(\theta)d\theta}$).

[55] Les trimestres qui correspondent aux ruptures et changements structurels sont présentés dans la section 3 de ce chapitre.

3.4.1 Volatilité stochastique et relations simultanées

Le premier résultat du modèle TVP-VAR révèle que l'hypothèse nulle H_0 de la convergence des distributions postérieures ne peut être rejetée à un niveau de signification de 5%, car la statistique de Geweke (1992)[56] est d'une valeur supérieur à 5% pour tous. En outre, le facteur d'inefficience qui est égal au rapport (nombres d'itérations/ coefficient de Geweke) s'élève à (100 =25000 /250) échantillon non corrélée. Ceci dit que le nombre critère d'inefficience est faible (voir Gupta 2014)[57].

En outre, les autocorrélations des échantillons affichent une diminution régulière, et la trajectoire d'échantillonnage est stable, et tous les paramètres du modèle sont dans l'intervalle de confiance (voir annexe B.6). Ceci dit, que la méthode d'échantillonnage MCMC est en général efficiente à produire les paramètres postérieurs (*Nakajima* (2011)).

Tableau 15 : Estimations postérieures des paramètres du TVP-VAR

Paramètres	Moyenne	Ecart-type	Intervalle de confiance à 95%	Geweke	Inefficience
$(\Sigma_\beta)_1$	0.0318	0.0184	[0.0088 ; 0.0784]	0.475	225.02
$(\Sigma_\beta)_2$	0.0485	0.0304	[0.0108 ; 0.1244]	0.223	252.17
$(\Sigma_a)_1$	0.0056	0.0017	[0.0034 ; 0.0099]	0.487	25.80
$(\Sigma_a)_2$	0.0056	0.0017	[0.0034 ; 0.0097]	0.461	44.05
$(\Sigma_h)_1$	0.0057	0.0018	[0.0034 ; 0.0100]	0.951	44.26
$(\Sigma_h)_2$	0.0059	0.0021	[0.0034 ; 0.108]	0.927	44.71

[56] Geweke (1992) suggère de faire la comparaison entre la première itération n_0 et la dernière itération tirage n_1

[57] R.Gupta et al (2014). « A time-varying approach to analysing fiscal policy and asset prices in South Africa". Journal of Financial Economic Policy (2014).

3.4.1.1 Volatilité stochastique des variables

L'examen de la volatilité stochastique (voir annexe B.7), révèle que toutes les variables de l'étude sont relativement plus volatiles en début de période (1990) qu'en fin de période (2016). Ceci dit que la volatilité des dépenses budgétaires, du PIB, de l'inflation, des recettes fiscales, affichent une tendance baissière sur la période allant de 1990 à 2016. Cette tendance baissière s'explique pour le cas du Maroc en grande partie par l'objectif d'assurer la stabilité du cadre macroéconomique depuis la sortie du programme d'ajustement structurel (PAS) en 1992.

En effet, les autorités budgétaires marocaines ont poursuivi une rigueur budgétaire afin de maitriser le déficit à un niveau soutenable et ce, à travers le contrôle à la fois des dépenses budgétaires et des recettes fiscales, d'où leur volatilité quasi stable. Ainsi, par exemple, la baisse des recettes due au démantèlement tarifaire entamée depuis les années 2000 a été compensée par d'autres recettes pour maintenir inchangé le niveau des recettes totales.

Pour la volatilité stochastique des dépenses budgétaires, la date T=40 (1er T de l'année 2000) s'affiche marquante ; c'est-à-dire qu'après ce trimestre la volatilité des dépenses a diminué. En effet, après les années 2000 les dépenses budgétaires au Maroc ont connu un changement en leur volume et leur structure et ce, pour assurer un financement optimal aux projets structurants et accompagner la dynamique économique dans laquelle le Maroc s'est engagée depuis.

De même, la volatilité de l'activité économique réelle mesurée par le PIB baisse dans le temps. Toutefois, le PIB est moins volatile en comparaison avec les variables budgétaires. A ce stade, on peut avancer que le PIB du Maroc surtout depuis les années 2000 est de moins en moins dépendant du secteur agricole (tributaire des aléas climatiques), et donc affiche une certaine stabilité et résilience aux chocs internes et externes[58].

Pour les variables de la politique monétaire, le taux d'inflation est de plus en plus maitrisé. En effet, avec la politique de ciblage d'inflation de BKAM (Banque centrale du Maroc), le taux d'inflation avoisine dans des trimestres 1%. De plus, la stabilité du cadre macroéconomique et la maitrise du déficit budgétaire à des niveaux soutenables font que le

[58] Les tests de racine unitaires ruptures examinés dans la section 3 de ce chapitre concluent que le PIB réel a connu un changement dans les années 1998.

taux d'inflation est généralement faible surtout avec l'indépendance de la banque centrale depuis les années 2005. En effet, la volatilité de l'inflation s'affaiblie depuis cette année (voir annexe B.7).

En général, l'analyse de la volatilité stochastique des variables de l'étude révèle que celles-ci affichent une certaine stabilité surtout depuis les années 2000, et raison de la stabilité du cadre macroéconomique due à l'ensemble des mesures et reformes de politique économique entreprises par le Maroc.

A la lumière de ces résultats, il serait judicieux de s'interroger sur l'importance de la relation budget/activité économique et ce, pour apprécier le rôle économique de la politique budgétaire. Dans ce cadre, le TVP-VAR permet d'examiner les relations simultanées entre les variables budgétaires notamment les dépenses et le PIB réel[59].

3.4.1.2 Relations simultanés entre les variables

L'examen des relations simultanées entre variables dans le temps, données par la matrice A de l'équation 2 ci-dessus[60], révèle que la relation entre la politique budgétaire et les autres variables économiques se caractérise par une stabilité sur tous les trimestres de la période de l'étude, sauf la relation entre l'inflation (inf) et les recettes fiscales (T) qui varie en fonction du temps.

En effet, la relation entre les dépenses budgétaires et la production s'affiche positive faible et stable dans le temps (voir annexe B.8). En d'autres termes, l'augmentation de la dépense budgétaire impacte positivement la production, mais cet effet reste limité. En outre, cette relation s'affiche stable et n'a pas connu un changement important dans une date donnée, sauf que cette relation s'est affaiblie légèrement à partir de l'an 2000. Dès lors, on peut avancer que les dépenses budgétaires n'ont pas influencé de manière significative l'activité économique sur toute la période allant de 1990 à 2016.

---

[59] En plus de la volatilité stochastique le TVP-VAR fournit une estimation sur les relations simultanées entre les variables du modèle (voir Nakajima 2011).

[60] Il s'agit de la matrice triangulaire inférieure A composée des coefficients $\hat{a}_{ij}$ et identifiée dans ce chapitre selon la décomposition de Cholesky. La matrice A assure le passage de la forme réduite du modèle TVP-VAR à la forme structurelle (choc structurel).

En outre, l'effet des dépenses budgétaires sur le taux d'inflation (inf) et le taux d'intérêt (R) s'affiche faible et non significatif. Ceci dit, que la politique budgétaire de relance n'influence pas à court terme les variables de politique monétaire notamment le niveau de prix (absence d'effet d'éviction à court terme)[61].

De plus, l'effet des dépenses budgétaires sur les recettes fiscales s'affiche positif, mais faible. Ceci-dit qu'une augmentation de la dépense budgétaire n'implique pas une collecte importante de la recette fiscale, ce résultat s'annonce contradictoire avec les propos de la théorie Keynésienne qui selon elle, l'augmentation de dépense permet grâce aux effets multiplicateurs de stimuler l'activité économique et donc drainer et collecter une recette fiscale importante. D'où l'importance de s'interroger sur la composition des dépenses budgétaires au Maroc, s'agit-il des dépenses qui bénéficient davantage à l'investissement public ou aux dépenses de fonctionnements et aux salaires de l'administration.

L'examen de la relation simultanée entre le PIB réel (Y) et les recettes fiscales (T) démontre que l'augmentation du PIB se traduit par une augmentation des recettes mais d'une manière statistiquement non significative. Cela peut s'expliquer par le fait que les secteurs créateurs de valeur ajoutée ne drainent pas les recettes fiscales importantes soit parce qu'ils sont exonérés ou échappent au contrôle fiscal, ou parce qu'à court terme il y a un décalage entre la base imposable (création de richesse), la déclaration de celle-ci, l'émission de l'impôt, et son recouvrement.

Pour la relation simultanée entre les recettes fiscales et l'inflation (T) semble variables dans le temps. Cette relation est en général négative du fait que l'augmentation de l'inflation diminue les recettes fiscales en terme réel et vice versa.

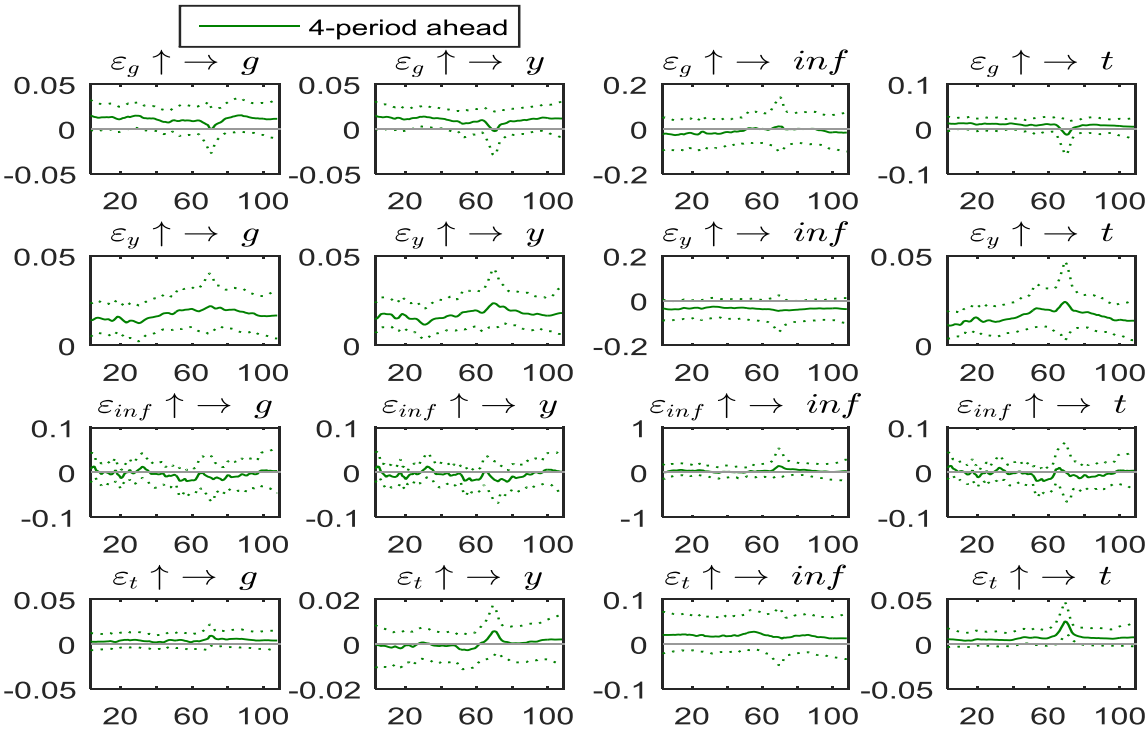
3.4.2 Effets variables d'un choc de dépenses budgétaires

Les fonctions de réponse impulsionnelles (IRFs) représentent un outil de base permettant de visualiser la dynamique macroéconomique entre les variables du modèle. Elles sont calculées par le modèle TVP-VAR à tous les instants de la période étudiée. Ces fonctions permettent d'apprécier l'effet des chocs de dépenses et de recettes sur les variables endogènes du modèle, en l'occurrence sur le réel (Y), l'inflation (inf).

[61] K. Lahlou (2015) montre que la politique budgétaire et la politique monétaire au Maroc agissent en coordination pour assurer la stabilité du cadre macroéconomique (inflation faible et croissance moins volatile).

La figure 12 présente la réaction des variables du modèle au choc de dépenses budgétaires de la deuxième année (8T). En général, l'augmentation des dépenses budgétaires **G** (choc d'un écart type) affecte positivement la production réelle sur toute la période, mais cet effet reste soit faible (augmentation de moins de +0.015 point) soit non significatif. Ceci dit, qu'un choc de dépense budgétaire au Maroc n'impacte pas de manière importante la production réelle surtout dans le court terme. Ce résultat est similaire pour les chocs de dépenses de T=4 et T=12 (voir annexe B.9).

Figure 12 : Réponses temporelle des variables suite à leur choc



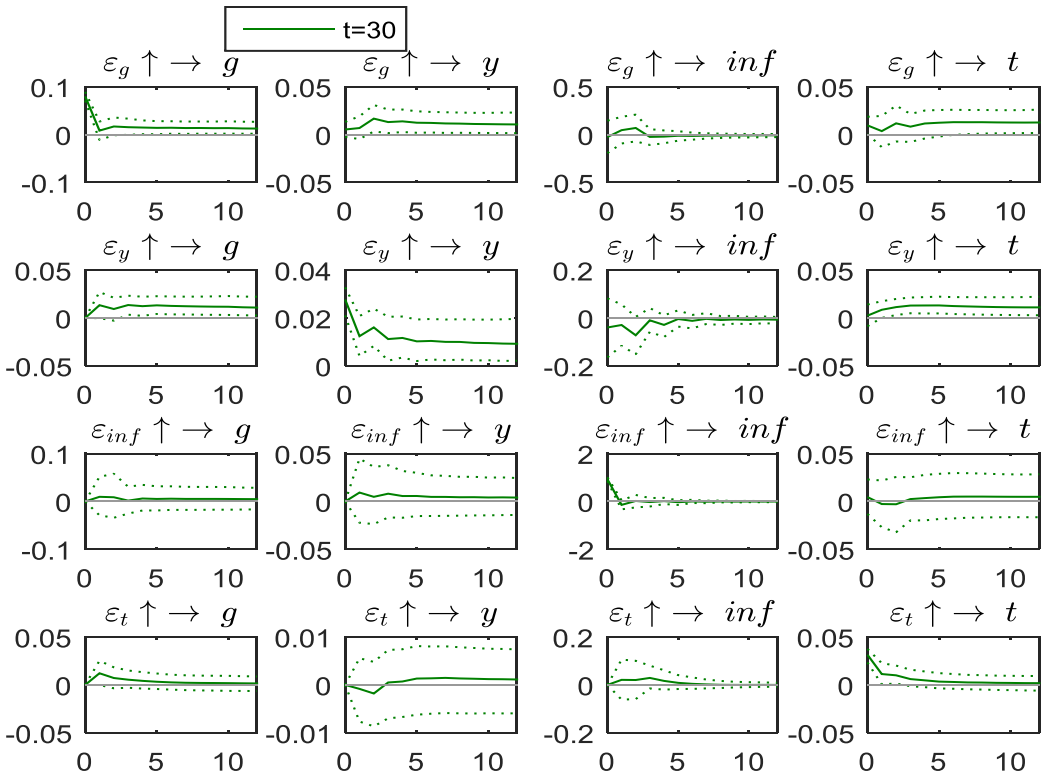
Sorties du logiciel Matlab (TVP-VAR)

En plus, cet effet faible est quasi stable sur toute la période 1990-2016. Ainsi, la figure 13 affiche les fonctions de réponse impulsionnelles de la production réelle au choc de dépenses à la date T=30. La comparaison de ces réactions aux différentes dates du choc révèle qu'en général l'effet de la politique budgétaire n'a pas changé dans le temps malgré les ruptures structurelles soulevées ci-dessus[62]. Ce résultat est similaire à choc à la date T=60 et T=90 (voir annexe B.10)[63].

Figure 13 : Réponses des variables à leur choc à la date=30

[62] Le TVP-VAR permet de simuler l'effet d'un choc budgétaire pour l'ensemble des dates (trimestres) de la période d'étude, et généralement cet effet est quasi similaire quel que soit la date du choc. A signaler que l'effet d'un choc de dépenses budgétaires sur la production réelle devient statistiquement non significatif selon les bandes de confiance depuis les années 2002 (à partir du 50ème trimestres) mais reste positif.

[63] Un choc à la date T=30 trimestres correspond au deuxième trimestre de l'année 1997 ;/ Un choc à la date T=60 trimestres et T=90 correspond à l'année 2005 ; / Un choc à la date T=90 correspond à un choc du deuxième trimestre de l'année 2012.



Sorties du logiciel Matlab (TVP-VAR)

Par ailleurs, la politique budgétaire à travers les dépenses au Maroc n'affecte pas de manière significative l'activité économique, et donc le multiplicateur budgétaire de dépense bien qu'il soit positif, il est inférieur à 1 sur toute la période étudiée. Par conséquent, le pouvoir expansionniste de cette politique économique reste limité.

Ce résultat s'annonce conforme aux résultats trouvés par la littérature pour les pays en développement et émergents où la politique budgétaire affecte faiblement l'activité économique, et vient confirmer les résultats du chapitre précédents.

En bref, l'examen des fonctions de réponse impulsionnelles (IRFs) à choc de dépenses budgétaires révèle que :

- La réaction de la production réelle à choc de dépenses budgétaires bien qu'elle soit positive s'annonce faible ;
- Le multiplicateur budgétaire de dépense est faible et ne varie pas dans le temps en fonction de l'évolution de l'activité économique ;

- Malgré les changements structurels que l'économie a connus, le pouvoir de relance de la politique budgétaire via l'augmentation des dépenses est limité (multiplicateur budgétaire inférieur à 1).

En outre, l'effet des dépenses budgétaires sur les variables de politique monétaire à savoir le taux d'inflation (inf) s'affiche faible et non significatif. De ce fait, une politique budgétaire de relance n'influence pas à court terme les variables de politique monétaire.

Dès lors, tenant compte l'effet réduit de la politique budgétaire sur la croissance économique, l'autorité budgétaire au Maroc devrait s'efforcer à améliorer la qualité de la structure des dépenses, afin de permettre à cette politique économique de jouer son rôle stabilisateur[64].

3.4.3 Effets variables d'un choc de recettes fiscales

La figure 12 ci-dessus affiche aussi les fonctions de réactions impulsionnelles des variables du modèle à un choc de recettes fiscales (T). Tout au long de la période 1990-2005, les recettes fiscales ont impacté négativement la production réelle, toutefois cet effet est faible et statiquement non significatif. Après l'année 2005 (T=60), l'effet des recettes fiscales sur la production s'annule.

En plus, l'examen des IRFs de la figure 13 ci-dessus révèle que l'effet d'un choc de recette fiscale à la date T=30, T=60, et T=90 sur l'activité économique réelle est négatif mais statistiquement insignifiant.

Dans ce cadre, l'effet négatif négligeable et non significatif des recettes fiscales sur l'activité économique, rejoint les conclusions du deuxième chapitre selon lesquelles les

[64] Le chapitre 5 de la thèse présente quelques recommandations pour la conduite d'une politique budgétaire efficace en matière de stabilisation des fluctuations de la conjoncture.

recettes fiscales n'affectent pas significativement la production réelle surtout avec les schémas d'identification de *Cholskey*. Ce résultat est aussi conforme aux résultats d'un ensemble de travaux empiriques utilisant la méthodologie VAR qui selon l'effet des recettes fiscales sur la production n'est pas prévisibles et varient en fonction de l'approche d'identification utilisée (*Caladra et al (2008))*[65]

Dans ce cadre, pour mieux apprécier l'effet de la fiscalité sur l'activité économique réelle, un ensemble de travaux empiriques remplacent la variable « recettes fiscales » par la variable « pression fiscale » qui rapporte le poids de la fiscalité aux PIB, ou par la variable « structure fiscale » qui distingue entre l'effet des impôts directs (grève plus la croissance) et les impôts indirects (impôts neutre en termes de croissance économique)[66]. Parmi les travaux faits dans ce sens, on cite le travail de E.C. Mamatzakis (qui spécifie un VARs à trois ,(2005 i) recettes fiscales/ PIB, ii) impôts directs /recettes fiscales, et iii) taux de : variables .croissance

Un choc de recettes fiscales affecte positivement l'inflation toutefois, cet effet n'est pas significatif car les bandes de l'IRFs incluent zéro. Cela peut s'expliquer entres autres, par le ciblage d'inflation effectué par BKAM limitant ainsi l'effet positif de la fiscalité indirecte (TVA) sur le niveau de prix.

En outre, la relation entre les recettes fiscales et les dépenses budgétaires s'affiche positive sur toute la période étudiée. Ainsi, les IRFs affichent qu'un de recettes fiscales (T) affecte positivement et significativement les dépenses budgétaires (G). Par conséquent, au Maroc l'augmentation des recettes fiscales cause l'augmentation des dépenses budgétaires[67]

---

[65] D.Caldara et C. Kamps (2008). « What are the effects of fiscal policy shocks ? a var-based comparative analysis ». Working paper series. European central bank.

[66] Dans ce cadre, l'estimation d'un VARs en introduisant le fiscalité par le ratio pression fiscale ou structure fiscale peut mieux éclairer les effets négatifs des impôts sur l'activité économique. Des études empiriques à donnés de panel modélisent la fiscalité souvent par le ratio (recettes fiscales/PIB) ou structure des recettes/PIB

[67] Dans un travail traitant la relation entre dépense et recette au Maroc, M. Bouzahzah et M.O.Karim (2006) trouvent que ce sont les recettes qui causent les dépenses (relation unidirectionnelle)

Conclusion du chapitre 3

La littérature empirique traitant les effets macroéconomique de la politique budgétaire, nous enseigne que ces effets peuvent varier dans le temps en fonction de l'environnement économique où l'action budgétaire discrétionnaire a été menée et sous l'influence d'un certain nombre de facteurs et circonstances économiques (récession, expansion, dette élevée…).

En d'autres termes, la politique budgétaire peut avoir des effets non linaires ou asymétriques sur l'activité économique.

Dans ce cadre, ce chapitre s'est proposé d'étudier les effets de la politique budgétaire discrétionnaire au Maroc sur la période allant de 1990(T1) à 2016(T4), dans un cadre non linéaire, en tenant compte des changements structurels que l'économe nationale a connu depuis les années 1990. Ainsi, un ensemble de tests de racine unitaire avec ruptures structurelles ont été effectués pour détecter les dates où les variables de l'étude ont connu des changements structurels.

Par ailleurs, un modèle TVP-VAR a été spécifié et estimé à l'aide de l'approche Bayésienne MCMC (chaine de Markov Monte Carlo) pour évaluer les éventuels effets de la politique budgétaire au Maroc. En effet, Ce modèle permet avec plus rigueur scientifique que le VARs linéaire de simuler l'effet variable d'un choc budgétaire en fonction de l'évolution et des changements de l'activité économique, et donc mieux apprécier le pouvoir de relance de la politique budgétaire discrétionnaire au Maroc.

Les résultats dégagés laissent conclure qu'en général l'économie marocaine sur la période allant de 1990 à 2016 a connu des changements structurels surtout depuis le début des années 2000. En effet, les tests de racine unitaire avec ruptures structurelles indiquent la présence de plusieurs dates de ruptures structurelle dans les variables du modèle.

En outre, les estimations indiquent qu'un choc de dépenses budgétaires affecte faiblement l'activité économique réelle. De plus, cet effet n'a pas fluctué sur toute la période étudiée ; il s'agit d'un effet stable. Concernant l'effet de la fiscalité, les résultats indiquent qu'un choc de recettes fiscales ne semble pas avoir un effet signifiant sur l'activité économique réelle.

Ceci dit, le pouvoir de relance de la politique budgétaire discrétionnaire au Maroc est limité avec des multiplicateurs budgétaires inférieurs à 1. De plus, les effets des chocs budgétaires n'ont pas changé dans le temps malgré les changements structurels de l'économie marocaine. Plus précisément, la conduite de la politique budgétaire n'a pas changé en fonction de l'évolution économique et ses effets sont restés invariants.

Chapitre 4 : Effets non linéaires de la politique budgétaire et état du cycle économique au Maroc

La littérature empirique récente traitant les effets non linéaires de la politique budgétaire, nous enseigne que l'un des facteurs susceptibles d'expliquer ces effets non linéaires est l'état du cycle ou de la conjoncture économique dont le quel la mesure budgétaire est prise. Ceci dit, que les effets de la politique budgétaire peuvent varier dans le temps en fonction de l'évolution de l'activité économique.

En effet, plusieurs travaux empiriques récents (après la crise de 2008) que la politique budgétaire discrétionnaire stimule plus l'activité économique en période de ralentissement du cycle (bas du cycle ou récession) qu'en période d'expansion (haut du cycle). En d'autres

termes, les multiplicateurs budgétaires sont plus importants dans les mauvaises périodes économiques que dans les bonnes périodes économiques.

Ces travaux s'appuient essentiellement sur les dernières avancés de la modélisation non linéaire, notamment les modèles VAR non linéaires tels que, les VAR à effet de seuil (T-VAR), les VAR à transition lisse (ST-VAR), et les modèles VAR markovien à changement de régime (MS-VAR).

Dans ce cadre, ce chapitre se propose d'étudier pour le cas du Maroc si les effets de la politique budgétaire varient en fonction de l'état du cycle économique (conjoncturel), et ce à l'aide d'un modèle VAR markovien à changement de régime (MS-VAR)[68]. L'objectif étant de déterminer si les effets de cette politique économique varient en fonction des changements de l'activité économique, ou s'agit-il des mêmes effets quel que soit la situation (état) de la conjoncture.

En d'autres termes, il s'agit de tester l'hypothèse de l'existence des effets asymétriques de la politique budgétaire, et donc apprécier son rôle de politique économique de stabilisation conjoncturelle dans un cadre cette fois-ci non linéaire.

Pour ce faire, nous estimons sur la période allant du 1er trimestre 1990 au 4ème trimestre 2016, un MS-VAR (VAR markovien à changement de régime) à trois variables à savoir : l'output gap comme indicateur de l'activité économique, l'inflation comme variable de politique monétaire, et le solde budgétaire structurel comme instruments de la politique budgétaire, et ce pour répondre aux questions suivantes :

- L'activité économique au Maroc a-t-elle connu un changement de régime de 1990 à 2016 ? ;
- Les effets de la politique budgétaire varient-ils en fonction de l'état de l'activité économique (cycle) ? ;
- Comment la politique budgétaire réagit aux fluctuations du cycle économique au Maroc ? S'agit-il d'une orientation pro-cyclique ou contra-cyclique ?

Par ailleurs, le présent chapitre sera organisé comme suit: i) le premier point dresse une revue de littérature empirique traitant les effets non linéaires de la politique budgétaire en fonction des changements de l'activité économique, ii) le second point présente les variables

[68] Uctum, R. (2007), souligne que la littérature n'a pas proposé une définition précise pour un changement de régime. Toutefois, sur le plan statistique celui-ci correspond à une modification des valeurs d'un modèle linéaire. En outre, un modèle à changement de régime décrit un l'ensemble d'états de monde distincts.

de l'étude et les tests usuels de racine unitaire, iii) le troisième point présente des tests de non linéarité faits sur l'ensemble des variables du modèle, iv) le quatrième point présente la méthodologie d'estimation du modèle VAR markovien à changement de régime (MS-VAR), v) le cinquième étudie la réaction de l'activité économique aux chocs budgétaires en fonction des changements de régime.

4.1 Revue de littérature empirique sélective

Cette section dresse une revue de littérature empirique traitant les effets non linéaires de la politique budgétaire sur l'activité économique. Ainsi, l'ensemble des travaux empiriques ci-après s'appuient sur les modèles VAR non linéaires tels que les TVAR (VAR à effet de seuil), les MS-VAR (VAR markovien à changement de régime) et les STVAR (VAR à transition lisse).

Dans ce cadre, *Hoppner et al [2001]* estiment un VAR markovien à changement de régime (MS-VAR) sur la période allant de 1973 à 1993, pour évaluer les effets non linéaires de la politique budgétaire sur la consommation privée en Allemagne. Ce modèle est devenu selon les auteurs un outil populaire dans les travaux de recherche portant sur les cycles économiques (business-cycle research), car il permet d'analyser les changements entre les régimes surtout ceux qui présentent une sorte de persistance.

Leurs résultats indiquent qu'il existe deux régimes différents, l'un peut être interprété de keynésien et l'autre correspond aux prédictions néoclassiques. Ce dernier régime a émergé pendant les périodes 1972-74, 1979-82, 1992-93 et révèle que la politique budgétaire en Allemagne exerce des effets non Keynésiens sur la consommation privée. Toutefois, Hoppner et al [2001] soulignent que ces dates ne correspondent pas aux périodes de « contraction

budgétaire expantionniste » que la littérature empirique à soulever pour l'économie Allemande.

En outre, *Herbert [2014]* estime un vectoriel-autorégressif à transition lisse (ST-VAR) à trois variables, pour évaluer les multiplicateurs budgétaires variables dans le temps (time-variant fiscal multipliers) pour l'économie de la France, l'Allemagne, l'Italie et les États-Unis. Leurs résultats laissent conclure que pour les économies de la France, des États-Unis, et de l'Allemagne, le multiplicateur budgétaire de dépense est significativement plus élevé dans les périodes de récession.

En d'autres termes, Herbert [2014] soutient la preuve empirique et théorique selon laquelle les multiplicateurs budgétaires sont plus importants en récession qu'en période d'expansion, et souligne que les estimations issues de la modélisation VAR linéaire masquent les différences substantielles qui peuvent exister entre les régimes économiques. Cette asymétrie est plus prononcée lorsqu'il introduit la politique monétaire.

Dans un autre travail portant sur l'évaluation des effets non linéaires de la politique budgétaire en fonction de la phase du cycle économique, *Baranowski et al [2015]* s'appuient sur un modèle MS-VAR (VAR à changement de régime) pour analyser l'efficacité de la politique budgétaire à relancer l'activité économique de quatre pays de l'Europe orientale en l'occurrence, la République tchèque, la Hongrie, la Pologne et la Slovaquie.

Les résultats de leur étude révèlent que les multiplicateurs budgétaires pour ces pays diffèrent selon la phase du cycle économique, et que le multiplicateur de dépense pour les quatre économies étudiées, est significativement plus élevé en période de récession (dont l'écart de production est négatif). En revanche, le multiplicateur de recette est plus élevé pendant les périodes d'expansions (dont l'écart de production est positif). Dans ce cadre, les auteurs soulignent que ces résultats sont cohérents avec les analyses réalisées à l'aide des modèles DSGE (Dynamic Stochastic General Equilibrum).

Par ailleurs, les auteurs soulignent que leurs résultats fournissent une justification supplémentaire en faveur d'une politique budgétaire contra-cyclique[69], et montrent que les plans d'austérité en période de ralentissement économique peuvent entraîner une baisse durable du produit intérieur brut.

[69] Une politique budgétaire contra-cyclique vise à augmenter les dépenses budgétaires pendant les mauvaises périodes économiques (phase de récession) et à les diminuer pendant les bonnes périodes (phase d'expansion).

Baum et al [2011] à l'aide d'un TVAR (VAR à effet de seuil) de trois variables évalue les effets de la politique budgétaire sur l'activité économique pour l'économie Allemande sur la période 1976 à 2009. Leur recherche vise à répondre à la question suivante : *Est-ce que l'état du cycle économique a une incidence sur les effets d'un choc de politique budgétaire sur le PIB ?*

En d'autres termes, leur travail consiste à fournir une évaluation des effets de la politique budgétaire selon que l'économie est en période de récession ou en période d'expansion. Et par conséquent, tester l'hypothèse des effets asymétriques de la politique budgétaire pour l'économie Allemande.

Leurs résultats laissent conclure ce qui suit :

- Dans le cadre du VAR linéaire, le multiplicateur de dépense de court terme s'élève à 0,70 ; tandis que le multiplicateur de recette est de -0,66 ;
- Dans le cadre du VAR non linéaire (TVAR), les multiplicateurs de dépenses sont beaucoup plus importants en période de récession (écart de production négatif), et limités en période d'expansion (écart production positif).

Par conséquent, Baum et al [2011] suggèrent qu'une politique budgétaire visant à renforcer la collecte des recettes fiscales ne doit être menée que dans les périodes d'expansion (output gap positif), tandis que, les mesures discrétionnaires de dépenses destinées à stimuler l'économie doivent être menées en période de ralentissement économique (écart de production négatif).

Dans un travail similaire, *Chibi et al [2014]*, évaluent les effets de la politique budgétaire sur l'activité économique en Algérie en fonction de l'état du cycle économique. Leur recherche vise à fournir des preuves empiriques sur l'asymétrie des effets de la politique budgétaire.

Les auteurs montrent que sur la période allant de 1970 à 2011, deux régimes émergent[70], et qu'un choc de politique budgétaire a un impact plus important en période de ralentissement économique (1er régime) qu'en période d'expansion (2ème régime), confirmant ainsi l'hypothèse de l'existence d'effets asymétriques de la politique budgétaire en Algérie.

[70] Les deux régimes trouvés par les auteurs correspondent respectivement aux périodes d'expansion et aux périodes de ralentissement économiques.

En outre, dans les périodes de récession, l'impact d'une augmentation des dépenses publiques est plus fort que l'impact d'une baisse des recettes publiques. Par conséquent, une politique budgétaire de déficit visant à augmenter les dépenses au lieu de réduire les impôts, semble plus efficace en matière de stabilisation de l'activité économique.

Dans ce cadre, Chibi et al [2014] soulignent que les décideurs publics en Algérie réagissent selon une vision anti-keynésienne (politique budgétaire pro-cyclique), en augmentant les dépenses publiques dans les périodes d'expansion, et inversement en période de ralentissement économique. D'où la faiblesse des actions budgétaire dans les pays émergents et en développement.

Dans un autre travail similaire, *Ricci-Risquete et al [2015]* estiment un modèle MS-VAR pour le cas de l'Espagne sur la période allant de 1986 à 2012, afin de déterminer la manière dont les effets de la politique budgétaire ont-ils varié dans le temps.

Leurs résultats indiquent l'existence de deux régimes ; dans le premier régime, l'augmentation du déficit ne réussit pas à stimuler l'activité économique, dans le deuxième régime une augmentation du déficit budgétaire primaire affecte négativement l'activité économique (effet non Keynésien). Ce dernier régime prévaut depuis la ratification du traité de Maastricht par l'Espagne en novembre en 1993.

Pour *Ricci-Risquete et al [2015]*, les mesures visant à accroitre le déficit budgétaire pour sortir des ralentissements économiques ou d'une crise économique comme celle des années 2000, 2005 et 2009, n'ont pas atteint leurs objectifs socio-économiques. Par conséquent, pour stimuler l'activité économique en Espagne l'action budgétaire doit porter sur l'augmentation des recettes, la réduction des dépenses et l'augmentation de la stabilité budgétaire.

En bref, l'examen des travaux cités ci-avant révèle que les multiplicateurs budgétaires sont plus élevés pendant les périodes de récession que dans les périodes d'expansion, surtout dans les pays développés et industrialisés.

Dès lors, il est légitime de s'interroger sur la validité de cette conclusion pour un pays en développement, tel que le Maroc. Dans ce cadre, le reste de ce chapitre a pour objectif à confirmer ou à infirmer l'existence des effets asymétriques de la politique budgétaire dépendamment des différents régimes économiques.

4.2 Variables et tests de racine unitaire

Cette section sera consacrée, à la définition des variables utilisées dans l'estimation du MSVAR pour l'économie du Maroc, à analyser leurs évolutions tout au long de la période étudiée, et à tester leur stationnarité à l'aide des tests usuels de racine unitaire.

4.2.1 Définition des variables

En s'inspirant des travaux empiriques présentés dans ce chapitre, surtout ceux qui ont utilisé le MSVAR, nous spécifions un modèle à trois variables à savoir :

- L'écart de production ou l'output gap (gap) comme indicateur de l'activité économique,
- Le solde budgétaire structurel (sbs) comme variable de la politique budgétaire ;
- Le taux d'inflation (inf) comme variable de la politique monétaire.

La spécification d'un MS-VAR à trois variables au lieu de cinq, est motivée par des raisons de parcimonie. En effet, le nombre de coefficients à estimer pour un MS-VAR à cinq variables est très important ce qui est susceptible d'affecter la fiabilité des estimations surtout avec un nombre limité d'observations[71].

A signaler que, les données qui ont servies à la construction de trois variables précitées sont collectées des bases de données de Bank Al Maghreb, du Haut commissariat au plan (HCP) et du ministère de l'économie et des finances (MEF).

4.2.1.1 L'Ecart de production

L'écart de production (output gap en anglais) est une grandeur macroéconomique mesurée par la différence entre la production effective et la production potentielle, celle-ci correspond au niveau maximal que la production peut atteindre lorsque l'économie fonctionne avec toutes ses capacités (absence de chômage). Lorsque, l'écart de production est négatif

[71] Baum et al [2011] estiment un TVAR (VAR à effet de seuil) de trois variables. De plus, Chibi et al [2014] estiment un MSVAR aussi de trois variables.

l'économie fonctionne au-dessous de son potentiel (Ralentissement économique). Lorsqu'il est positif l'économie fonctionne au-dessus de son potentiel (Expansion économique).

Plusieurs méthodes sont utilisées pour estimer l'écart de production : i) les méthodes structurelles qui se réfèrent à la théorie économique, et ii) les méthodes statistiques d'extraction de la tendance et du cycle. Les premières méthodes fournissent une estimation de la croissance potentielle, alors que les secondes évaluent la croissance tendancielle[72].

Dans ce cadre, le filtre Hodrick-Prescott (HP) est la méthode statistique la plus utilisée pour estimer l'écart de production[73]. Elle consiste à décomposer une série statistique x_t (par exemple le produit intérieur brut) en une tendance et un cycle, tel que $x_t = c_t + t_t$.

Ainsi, en appliquant ce filtre au logarithme du PIB réel, on estime l'écart de production l'économie du Maroc sur la période allant de 1990 à 2016. Ainsi l'écart de production est égal à la différence entre le logarithme du PIB réel (production réelle ou effective) et le logarithme du PIB potentiel (production potentielle).

Dans ce cadre, le calcul de l'écart de production à introduire dans notre modèle MS-VAR est fait sur la base de la formule suivante :

$$GAP_t = \ln(Y_t) - \ln(Y_t^*) = y_t - y_t^*$$

La littérature empirique prévoit une autre formule qui donne un résultat similaire à savoir que ; $GAP_t = ((Y_t - Y_t^*)/Y_t^*)$ dans ce cadre l'écart être le PIB effectif et le PIB potentiel est exprimé en pourcentage du PIB potentiel.

Figure 14 : Ecart de production (filtre HP)

[72] O. Chagny et M. Lemoine. « Ecart de production dans la zone euro une estimation par le filtre de Hodrick-Prescott multivarie ». Revue de l'OFCE (2003).

[73] Le Filtre HP consiste à minimiser le programme mathématique suivant : Min $\sum[(y_t - y_t^p)^2 + \lambda((y_t^p - y_{t-1}^p) - (y_{t-1}^p - y_{t-2}^p))^2]$. Avec λ paramètre de lissage. Pour les données trimestrielles $\lambda = 1600$ permet une meilleure estimation de la tendance.

Source : calcul de l'auteur

L'examen du graphique ci-dessus et les statistiques descriptives de l'écart de production, révèle que cette variable a enregistré une évolution remarquable. Ainsi, sur la période 1990-1998 l'activité économique est relativement plus volatile en comparaison avec la période 1998-2016. En effet, sur la période 1990-1998 l'écart de production fluctue d'un écart type égal à 4.72, alors que sur la période 1998-2016 l'écart type est de 1.61.

Cette évolution irrégulière de l'écart de production sur la période 1990-20016, présente une opportunité pour mener une analyse importante dans un cadre empirique non linéaire.

4.2.1.2 Le solde budgétaire structurel

Le solde budgétaire est un indicateur d'orientation de la politique budgétaire. Il est suivi par un la plupart des institutions économiques et financières tels que le FMI, l'OCDE, et la commission européenne, afin de suivre la situation financière publique des leurs Etats membres. Toutefois, l'analyse de l'évolution du solde budgétaire seulement peut conduire à une lecture erronée de la politique budgétaire[74].

En effet, le solde budgétaire structurel résulte d'une part de la décision discrétionnaire du gouvernement et d'autre part de la conjoncture économique. Ainsi, en cas de ralentissement économique les recettes fiscales sont faibles et par conséquent, le solde se

[74] Bouthevillain. C et Garcia. S « Limites des méthodes d'évaluation et pertinence du concept de déficit public structurel ». Revue française d'économie (2000).

dégrade, en revanche, en période de reprise de l'économie le solde s'améliore automatiquement. Par conséquent, pour assurer un bon suivi de la finance publique de l'Etat, il est nécessaire de ne pas se baser seulement sur le déficit effectif mais de le corriger pour estimer le déficit structurel corrigé selon la position du cycle.

En d'autres termes, il s'agit d'isoler la partie conjoncturelle du solde budgétaire résultat de l'état du cycle (activité économique) et de ne garder que la partie résultante de la décision discrétionnaire de l'autorité budgétaire. Dans ce cas, le solde budgétaire structurel correspond au solde budgétaire qui était constaté si le PIB était à son niveau potentiel ou tendanciel, c'est-à-dire son évolution moyenne de long terme.

Le solde budgétaire structurel (SBS) peut être calculé par un ensemble de techniques prévues par la littérature. La majorité de ces techniques nécessitent un scénario de référence économique (une trajectoire potentielle) entre autres la méthode en deux étapes[75]. La première étape consiste à estimer l'écart de production, la seconde consiste à éliminer l'influence des fluctuations économiques sur les variations du solde budgétaire observé. Pour cette deuxième étape, il s'agit d'estimer les élasticités budgétaires (dépenses et recettes) par rapport à l'activité économique, soit à l'aide d'une régression simple soit en calculant les élasticités sur la période considérée.

Dans ce chapitre, après avoir désaisonnalisé les recettes ordinaires (RO) et les dépenses globales (DG), on calcule le solde primaire qui est donné par la différence entre les recettes ordinaires et les dépenses globales. Une relation négative entre le solde budgétaire et l'écart de production signifie une relation Keynésienne. Une relation positive s'inscrit dans une optique non Keynésienne. Une relation nulle ou statistiquement non significative signifie une relation non Keynésienne entre la politique budgétaire et l'activité économique.

Le calcul de la variable solde budgétaire structurel (SBS) pour le cas du Maroc est effectué comme suit :

Elasticité de recette **:** La régression de l'équation ci-dessus à l'aide de la MCO donne une élasticité $\alpha = 1.13$ [76]

[75] Les méthodes en deux étapes est largement utilisée par les institutions économique notamment le FMI, l'OCDE, la commission européenne.

[76] A. Tlidi (2013) trouve une élasticité recette de 1.33

$$log(Recette) = \alpha.\log(PIB) + \varepsilon \quad \text{avec} \quad \hat{\alpha} = \frac{\Delta\log(RECETTE\ )}{\Delta\log(PIB)}$$

Elasticité de la dépense : pour l'élasticité de la dépense par rapport au PIB nous supposons qu'elle est égale à zéro, car il est difficile d'estimer la réaction de la dépense à l'activité économique ($\beta = 0$).

Solde budgétaire structrel[77] : est égal à la différence entre les recettes structurelles et les dépenses structurelles

$$SBS = (Rec - \ \alpha.Rec.Ecart\ ) - (Dep - \beta.Dep.Ecart)$$

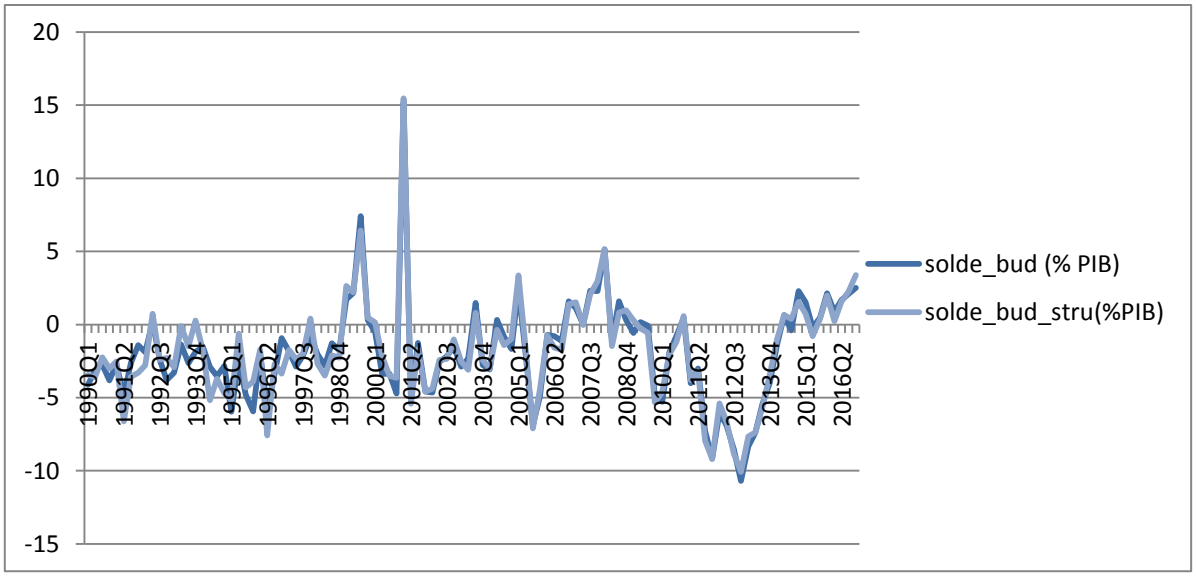
$$SBS = SB - \ 1.13 * Rec * Ecart$$

- Rec : Recettes ordinaires
- Dep : Dépenses globales
- Ecart : Ecart de production = $\ln(Y_t) - \ln(Y_t^*)$
- $\alpha = 1.13$ et $\beta = 0$: Elasticités budgétaires

Il est à saginler, que le solde budgétaire structurel intrduit dans le modèle MS-VAR est exprimé en pourcentage du ¨PIB. Le tableau suivant affiche l'évolution du SBS en pourcentage du PIB sur la période allant de 1990 à 2016.

Figure 15 : Solde budgétaire, solde budgétaire structurel

[77] Parmi les travaux évaluant le solde budgétaire structurel au Maroc on cite A.Tlidi (2013) et N. Akboul et al (2015)



Source : calcul de l'auteur

Le solde budgétaire structurel au Maroc sur la période allant de 1990 à 2016 a affiché une évolution remarquable. En effet les solde budgétaire est souvent négatif sauf pour quelques années en l'occurrence les années 1999, 2001 (T1), 2006 (T4), 2007, et 2008.

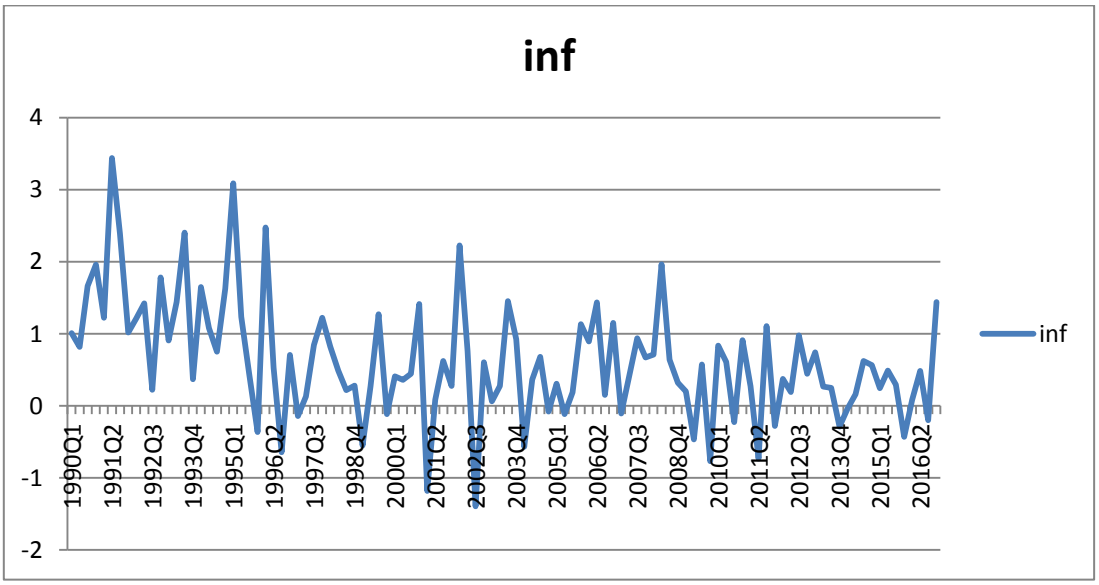
Sur la période allant de 1990 à 1998 le solde budgétaire a enregistré une évolution négative moyenne mois prononcée que dans la période allant de 1998 à 2016. Cela s'explique surtout par l'augmentation des dépenses globales par rapport aux recettes surtout depuis l'année 2011. Le solde structurel s'est aggravé depuis pour atteindre des niveaux historiques surtout en 2012.

4.2.1.3 Le taux d'inflation

Le taux d'inflation est introduit pour tenir compte de la critique de Lucas et pour introduire une variable de la politique monétaire. Le taux d'inflation est calculé à partir de l'IPC.

La figure ci-dessous indique que l'inflation a enregistré depuis l'année 2005 une évolution stable en comparaison avec la période 1990-2005. En effet, l'an 2005 correspond à la date de l'indépendance de la BKAM du gouvernement et depuis l'inflation est maitrisée.

Figure 16 : Le taux d'inflation



Source : calcul de l'auteur

4.2.2 Tests usuels de racine unitaire

Une étape préalable à toutes les estimations en série chronologique est l'étude de la stationnarité des séries statistiques. Ainsi, avant de procéder à l'estimation du modèle MS-VAR (le modèle VAR à changement markovien), il est nécessaire de tester l'existence des racines unitaires via les tests usuels de racine unitaire en l'occurrence : le test ADF, KPSS et PP (voir annexe C.2).

En fait, une série statistique peut être générée par un processus stationnaire ou par un processus non stationnaire. Pour ce dernier cas, une transformation de la série doit être effectuée avant l'estimation. Dans ce cadre, la littérature prévoit deux classes de processus non stationnaire : le processus TS et le processus DS.

4.2.2.1 Le test ADF

Ce test est basé sur l'estimation par la méthode des moindres carrées ordinaires de trois modèles autorégressifs d'ordre 1 ; i) le modèle sans constante, ii) le modèle avec constante, iii) le modèle avec constante et tendance.

Le test DF et ADF consiste à tester l'hypothèse nulle (H_0) d'existence de racine unitaire (non stationnarité) contre l'hypothèse alternative H_1 de l'inexistence de racine unitaire (stationnarité). Le test ADF appliqué sur les variables de l'étude fait ressortir que les séries sont stationnaires en niveau (voir annexe C.2).

Tableau 16 : Résultats du test ADF

	Le modèle 1 (avec constante)	Le modèle 2 (avec constante et tendance)	Le modèle 3 (sans constante sans tendance)
L'output gap	I(0) en niveau ***	I(0) en niveau ***	I(0) en niveau ***
Le solde budgétaire structurel (SBS)	I(0)/ en niveau ***	I(0)/ en niveau ***	I(0)/ en niveau ***
L'inflation	I(0)/ en niveau ***	I(0)/ en niveau ***	I(0)/ en niveau ***

Significativité du test à 10%(*), 5%(**), 1%(***)

4.2.2.2 Le test KPSS

Le test KPSS (Kwiatkowski, Philips, Scmidt et Shin) 1992 consiste à tester l'hypothèse H_0 de stationnarité contre l'hypothèse alternative d'existence d'une racine unitaire. Il se base sur la statistique du multiplicateur de Lagrange.

Ce test appliqué sur les variables de notre modèle donne les résultats résumés dans le tableau ci-dessous. Quand la série est I(0) elle est stationnaire en niveau. Toutefois, quand la série est I(1) elle est stationnaire en différence première.

Les résultats du test KPSS laissent conclure que les variables écart de production (GAP) et solde budgétaire structurel (SBS) sont stationnaire en niveau et donc I(0). Tandis que le taux d'inflation est I(1)[78] (voir annexe A).

Tableau 17 : Résultats du Test KPSS

	Modèle avec constante	Modèle avec constante et tendance
L'output gap	I(0) en niveau ***	I(0) en niveau ***
Le solde budgétaire structurel (SBS)	I(0)/ en niveau ***	I(0)/ en niveau ***

Significativité du test à 10%(*), 5%(**), 1%(***)

4.2.2.3 Test de Philips et Perron

Le test de Philips et Perron (1988) consiste aussi à tester l'hypothèse H_0 de stationnarité contre l'hypothèse alternative H_1 présence de racine unitaire. Ce test indique que les trois variables sont stationnaires en niveau.

Tableau 18: Résultat du test de PP

	Le modèle 1 (avec constante)	Le modèle 2 (avec constante et tendance)	Le modèle 3 (sans constante sans tendance)
L'output gap	I(0) en niveau ***	I(0) en niveau ***	I(0) en niveau ***
Le solde budgétaire structurel (SBS)	I(0)/ en niveau ***	I(0)/ en niveau ***	I(0)/ en niveau ***
L'inflation	I(0)/ en niveau ***	I(0)/ en niveau ***	I(0)/ en niveau ***

Significativité du test à 10%(*), 5%(**), 1%(***)

[78] A signaler que le test KPSS produit un résultat différent aux autres tests de racine unitaires (PP et ADF) qui concluent que le taux d'inflation est stationnaire en niveau I(0).

Les tests usuels de racine unitaire mentionnés ci-dessus en l'occurrence le test ADF, KPSS, et PP sont critiquables par la littérature empirique. En effet, ces tests ne sont valables que dans le cadre linéaire, toutefois, les variables économiques et financières peuvent afficher un comportement non régulier.

Les variables économiques peuvent connaitre des changements structurels (suite à une crise ou un progrès technologique), d'où la nécessité de mener des tests de racine unitaire avec ruptures qui peuvent capter ces changements structurels, comme c'est le cas du 3ème chapitre.

Dans ce cadre, la section suivante présente un ensemble de tests non linéaires appliqués sur la variable output gap, inflation, et solde budgétaire structurel. L'objectif étant d'examiner l'existence ou non d'un comportement linéaire ou non des variables précitées (GAP, INF, SBS).

4.3 Tests de non linéarité des variables

La plupart des relations économiques et financières présentent des comportements non linéaires et des asymétries. Dans ce cadre, l'économétrie des modèles non linéaires a reçu un intérêt évolutif à la fois sur le plan théorique et empirique.

Récemment, les tests de non linéarité constituent un sujet très actif. Dans la littérature, on distingue les tests de linéarité sans alternative (le test BDS, Mc-leod et li…) et les tests de linéarité avec alternative (test LM…).

4.3.1 Le test BDS

Le test BDS (de William Brock, Davis Dechert et Jose Scheinkman) a été développé en 1987 et revisité en 1996. C'est un test portemanteau qui permet de détecter si le résidu d'un modèle est un bruit blanc (indépendant et identiquement distribué).

Il consiste à tester l'hypothèse nulle (H_0) selon laquelle la série ou le résidu du modèle estimé est un bruit (comportement linéaire), contre l'hypothèse alternative (H_1) que le bruit n'est pas blanc (comportement non linéaire).

Ainsi, le test BDS peut être applicable soit pour une série donnée y, soit sur les résidus d'un modèle linéaire estimé de type ARMA, soit sur les résidus d'un modèle autorégressif. Pour effectuer ce test, il est nécessaire de suivre les étapes suivantes :

a- Vérifier la stationnarité de la série étudiée y. Car l'application du test BDS pour tester la non linéarité pour une série non stationnaire peut fausser les résultats. Soit :

$$y_i = [y_1, y_2, y_3, \dots\dots y_4]$$

b- Pour une dimension de prolongement m, la série chronologique est intégrée en des vecteurs de dimension m. il s'agit de transformer la série des scalaires en une série de vecteur.

$$y_1^m = (y_1, y_2, \dots, y_m)$$
$$y_2^m = (y_2, y_3, \dots, y_{m+1})$$
$$\dots.$$
$$y_{N-m}^m = (y_{N-m}, y_{N-m+1}, \dots, y_N)$$

c- Calcul de l'intégrale de corrélation qui mesure la corrélation spatiale entre les points en additionnant le nombre de paires de points (i,j) dont la distance est inférieure ou égale au rayon ϵ.

$$C_{\varepsilon,m} = \frac{1}{N_m(N-1)} \sum_{i \neq j} I_{i,j,\varepsilon}$$

Où $I_{i,j,\varepsilon} = 1$ si $|y_i^m - y_j^m| \leq \varepsilon$

d- La statistique BDS est calculée comme suit :

$$BDS_{\varepsilon,m} = \frac{\sqrt{N}(C_{\varepsilon,m} - (C_{\varepsilon,m})^m)}{\sqrt{V_{\varepsilon,m}}}$$

Le test BDS est un test bilatéral, nous devrions rejeter l'hypothèse H_O si la statistique du test BDS est supérieure à +1.96 ou inférieure à -1.96 (pour un α= 0,05).

L'application de ce test, sur les trois variables de ce chapitre, indiquent l'existence des dépendances non linéaires. Pour l'écart de production, l'hypothèse H_0 est rejetée à un seuil de signification de 1% (sauf pour la dimension 1 elle est rejetée à 10%). Pour le solde budgétaire structurel, l'hypothèse H_0 est rejetée à seuil de signification de 1% pour toutes les dimensions. Pour l'inflation, l'hypothèse H_0 n'est rejetée que pour les dimensions supérieures à 4.

En ce qui concerne le taux d'inflation, l'hypothèse de non linéarité ne peut être rejetée qu'à partir des dimensions 5 et 6.

Le tableau ci-après résume les résultats du test BDS pour les trois variables : écart de production, inflation et solde budgétaire structurel.

Tableau 19 : Résultats du test BDS[79]

	Résultats du tests BDS
Ecart de production	Non linéaire (dim=2) * (dim =3,4,5,6)***
Solde budgétaire structurel	Non linéaire ***
Inflation	Linéaire (dim=1,2,3,4) *** non linéaire (dim=5,6)***

Significativité du test à 1%(*), 5%(**), 10%(***)

4.3.2 Le test du multiplicateur de Lagrange

Le test du multiplicateur de Lagrange (LM) est l'un des tests de linéarité avec alternative. Il constitue un test alternatif aux Q-statistique pour tester la corrélation sérielle. La littérature prévoit plusieurs types de ce test entre autres que la distribution ARCH.

Ce test LM teste l'hypothèse H_0 selon laquelle les résidus du modèle sont iid (linéarité), et donc absence de corrélation sérielle, contre l'hypothèse alternative que les résidus présentent une corrélation sérielle (non linéarité). Le test LM s'effectue comme suit :

(H0) $X_t = \mu + \sum_{i=1}^{p} \phi_i X_{t-i} + \varepsilon_t$ **Contre** **(H1)** $X_t = \mu + \sum_{i=1}^{p} \phi_i X_{t-i} + \sqrt{\alpha_0 + \sum_{j=1}^{p} \alpha_j \varepsilon_{t-j}^2}$

On calcule les résidus $\hat{\varepsilon}_t$ après l'estimation du modèle sous l'hypothèse H_0 à l'aide de la méthode des moindres carrées ordinaires (MCO).

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{q} \alpha_j \hat{\varepsilon}_{t-j}^2 + \eta_t \qquad \text{avec} \qquad R^2 = 1 - \frac{\sum \eta_t^2}{\sum(\hat{\varepsilon}_t - \bar{\varepsilon})}$$

La statistique du multiplicateur de Lagrange est égale à $LM = NR^2$

[79] Pour plus de détail sur le test BDS il faut se référer à l'annexe C.3

L'application de ce test à nos variables, rejette l'hypothèse H_0 de l'absence de corrélation sérielle (linéarité) à un ordre de 4, pour l'écart de production. Pour le solde budgétaire structurel et l'inflation, ce test ne permet pas de rejeter H_0. Ceci dit, que l'évolution de ces deux dernières variables est stable (linéaire).

En effet, cette stabilité peut s'expliquer pour l'inflation et le solde budgétaire structurel par l'objectif de stabilité macroéconomique poursuivit par les autorités marocaines depuis la sortie du PAS. Tandis, pour l'activité économique, elle semble connaitre une évolution influencée par les changements structurels et par les chocs internes et externes.

Tableau 20 : Résultat du Test LM (multiplicateur de Lagrange)

Variables	**Résultat du test LM**[80]
Ecart de production	Non linéaire *** AR(2)
Solde budgétaire structurel	linéaire AR(2)
Inflation	Linéaire

Significativité du test à 10%(*), 5%(**), 1%(***)

En bref, un résultat très important qui se dégage des deux tests de non linéarité dégagés ci-dessus est que l'activité économique mesurée par l'écart de production a connu durant la période allant de 1990 à 2016 une évolution non linéaire. Celle-ci peut s'expliquer par les changements de régime que l'activité économique a connu depuis la sortie du PAS.

A ce stade, il est légitime de s'interroger sur les changements de régime de l'activité économique au Maroc, et de s'interroger sur les effets de la politique budgétaire à la lumière de cette évolution non linéaire.

Pour ce faire, un modèle VAR à changement de régime (MS-VAR) a été spécifié ci-après pour évaluer les effets non de la politique budgétaire sur l'activité économique en fonction de l'état de cycle.

[80] Pour le détail du test LM il faut se référer à l'annexe C.3

4.4 Estimation du VAR Markovien à changement de régime

Le modèle MS-VAR a été introduit par Hamilton en 1989. Il constitue un outil économétrique important pour capter les non linéarités et les asymétries dans les processus économiques. Ce modèle a été proposé comme une alternative aux modèles linéaires à paramètres constants prévus par la modélisation de Box et Jenkins (Krolzig et al 1999).

En effet, le MS-VAR est utilisé dans la littérature pour capter les ruptures structurelles qui peuvent impacter fortement l'évolution des variables économiques dans le temps à l'instar d'une action de la politique économique, une guerre ou une crise économique.

4.4.1 Présentation du modèle MS-VAR

L'idée sous-jacente du MS-VAR est que le processus générant une série chronologique Y_t dépend d'une variable état inobservable $\mathrm{S_t} \in (1, \ldots\ldots, \mathrm{M})$ qui représente la probabilité d'être dans un régime particulier.

Dans ce chapitre, le modèle MS-VAR spécifié peut être décrit par l'équation (1) suivante :

$$\mathrm{Y_t} = \begin{cases} \mathrm{v_1} + \beta_{11}\mathrm{Y_{t-1}} + \cdots + \beta_{p1}\mathrm{Y_{t-p}} + \mathrm{A_1 u_t} & \text{si} \quad \mathrm{S_t} = 1 \\ \mathrm{v_2} + \beta_{12}\mathrm{Y_{t-1}} + \cdots + \beta_{p2}\mathrm{Y_{t-p}} + \mathrm{A_2 u_t} & \text{si} \quad \mathrm{S_t} = 2 \end{cases} \tag{1}$$

Dans ce modèle, $\mathrm{Y_t} = (GAP, INF, SBS)$[81] qui représente le vecteur des variables endogènes est expliqué par la constante v_i (i=1,2), les termes autoregressifs β avec p retard, et les résidus $A_i u_t$ avec $u_t \sim N(0, I)$.

Ce modèle de trois variables (output gap, inflation et solde budgétaire structurel) *est qualifié par la littérature théorique du modèle nouveau Keynésien (*voir le chapitre 1 de cette thèse). Les trois variables précitées sont visualisées dans l'annexe C.1

Les paramètres du modèle peuvent changer entre le régime 1 ($S_t = 1$) et le régime 2 ($S_t = 1$), et la matrice variance-covariance des résidus $A_1 u_t$ dépend du régime (i=1,2) et s'écrit comme suit : $\Sigma_\mathrm{i} = \mathrm{E}(\mathrm{A_i u_t u_t' A_i'}) = \mathrm{A_i}\ \mathrm{E}(\mathrm{u_t u_t'})\mathrm{A_i'} = \mathrm{A_i I_k A_i'} = \mathrm{A_i A_i'}$.

[81] En se référant au travail de Ricci-Risquete [2016], la variable output gap est ordonnée en premier, l'inflation en second, et le solde budgétaire structurel en troisième rang. La relation théorique entre ces trois variables est décrite dans le premier chapitre de cette thèse.

Dans l'équation (1), le régime S_t est supposé suivre une chaine de Markov à deux états inobservables[82]. S_t est spécifié par les probabilités de transition $p_{ij} = (i, j = 1,2)$. La probabilité d'être dans un régime j dans la période future est conditionnelle au régime courant i et supposée exogène et constante.

$$p_{ij} = P(S_{t+1} = j / S_t = i)$$

Les probabilités dé transition sont définies par la matrice de transition P :

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix}$$

Avec $p_{11} + p_{12} = p_{21} + p_{22} = 1$

Pour le nombre de retard du modèle VAR de trois variables de ce chapitre, les critères de sélection (AIC et SC) ne permettent pas de statuer sur un seul retard optimal (voir annexe C.4). En outre, l'estimation d'un MS-VAR avec un nombre de retards élevé peut affecter la viabilité des estimations, car le nombre de paramètres à estimer devient très important.

Pour notre MS-VAR, l'estimation est faite avec un seul retard, surtout que l'estimation d'un VAR d'ordre 1 satisfait les conditions de stabilité (voir annexe C.5).

4.4.2 Estimation du modèle MS-VAR

Pour estimer le MS-VAR, la littérature empirique prévoit plusieurs méthodes en l'occurrence : i) le maximum vraisemblance (ML), ii) l'espérance-maximisation (EM), et iii) la Chaine de Markov Monte Carlo (MCMC).

Dans ce chapitre, l'estimation est faite dans un premier temps à l'aide de la méthode proposée par *Hamilton [1990]* à savoir l'algorithme Espérance-maximisation. Celle-ci est effectuée en deux étapes.

La première étape, celle de l'espérance consiste à inférer de manière optimale la chaine de Markov cachée $\xi = P(S_t = i)$ pour i=1,2 en choisissant des paramètres de départ. ξ est un vecteur de dimension 2 estimée comme suit :

[82] La généralisation du modèle MS-VAR pour m régime est possible. Toutefois, dans ce chapitre on se limite seulement deux régimes.

$$\hat{\xi}_{t/t} = P(S_t = i/Y_t) = \frac{\hat{\xi}_{t/t-1} \odot \eta_t}{1^T(\hat{\xi}_{t/t-1} \odot \eta_t)}$$

$$\hat{\xi}_{t/t+1} = P(S_{t+1} = i/Y_t) = P^T \hat{\xi}_{t/t}$$

Avec η_t est le vecteur des densités conditionnelles des deux régimes.

La deuxième étape, celle de la maximisation, consiste à re-estimer les paramètres du MS-VAR pour la ξ trouvée à l'étape 1. L'estimation de la vraisemblance du MS-VAR est équivalente à la méthode des moindres carrées ordinaires pondérées par ξ_t estimée.

L'estimation du modèle MS-VAR par la méthode Espérance-Maximisation est faite en tournant le code *Erhmann et al [2003]* sous le logiciel RATS. Toutefois, cette méthode ne permet pas de simuler les fonctions de réactions impulsionnelles (IRF), mais fournit seulement une estimation des coefficients du MSVAR et les probabilités de transition entre les différents régimes[83].

Pour ce faire, l'usage d'une deuxième d'estimation à savoir la Chaine de Markov Monte Carlo (MCMC) expliquée dans le troisième chapitre est très important, afin de simuler les fonctions de réactions impulsionnelles (IRF) du MS-VAR en fonction des différents régimes.

4.4.3 Identification du modèle MS-VAR

L'identification du modèle VAR est une étape indispensable, pour passer de la forme canonique à la forme structurelle qui fournit des estimations interprétables sur le plan économique.

Dans ce sens, la littérature empirique prévoit plusieurs méthodes d'identifications, qui consistent à imposer des restrictions d'ordre théorique sur les paramètres estimés du modèle VAR canonique. Parmi les travaux empiriques de base qui fournissent une variété de schémas d'identification, on peut citer le travail de Sims (1980), de Blanchard et Quah (1989), de Blanchard et King (1991), et de Blanchard et Perotti (2002).

[83] Le code Erhmann et al [2003] programmé sous le logiciel RATS fournit des estimations du MS-VAR selon trois méthode à savoir le maximum vraisemblance (ML), l'espérance-maximisation (EM), et iii) la Chaine de Markov Monte Carlo (MCMC). Seule cette dernière méthode permet de simuler les fonctions de réactions impulsionnelles pour le MS-VAR.

Ainsi, pour identifier le modèle MS-VAR ci-dessus, afin de déterminer la relation entre les distributions fondamentales et les variables de chaque régime, et donc simuler les fonctions de réactions impulsionnelles (IRF) on doit identifier les matrices A_1 et A_2 de l'équation (1).

Pour ce faire, ce chapitre se base sur l'approche récursive de Cholesky utilisée dans le deuxième et le troisième chapitre de cette thèse. Celle-ci a été proposée par Sims [1980], et souvent utilisée par la littérature empirique[84].

A rappeler que dans ce chapitre, le modèle MS-VAR est estimé et identifier en adaptant, le code proposé par *Erhmann et al. [2003]*[85] sur le logiciel RATS, aux trois variables présentées dans ce chapitre.

Dans ce cadre, *Erhmann et al. [2003]* soulignent que pour un MS-VAR, les fonctions de réactions impulsionnelles (IRF) correspondent à la réaction d'une variable endogène Y_t de l'équation (1) à un choc d'un écart-type de la K^{eme} perturbation au temps t pour un horizon h dans un régime i. En bref, les IRF du MSVAR se présentent comme suit :

$$\left(\frac{\partial E_t Y_{t+h}}{\partial u_{k,t}} \Big|_{s_t = \cdots = s_{t+h} = i}\right) = \theta_{ki,h}$$

En outre, les fonctions de réaction impulsionnelles sont estimées comme suit :

$$\hat{\theta}_{ki,0} = \hat{B}_\iota \varepsilon_0$$

$$\hat{\theta}_{ki,h} = \sum_{j=1}^{\min(h,p)} \hat{A}_{ji}^{h-j+1} \hat{B}_\iota \varepsilon_0$$

[84] Concernant la méthode de décomposition Cholesky l'ordre des variables est d'une importance majeure. Dans ce cadre, dans ce chapitre nous adoptons l'ordre suivi Ricci-Risquete [2016] où la variable output gap est classée en premier, suivie de l'inflation et du solde structurel. Cet ordre correspond aux modèles nouveaux Keynésiens qui introduisent les politiques économiques en dernier lieu.

[85] Pour plus de détail sur la méthodologie d'estimation et d'identification du modèle MS-VAR il faut se référer au travail référentiel d'Erhmann et al. [2003] intitule, « *Regime-dependent impulse response functions in a Markov switching vector autoregression model* ».

4.5 Résultats et interprétations

Dans cette section, nous analysons les résultats des estimations du modèle MS-VAR spécifié ci-dessus. L'analyse des probabilités lissées, des probabilités de transition entres les régimes, et des fonctions de réactions impulsionnelles du MS-VAR, permet d'évaluer les effets non linéaires de la politique budgétaire au Maroc en fonction des changements de régime.

4.5.1 Résultats des estimations

L'estimation du modèle MS-VAR spécifié à l'équation (1) ci-dessus fait ressortir que la modélisation non linéaire offre un cadre d'analyse plus approprié afin d'évaluer les effets non linéaires de la politique budgétaire sur l'activité économique.

En effet, les estimations indiquent qu'il existe deux régimes ou deux états économiques (le régime 1 et le régime 2), et confirment la présence des asymétries notables dans le cycle économique de l'économie Marocaine.

Le régime 1 apparait sur la période allant de 1999-2014 sauf l'année 2000, avec une probabilité $P_1 = 0.95$, et une probabilité de transition vers le 2ème régime $q_1 = 1 - P_1 = 0.05$; ceci dit que lorsque l'économie entre dans le régime 1, il est difficile d'en sortir une autre fois vers le régime 2.

Tableau 21: Probabilités de transition entre les régimes

	Régime 1	**Régime 2**
Régime 1	**0.95**	**0.05**
Régime 2	**0.07**	**0.93**

En outre, la durée de vie moyenne du 1er régime qui s'élève à 20[86] est relativement élevée en comparaison avec le régime 2 dont la durée de vie moyenne est de 14 trimestres (soit 3 ans et demi). En plus, La probabilité inconditionnelle[87] du régime 1 s'élève à 0.54. Par

[86] La durée moyenne du régime 1 $= \left(\frac{1}{1-P_1}\right) = \left(\frac{1}{1-0.95}\right) = 20$ soit cinq ans.

[87] Selon Hamilton [1989], la probabilité inconditionnelle du régime 1 est donnée par la formule suivante : $\frac{1-p_{11}}{2-p_{11}-q_{11}} = \frac{1-0.93}{2-0.95-0.93} = 0.58$

conséquent, le nombre d'observation classé dans ce régime est égal à 62 trimestres (soit 108*0.58=62).

Par ailleurs, l'examen des probabilités lissées estimées en calculant l'algorithme Espérance-Maximisation (Hamilton 1989) indique que le régime 1 a émergé sur la période allant de 1999-2014 (sauf l'année 2000). Sur cette période l'activité économique a connu un changement structurel dans son rythme comparativement au régime 2 (grand projet structurant, marge de main œuvre budgétaire plus importante, croissance de moins en moins dépendante du secteur agricole).

Compte tenu de l'évolution de l'activité économique réelle au Maroc, le régime 1correspond à une bonne période économique avec un taux de croissance avoisinant 4% **.**

Sorties du logiciel Rats

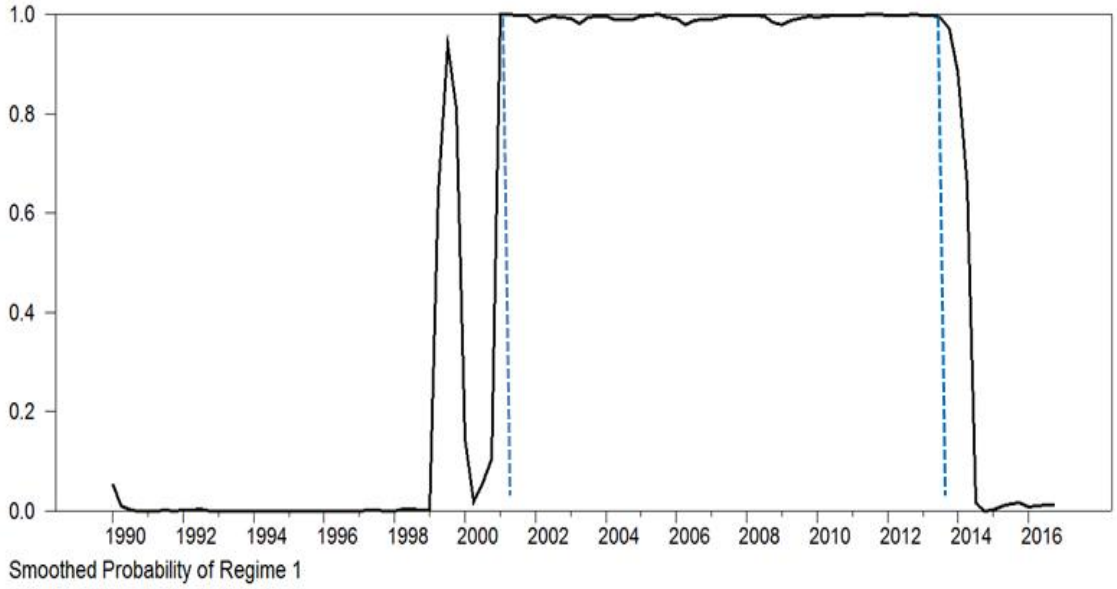


Figure 17 : Probabilité lissée pour le régime 1

Le régime 2 qui s'étale sur la période allant de 1990-1998 et sur la période 2014-2016[88] semble persistant avec une probabilité $P_2 = 0.93$, et une probabilité de transition vers le 2ème régime $q_2 = 1 - P_2 = 0.07$; ceci dit que lorsque l'économie entre dans le régime 2, il est difficile d'en sortir une autre fois vers le régime 1.

[88] Pour les dates qui se trouvent aux extrémités de la période étudiée, elles peuvent être négligées dans l'analyse.

La probabilité inconditionnelle[89] du régime 1 s'élève à 0.54. Par conséquent, le nombre d'observation classé dans ce régime est égal à 45 trimestres (108*0.42).

En outre, l'examen des probabilités lissées estimées en calculant l'algorithme Espérance-Maximisation (Hamilton 1989) indique que le régime 2 a émergé surtout sur la période allant de 1990-1998. Ce régime a été caractérisé par une croissance économique volatile et faible en raison du ralentissement de l'investissement public et privée, des années de sècheresses fréquentes, et de la baisse de la compétitivité des exportations marocaines. Le taux de croissance moyen était autour de 1.4 %. Sur le plan budgétaire, la situation des finances publiques est restée fragile avec un déficit budgétaire avoisinant les 3.7%.

Dans ce cadre, le régime 2 peut être qualifié de régime de mauvaises performances économiques.

Sorties du logiciel Rats

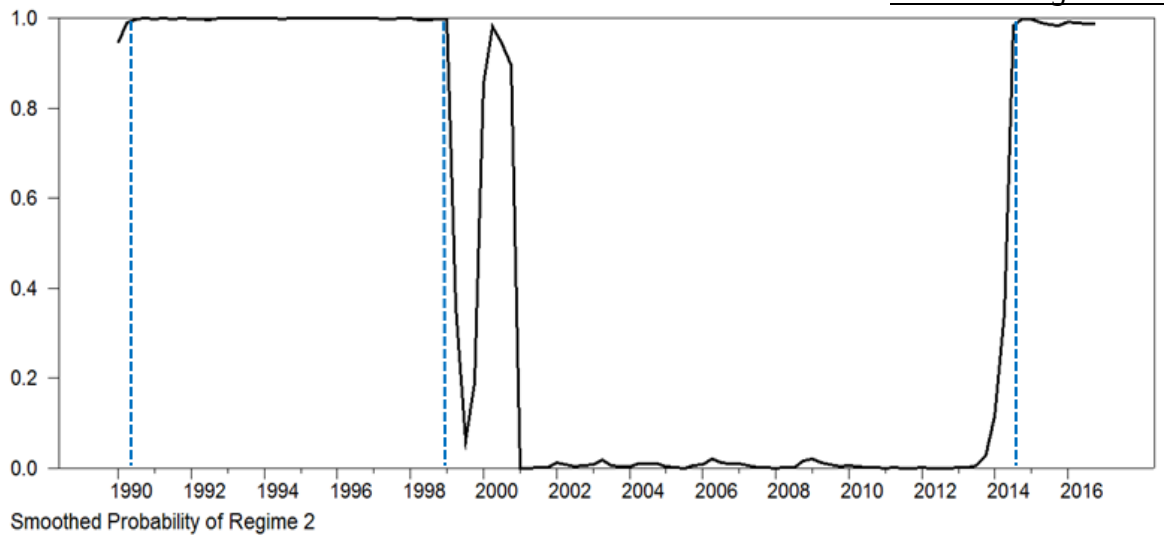


Figure 18 : Probabilités lissées du régime 2

89 La probabilité inconditionnelle du régime 1 est donnée par la formule suivante $\frac{1-p_{11}}{2-p_{11}-q_{11}} = \frac{1-0.95}{2-0.95-0.93} = 0.42$ proposée par Hamiltion 1989.

4.5.2 Effets de la politique budgétaire et état du cycle

En utilisant le code MS-VAR programmé par Ehrmann et al (2003) sous le logiciel RATS, les fonctions de réactions impulsionnelles sont simulées par la méthode chaine de Markov Monte Carlo (MCMC).

La réaction de l'output gap (gap) à un choc du solde budgétaire structurel (SBS) représente l'effet d'une politique budgétaire discrétionnaire. Trois cas de figure peuvent se présenter :

i) Une réponse de signe positif implique un effet anti-keynésien (AK), c'est-à-dire que l'amélioration du solde budgétaire structurel stimule l'activité économique ;

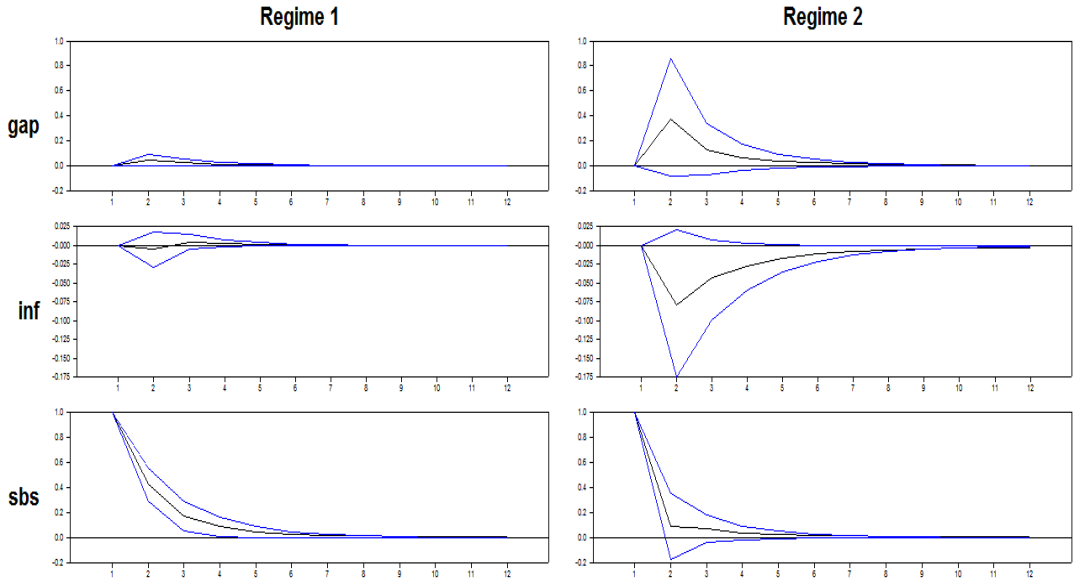
ii) Inversement une réponse de signe négatif reflète un effet keynésien où l'amélioration du solde budgétaire structurel freine l'activité économique (K) ;

iii) Un choc budgétaire n'a pas d'effet significatif sur l'output gap, cela implique un effet non keynésien (NK) pour la politique budgétaire[90].

De plus, les estimations sont qualifiés de «statistiquement significatives» si les bandes d'erreurs (courbes en bleu) autour de la fonction de réactions impulsionnels (courbe en noire) ne comprennent pas la valeur zéro (voir les travaux de Zha et Sims [1999] et Giordano et al [2009]).

[90] Schalck, Christophe, (2007) "Effects of Fiscal Policies in Four European Countries: A Non-linear Structural VAR Approach." Economics Bulletin, Vol. 5, No. 22 pp. 1-7

Figure 19 : Réponses à un choc de solde budgétaire structurel



Sorties du logiciel Rats

L'examen de la figure 19 ci-dessus révèle que la réponse de l'output gap et l'inflation à un choc de solde budgétaire structurel (sbs) est plus prononcé lorsque l'économie est sous le régime 2 (1990-1999) que lorsque l'économie est sous le régime 1 (1999-2014). Ceci dit, qu'un choc budgétaire engendre plus d'effet lorsqu'il intervient en période de déséquilibre économique (1990-1999) comparativement à une période stable (1999-2014).

Toutefois, l'effet d'un choc positif du solde budgétaire structurel (amélioration du solde à travers la diminution des dépenses ou l'augmentation des recettes fiscales), *n'exerce pas un effet statistiquement significatif sur l'activité économique.*

En effet, les fonctions de réaction impulsionnelles de l'output gap et de l'inflation démarrent par une valeur nulle (axe des abscisses) et la bande d'erreur comprend des zéros. Ce qui correspond selon les travaux de Zha et Sims (1999) sur les bandes d'erreur du modèle VAR à un effet statiquement non significatif.

Dans ce cadre, la littérature empirique nous enseigne que lorsque l'effet du choc budgétaire (ici l'augmentation du solde budgétaire structurel) sur l'activité économique est statistiquement non significatif, la politique budgétaire est qualifiée de non Keynésienne (voir Christophe [2007]).

Le tableau 20 ci-après, résume l'effet de la politique budgétaire au Maroc selon l'état du cycle économique (régime 1 et 2).

Tableau 22 : politique budgétaire au Maroc et changement de régime

	Régime 1 (1999-2014)	Régime 2 (1990-1999)
Politique budgétaire	**Non keynésienne**	**Non keynésienne**

La dynamique du modèle MS-VAR permet aussi d'analyser l'effet inverse qu'exerce l'activité économique (gap) sur la politique budgétaire (sbs). Dans ce cadre, on constate qu'un choc de l'output gap (gap) exerce un effet négatif sur le solde budgétaire structurel. C'est-à-dire que lorsque l'activité économique s'améliore (augmentation de l'output gap) le solde budgétaire structurel se détériore.

En d'autres termes, la politique budgétaire au Maroc est orientée de manière pro-cyclique, surtout sur la période allant de 1999 à 2016, affichant ainsi une orientation, d'un point de vue théorique, est qualifiée de « non Keynésienne »[91]. Par conséquent, la politique budgétaire ne joue pas son rôle de politique économique de stabilisation conjoncturelle.

En effet, un choc de l'écart de production implique une diminution du solde budgétaire structurel (augmentation des dépenses)[92]. Ceci dit, que dans les bonnes périodes économiques (augmentation de l'output gap), les autorités budgétaires marocaines mènent une politique expansionniste visant à augmenter les dépenses au lieu de profiter de la bonne conjoncture et collecter les recettes à utiliser lors du retournement du cycle qualifié de mauvaise période.

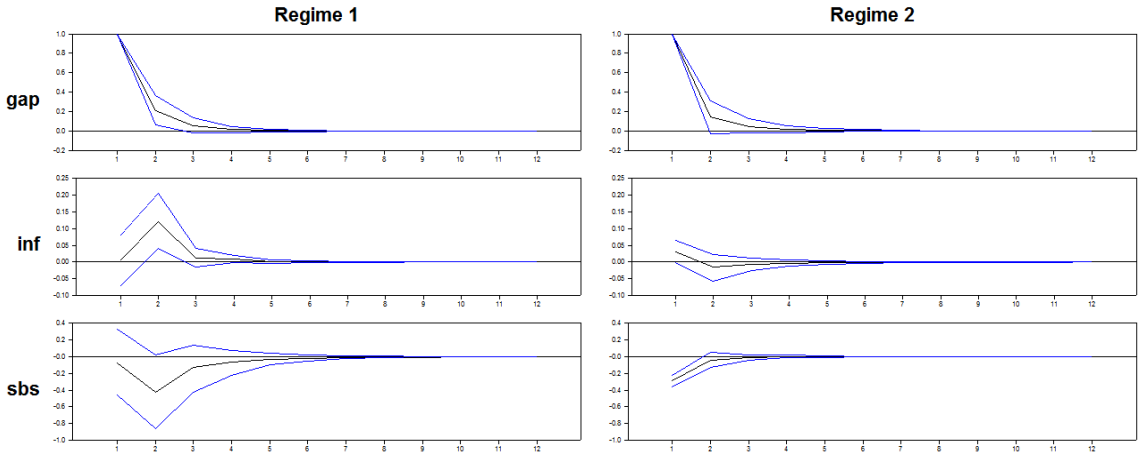
A ce stade, on peut avancer que la politique budgétaire au Maroc surtout sur le régime 2 (période allant de 1990 à 1999), est une politique budgétaire pro-cyclique qui aggrave les fluctuations de la conjoncture au lieu de les amortir. Tandis que, dans le 1er régime (1999-

[91] En effet, pour stabiliser les fluctuations macro-économiques (surtout en période de crise) la politique budgétaire doit être selon Keynes une politique contra-cyclique visant à relancer l'activité économique en période de ralentissement et inversement dans les bonnes périodes économiques.

[92] L'effet d'un choc de l'output gap (augmentation) sur le solde budgétaire structurel est statistiquement significatif, car la 3ème fonction de réaction impulsionnelles surtout dans le 2ème régime n'inclut pas la valeur zéro dans les deux premiers trimestres.

2014) l'effet n'est pas statistiquement significatif et donc la politique budgétaire peut être qualifiée d'acyclique.

Figure 20 : Réponses suite à un choc d'output gap



Sorties du logiciel Rats

A signaler, qu'un choc d'output gap impacte positivement et significativement le taux d'inflation dans les deux régimes. Ce résultat étant conforme avec les résultats d'un ensemble d'études faites pour la politique monétaire au Maroc.

Conclusion du chapitre 4

Tout au long de ce quatrième chapitre, l'objectif était d'évaluer les effets non linéaires de la politique budgétaire sur l'activité économique au Maroc en fonction de l'état du cycle économique, à l'aide de l'estimation d'un MS-VAR (VAR markovien à changement de régime) de trois variables sur la période allant de 1990 à 2016.

Pour ce faire, l'analyse a été structuré autour de quatre sections : i) la première a dressé une revue de littérature empirique traitant les effets non linéaires de la politique budgétaire, ii) la deuxième a présenté les variables du chapitre et les tests usuels de racine unitaire, iii) la troisième section a testé la non linéarité des trois variables afin de se prononcer sur l'utilité ou non de faire des estimations non linéaire, iv) la quatrième a été consacré à la méthodologie d'estimation du modèle VAR markovien à changement de régime et les méthodes probabilistiques d'estimation notamment : la méthode d'espérance-maximisation de Hamilton et la méthode MCMC (chaine de markov à la Monte Carlo). v) la cinquième section a analysé les résultats des estimations en se basant sur les fonctions de réactions impulsionnelles.

Les résultats du chapitre indiquent que l'activité économique au Maroc a connu un changement structurel vers l'année 1999. Sur la période étudiée, il existe deux régimes :

- le premier régime apparait sur la période 1999-2014 ; celui-ci peut être qualifié de stable économiquement comparativement au 2ème régime ;
- le deuxième régime a surgi sur la période allant de 1990 à 1998 et correspond à une période de ralentissement économique.

Par ailleurs, sur les deux régimes, la politique budgétaire n'affecte pas l'activité économique de manière significative, et donc peut être qualifiée de politique budgétaire non Keynésienne.

En d'autres termes, il s'agit d'une politique non efficace au sens de Keynes à la fois dans les périodes de récession et dans les périodes de stabilité ou d'expansion. De plus, c'est une politique qui affiche une orientation régulière et symétrique, tout au long de la période étudiée. Ces résultats étant conforment à ceux dégagés dans les chapitres 2 et 3 de cette thèse.

Par conséquent, la politique budgétaire au Maroc ne réussit pas ni à stimuler l'activité économique au Maroc ni atténuer les fluctuations en cas de ralentissement. Ceci s'explique en grande partie par l'effort d'ajustement et de viabilisation budgétaire qu'a entrepris le Maroc

depuis la sortie du PAS. Cette discipline budgétaire a peut-être empêché l'action budgétaire d'influencer significativement l'activité économique réelle.

En outre, la politique budgétaire est trouvée pro-cyclique surtout sur la période allant de 1999 à 2014, affichant ainsi une orientation d'un point de vue théorique est jugée de non Keynésienne. Ceci-dit que la politique budgétaire au Maroc ne joue pas son rôle de politique de stabilisation conjoncturelle qui doit être contra-cyclique.

Cependant, nos résultats ne doivent pas être interprétés comme des conseils politiques directs mais comme une évaluation du rôle de la politique budgétaire au Maroc qui doit passer d'un équilibre comptable (collecte des recettes pour couvrir les dépenses) à un équilibre économique (dépenser pour stimuler l'activité économique).

Dans ce cadre, le dernier chapitre de cette thèse présente un certain nombre de recommandations pour la bonne conduite d'une politique budgétaire optimale capable d'influencer significativement l'activité économique réelle.

Chapitre 5 : Modélisation linéaire et non linéaire : leçons à tirer pour la politique budgétaire au Maroc

Tout au long des chapitres précédents, le principal objectif était d'évaluer les effets macroéconomiques de court et de moyen de la politique budgétaire sur l'activité économique du Maroc sur la période allant de 1990 à 2016. L'analyse quantitative a porté sur la spécification et l'estimation des modèles VAR structurels linéaires et non linéaires (le TVP-VAR et le MS-VAR).

Le rapprochement et la comparaison des résultats empiriques dégagés à l'aide des deux types de modélisation a permis d'évaluer avec plus de rigueur scientifique le rôle stabilisateur de la politique budgétaire. Ces résultats laissent apparaitre plusieurs conclusions qui peuvent constituer un ensemble de recommandations pour la conduite d'une politique budgétaire efficace et optimale pour le Maroc.

Dans ce cadre, ce dernier chapitre se propose dans un premier point de présenter quelques recommandations sous forme de leçons pour la conduite d'une politique budgétaire efficace, et dans un second point de soulever un certain nombre de pistes de recherche et d'amélioration des travaux effectués dans cette thèse.

Pour ce faire, ce chapitre sera structuré autour de deux grands points :

Le premier point porte sur la formulation de quelques recommandations pour la politique budgétaire au Maroc, à la lumière des résultats empiriques dégagés dans les chapitres précédents. Dans ce point, il s'agit de discuter les caractéristiques de la politique budgétaire au Maroc, tels que i) la faiblesse de ses effets macroéconomiques sur l'activité économique, ii) leur caractère invariant en fonction des changements structurels de l'économie, iii) son orientation pro-cyclique, iv) et l'indépendance de ses effets de l'état de la conjoncture économique.

Le second point consiste à présenter quelques pistes de recherches et d'améliorations de présente la thèse. Ces pistes concernent la spécification des modèles VARs soit à travers

l'extension du nombre de variables ou à travers la désagrégation de quelques variables surtout les variables de la politique budgétaire (dépenses d'investissement contre dépense de consommation ou recettes de la fiscalité directe contre fiscalité indirecte), soit à travers la proposition d'autres modèles alternatifs aux modèles VARs à l'instar des modèles DSGE (dynamic stochastique general equilibrum).

5.1 Leçons à tirer pour la politique budgétaire au Maroc

Les résultats empiriques dégagés dans les chapitres précédents laissent dégager quelques conclusions pour la politique budgétaire au Maroc qui nécessitent une discussion détaillée.

Dans ce cadre, cette section porte sur quelques conclusions qui nous semblent les plus importantes et qui peuvent être considérées comme des recommandations pour la conduite d'une politique budgétaire efficace et optimale.

5.1.1 Politique budgétaire à effet faible et pouvoir de relance limité

Les résultats des estimations faites à l'aide des modèles VARs linéaires et non linéaires en particulier le TVP-VAR et le modèle VAR markovien à changement de régime, indiquent que la politique budgétaire au Maroc exerce des effets limités et non significatifs sur l'activité économique. En d'autres termes, la politique budgétaire ne joue pas un rôle important dans la stabilisation des fluctuations conjoncturelles avec des multiplicateurs budgétaires notamment de dépense ne dépassant pas l'unité[93]. Dès lors, la question qui se pose, ***pourquoi la politique budgétaire au Maroc n'est pas efficace en tant que politique économique de stabilisation de l'activité économique ?***

En effet, la littérature empirique suggère que la taille des multiplicateurs budgétaires diffère d'un pays à l'autre en fonction d'un certain nombre de déterminants structurels et conjoncturels. Parmi les facteurs structurels figure : i) le régime du taux de change, ii) le degré de l'ouverture commerciale de l'économie, iii) le niveau de développement de l'économie, iv) le niveau de la dette publique, et v) la composition des dépenses budgétaires.

[93] Dans le deuxième chapitre de la présente thèse, le multiplicateur budgétaire estimé à l'aide d'un modèle VARs linéaire ne dépasse pas l'unité suggérant que le pouvoir expansionniste de la politique budgétaire de relance est limité selon les prédictions de la théorie Keynésienne.

Pour les déterminants conjoncturels, il existe : vi) l'état du cycle de l'activité (expansion ou récession)[94], et vii) la position de la politique monétaire.

Dans ce cadre, cette section discute les facteurs qui nous semblent susceptibles d'expliquer ou non la faiblesse des effets de la politique budgétaire au Maroc en l'occurrence, le régime de change, le degré d'ouverture, la composition de dépenses budgétaires.

En ce qui concerne le régime du taux de change, plusieurs travaux empiriques qui concluent que les pays qui adoptent un régime de change fixe ont tendance à avoir des multiplicateurs budgétaires plus importants en comparaison avec les pays à régime de change flottants[95]. Pour le Maroc, le régime de change ne peut constituer un facteur limitant les effets expansionnistes de la politique budgétaire en réduisant la taille du multiplicateur, car le Maroc sur toute la période de l'étude (1990-2016) le régime de change adopté était fixe, et le Dirhams a été déprécié à plusieurs reprises par le gouvernement pour encourager les exportations et renforcer la compétitivité de l'entreprise Marocaine.

Dans ce cadre, la problématique d'évaluation de la taille du multiplicateur budgétaire sous les différents régimes du taux de change requiert une importance majeure pour le cas du Maroc dans les prochaines années, surtout que les autorités publiques ont adopté un régime de change flexible à partir du mois de Janvier 2018.

Un autre facteur influant sur l'ampleur des effets de la politique budgétaire est le degré d'ouverture d'une économie. Plus l'économie est ouverte, plus le multiplicateur budgétaire a tendance à être faible, et inversement pour une économie relativement fermée où le multiplicateur budgétaire est important[96]. En d'autres termes, dans une économie ouverte, la hausse de la demande agrégée résultant d'une augmentation des dépenses budgétaires entraine une augmentation des importations (ou une baisse des exportations nettes), plutôt qu'une

---

[94] Les effets de la politique budgétaire en fonction de l'état du cycle d'activité a fait l'objet des estimations du 4ème chapitre de la présente thèse et sera discuté en détail dans la leçon n°5 ci-dessous.

[95]En effet, l'expansion budgétaire augmente la demande agrégée et favorise la production, le taux d'intérêt augmente et attire des capitaux étrangers. Par conséquent, la monnaie nationale s'apprécie. i) Sous le régime de change fixe, la banque centrale augmente l'offre de la monnaie (masse monétaire) pour empêcher l'appréciation de la monnaie nationale, les exportations étant inchangées. Par conséquent, la relance budgétaire favorise la production et la politique monétaire s'adapte à la politique budgétaire expansionniste. ii) En revanche, sous le régime de change flexible la banque centrale étant incapable d'empêcher l'appréciation de la monnaie nationale ne fait que contrôler la masse monétaire et donc le taux de change réel augmente. Par conséquent, les exportations nettes $(X - M)$ diminuent. La production étant inchangée car l'effet stimulant de l'augmentation des dépenses budgétaires (augmentation de la demande agrégée) est compensée par la baisse des exportations nettes (baisse de la demande agrégée).

[96]Pour plus de détails d'ordre théorique il faut se référer au modèle Mundell-Fleming pour l'économie ouverte.

augmentation de la production nationale. Et donc, une partie de la relance budgétaire est exportée vers le reste du monde, et inversement pour une économie relativement fermée. Dans ce cadre, le degré d'ouverture semble constituer un facteur réduisant les effets expansionnistes de la politique budgétaire pour le Maroc.

En effet, quelques études ont analysé l'impact de l'augmentation des dépenses budgétaires sur le solde de compte courant (balance commerciale), ils concluent qu'en général, le déficit budgétaire génère un déficit du compte courant. Ce résultat est qualifié dans la littérature par les déficits jumeaux (Mosadak [2013]). C'est-à-dire que l'augmentation de la dépense budgétaire (aggravation du déficit budgétaire) bénéficie en partie aux importations des produits à haute valeur ajoutée (produits énergétique, biens d'équipement, biens de consommation…) plus qu'à la production nationale, il s'agit d'une relance exportée.

Par ailleurs, la composition des dépenses budgétaires constitue aussi un facteur déterminant dans l'impact des chocs budgétaires sur la production d'un pays. La littérature suggère que les dépenses d'investissement (public) sont liées à des multiplicateurs budgétaires très importants, tandis que les dépenses de consommation (publique) sont liées à des multiplicateurs budgétaires faibles.

Dans ce cadre, Baxter et King [1993] constatent que les investissements publics ont des effets importants de ceux de la consommation publique, du fait qu'ils affectent la productivité marginale des facteurs de production du secteur privé, stimulant ainsi l'investissement privé.

Ceci dit, le facteur composition des dépenses semble apporter une explication à la faible efficacité de la politique budgétaire au Maroc, du fait que les dépenses budgétaires sont largement prédominées par les dépenses de fonctionnement (salaire et consommation) au détriment des dépenses d'investissement dont l'enveloppe budgétaire est très restreinte.

Ainsi, sur la période 1990-2016, les dépenses d'investissement ne dépassent pas les 20 % par rapport aux dépenses totales, contre plus de 80 % pour les dépenses ordinaires (biens et services, compensation et intérêt de la dette). Ceci dit, la structure des dépenses budgétaires favorise les dépenses de fonctionnement (Personnel plus matériel) et les dépenses de compensation au détriment des dépenses d'investissement. Même sur la période allant de 2009-2016, la dégradation du déficit budgétaire s'explique par l'augmentation des dépenses de compensation et de l'accroissement de la masse salariale. Ce qui est susceptible de limiter l'importance des multiplicateurs budgétaires suite à un choc de dépense.

Tableau 23 : Evolution des dépenses d'investissement de 1990 à 2016

	1990-1995	1995-2000	2000-2005	2005-2010	2010-2016
Dépenses d'investissement /dépenses totales	20%	16.5%	16.3%	18%	19.9%
Dépenses d'investissement /PIB	4.5%	3.7%	3.96%	4.84%	5.60%

Calculs de l'auteur faits sur la base des données de la DEPF (2017)

Dès lors, les autorités publiques devraient favoriser les dépenses d'investissement et maitriser les dépenses de fonctionnement qui ne cessent de progresser d'une année à l'autre. En d'autres termes, le gouvernement doit se concentrer sur la qualité de la structure des dépenses budgétaires. Dans ce cadre, le gel des dépenses d'investissement en 2013 comme mesure prise par le gouvernement marocain est l'une des explications des faibles effets de la politique budgétaire non seulement en cette année mais aussi les années ultérieures.

5.1.2 Politique budgétaire à effet temporels invariant malgré les changements structurels de l'économie

Dans le premier point de ce 5ème chapitre, l'accent a été mis sur une première caractéristique de la politique budgétaire au Maroc qui est le rôle stabilisateur limité (faiblesse des multiplicateurs budgétaires). Dans ce deuxième point, l'accent sera mis sur une autre caractéristique de la politique budgétaire notamment la stabilité temporelle des effets de la politique budgétaire et donc la stabilité du multiplicateur budgétaire.

En effet, contrairement à un ensemble de travaux théoriques et empiriques (voir chapitre 1) qui suggèrent que les effets de la politique budgétaire varient dans le temps en fonction de l'environnement économique (multiplicateur budgétaire non-linéaire), les effets macroéconomiques de la politique budgétaire sur l'activité économique au Maroc sont stables dans le temps (invariants)[97].

Ceci dit, les effets de la politique restent faibles sur toute la période étudiée, en dépit des changements structurels de l'environnement économique (état de la conjoncture, état des

[97] Dans le troisième chapitre de la thèse l'estimation du modèle TVP-V a permis de conclure que les effets de la politique budgétaire et donc la taille des multiplicateurs budgétaire sont invariants dans le temps indépendamment l'évolution de la production.

finances publiques, chocs internes et externes…), et donc la politique budgétaire peut être qualifiée de non-réactive ou peu réactive aux mutations de l'activité économique. Dans ce cadre, il est opportun d'analyser les facteurs susceptibles d'expliquer les effets invariants de la politique budgétaire, malgré les changements structurels que la production a connu surtout depuis l'année 2000.

En examinant l'évolution des finances publiques, l'une des causes potentielles qui peuvent être avancé en premier lieu est ***la discipline budgétaire adoptée par le Maroc avant et après les années 1990***. En effet, durant la période du PAS aux années 80, les autorités publiques ont mené une consolidation budgétaire visant à maitriser le déficit budgétaire et la dette publique, l'objectif étant d'assainir le budget et d'instaurer la crédibilité aux finances publiques. Depuis, cette orientation de consolidation budgétaire s'est poursuivie.

Ainsi, l'examen du solde budgétaire et le niveau de la dette (tableau ci-dessous) montre que sur l'ensemble de la période allant de 1990 à 2016, les finances publiques (recettes et dépenses) ont été gérées dans le sens de maitriser l'équilibre budgétaire. En fait, sur cette période, le déficit budgétaire hors recette de privatisation a été maitrisé avec une moyenne de -3.5 %, et la dette du trésor représente en moyenne 61% du PIB. Ceci dit, le Maroc avait pour objectif principal de maitriser le déficit budgétaire et la dette publique afin de garantir la soutenabilité des finances publiques du Maroc, et pour ne pas présenter un risque d'insolvabilité[98].

Tableau 24 : Evolution du solde budgétaire entre 1990 à 2016

	1990-1994	1995-1999	2000-2007	2008-2016
Solde budgétaire/PIB	-2.8%	-2.5%	-3.7%	-4.4%
Dette du trésor/PIB	70,2 %	65,8 %	68,4 %	68,5 %

Source. Le tableau de bord des finances publiques 2017 (DEPF)

Il est à signaler que sur la période 2008 à 2012, le déficit a atteint en moyenne -5.1% avec un maximum de 7.2% en 2012 ; il s'agit d'une période particulière où la politique budgétaire était expansive[99]. En fait, après avoir réalisé un excèdent budgétaire durant deux

[98] Les rapports du FMI indiquent que la dette est soutenable pour le cas du Maroc.

[99] N. AKBOUL et al (2015). « Evaluation de l'orientation de la politique budgétaire au Maroc ». Publications de l'OCP policy center (politique budgétaire et activité économique au Maroc : une analyse quantitative).

ans consécutifs 2007 et 2008, le gouvernement a pu ainsi dégager quelques marges de manouvre pour mener une politique budgétaire expansive.

Ainsi, la discipline budgétaire poursuivie d'une manière quasi permanente par le Maroc est susceptible d'entraver la conduite d'une politique budgétaire réactive aux changements de la conjoncture (état du cycle) et paralyse toute mesure budgétaire entreprise par le gouvernement Marocain visant à stabiliser les fluctuations de la conjoncture[100]. En d'autres termes, la rigueur budgétaire ne permet pas aux autorités publiques de réagir aux chocs internes et externes dont est confrontée l'économie nationale.

En d'autres termes, la discipline budgétaire et les ajustements budgétaires adoptés par le gouvernement Marocain pour maintenir un budget équilibré entrave une réaction budgétaire visant à amortir les fluctuations économiques en phase de ralentissement économique.

Cela est plus prononcé lorsqu'on sait que la politique budgétaire ne permet pas de dégager des excédents lors des phases d'expansion de l'activité du fait que les gouvernements mènent des politiques budgétaires pro-cyclique surtout dans les période d'expansion, c'est-à-dire augmente les dépenses dans les période d'expansion au lieu de baisser les dépenses et/ou augmenter les impôts pour stabiliser la conjoncture et dégager les recettes nécessaires pour relancer l'activité en cas de retournement du cycle économique.

En effet, face aux multiples exigences de l'environnement économique national et international dont opère l'économie nationale, la discipline budgétaire peut être couteuse en termes de lissage du cycle et amortissement des fluctuations de la conjoncture, d'où l'importance des politiques budgétaires de discrétion notamment les politiques budgétaires contra-cyclique.

Toutefois, pour des raisons de soutenabilité de la dette et pour sauvegarder la viabilité des finances publiques, la maitrise du niveau de la dette est primordiale, du fait que des finances publiques équilibrées contribuent à la stabilité macroéconomique.

Dans ce cadre, pour concilier entre rigueur budgétaire et efficacité des mesures discrétionnaires de stabilisation, les décideurs publics du Maroc doivent :

i) Améliorer la qualité des dépenses budgétaires, dans le sens à réduire les dépenses de fonctionnement et augmenter les dépenses d'investissement productif.

[100] C'est-à-dire relancer l'activité en dans les phases cas de ralentissement et amortir l'activité dans les phases d'expansion.

ii) Améliorer les recettes fiscales en quantité et en qualité, à travers la rentabilisation la fiscalité indirecte notamment la TVA qui est loin d'avoir atteint son potentiel, et renforcer le contrôle fiscal et le recouvrement des créances publiques ;

iii) Mener des politiques sectorielles visant à stimuler la croissance économique.

C'est par l'ensemble de ces mesures que le gouvernement sera en mesure de dégager des excédents budgétaires surtout dans les phases d'expansion économique qu'ils devraient utiliser pour faire face aux baisses de la conjoncture. Une autre manière de faire est prévue par la littérature pour les pays en développement est celle d'adopter des règles budgétaires et prévoir des fonds de stabilisation financés par des recettes exceptionnelles du monopole[101].

5.1.3 Politique budgétaire pro-cyclique qui aggrave l'instabilité macroéconomique

Dans le quatrième chapitre de la thèse, un des résultats marquant est que la politique budgétaire au Maroc est pro-cyclique surtout dans la sous période allant de 1990 à 1998. C'est-à-dire que le gouvernement augmente les dépenses budgétaires (ou diminue les impôts) dans les phases d'expansion économique, et diminue les dépenses budgétaires (ou augmente les impôts) dans les périodes de ralentissement économique, et donc le déficit augmente en période d'expansion et diminue en période de récession de l'activité économique.

Toutefois, l'orientation budgétaire pro-cyclique est sous optimale[102] selon la littérature théorique, car elle fait aggraver l'instabilité macroéconomique en renforçant le cycle économique au lieu d'amortir et de stabiliser les fluctuations de la conjoncture.

En effet, selon les modèles Keynésiens une politique budgétaire optimale est celle qui relance l'activité économique en période de crise et donc elle est contra-cyclique ; et selon les modèles nouveaux classiques, la politique budgétaire est soit contra-cyclique (selon Baxter et King 1993) ou acyclique c'est-à-dire indépendante du cycle selon Barro 1979 (principe de l'équivalence Ricardienne).

[101]Pour le cas du Maroc, Agénor 2015 propose de mettre en place un fond de stabilisation qui peut être financé par l'Office chérifien des phosphates (OCP).

[102] La littérature empirique qualifie les politiques budgétaires procyliques de sous optimale (Par exemple A.Alesina et G. Tabellini en 2005. « why is fiscal policyoftenprocyclical ? »).

En outre, nombreux travaux empiriques ont démontré que dans les pays en développement, la politique budgétaire est en général pro-cyclique, contrairement aux pays développés où elle est contra-cyclique. Par exemple, la politique budgétaire dans les pays de l'OCDE est en général contra-cyclique, tandis que dans les pays de l'Amérique latine et de l'Afrique, la politique budgétaire est pro-cyclique. Le Maroc n'échappe pas à cette règle.

La différence de cyclicité budgétaire observée entre les pays en développement et les pays développés s'explique en partie par la persistance des chocs internes et externes qui ont touché les pays en développement, et par leur structure économique fragile.

Dans ce cadre, la littérature empirique fournit un ensemble de preuves pour expliquer la différence cyclique de la politique budgétaire entre les pays développés et pays en développement. Plusieurs travaux proposent diverses causes susceptibles d'expliquer la pro-cyclicité de la politique budgétaire d'une économie en développement entres autres :

i) L'accès limité aux marchés de crédits, notamment en période de crise du fait que les coûts d'endettement augmentent pour compenser le risque d'un défaut de paiement ;
ii) Le pouvoir des institutions (gouvernementales) face aux pressions des groupes d'intérêt et lobbies qui exigent des avantages fiscaux ou des augmentations de dépenses budgétaires en période d'expansion, entravant le budget de réaliser des excédents budgétaires en période d'augmentation de la production pour en faire face lors de la baisse de la conjoncture ;

A l'instar des pays en développement, le Maroc sur la période allant de 1990 à 2016, n'avait pas de marge budgétaire suffisantes pour mener des politiques budgétaires contra-cyclique surtout en période du bas du cycle.

En effet, et malgré la consolidation budgétaire quasi-permanente, le Maroc a réalisé des performances budgétaires fragiles sur la période 1990-2016. Ainsi, le déficit budgétaire est délicatement maitrisé, et il est souvent atténué par des mesures de privatisation et a connu un aggravement entre 2009 et 2012 pour atteindre un taux de 7.2%. De plus, la dette publique est élevée et s'élève à 70 % du PIB (1990-1994), et 68 % sur la période 2000-2016.

De plus, avec la performance budgétaire fragile, le recours à l'endettement pour relancer l'activité économique risque de nuire à la viabilité des finances publiques et risque d'affecter la confiance des préteurs[103], ce qui est susceptible d'augmenter le taux d'intérêt pour une dette

[103] L'accès au crédit d'urgence FMI est délicat lorsque la situation des finances publiques n'est pas bonne.

future. En d'autres termes, l'accès aux marchés de crédits serait coûteux, car la dette publique est jugée élevée de par la petite structure économique du pays.

En outre, le Maroc depuis la sortie du PAS s'est engagé dans une discipline budgétaire, et ne peut s'endetter au-delà d'un certain seuil non soutenable. Et par conséquent, n'avait qu'a mené une politique budgétaire restrictive basé sur la diminution des dépenses (pro-cyclicité) dans les phases de ralentissement au lieu de mettre en place des politiques budgétaires contra-cyclique.

Un autre facteur qui explique la pro-cyclicité de la politique budgétaire dans les pays en développement est l'inefficacité du système fiscal à drainer les recettes suffisantes et stables nécessaires pour la couverture des dépenses. En effet, la fragilité et l'instabilité des recettes fiscales collectées contraignent les gouvernements des pays en développement à augmenter les dépenses lorsque les recettes fiscales augmentent et à diminuer les dépenses lorsque les recettes diminuent sans prendre en considération l'état du cycle économique (expansion ou récession).

En outre, pour le cas du Maroc il a été montré que ce sont les recettes qui causent les dépenses, c'est-à-dire que lorsque les recettes augmentent les dépenses augmentent et vice versa. Dans ce cadre, lorsque l'activité économique est importante, elle engendre une augmentation des recettes collectées. Ainsi, l'orientation pro-cyclique de la politique budgétaire, peut être expliquée en partie par les recettes fiscales collectées surtout dans les périodes d'expansion économique (haut du cycle).

En effet, si l'autorité fiscale arrive à collecter des recettes importantes lorsque l'activité le permet dans les phases d'expansion tout en maitrisant les dépenses voire même à les diminuer et donc réaliser des excédents budgétaires, il pourrait faire face à la baisse de l'activité économique dans les phases de ralentissement et vice versa. A signaler, que des lobbies et des centres d'intérêt peuvent faire pression à obtenir par exemple des exonérations dans les périodes d'expansion, et donc au lieu de réaliser des marges budgétaires lorsque l'activité économique le permet, le gouvernement se trouve contraint d'accorder des avantages fiscaux.

Ce scénario peut être valable pour le cas du Maroc et nécessite une étude spécialisée et une analyse détaillée du bien-fondé des avantages et exonérations fiscales accordées dans les diverses lois de finances à certains secteurs d'activité tels que la promotion immobilière.

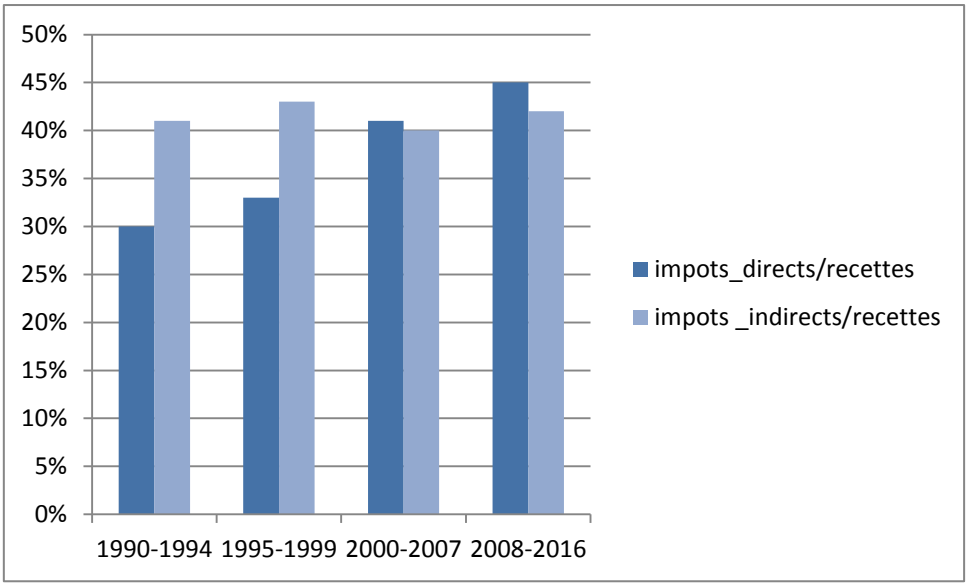
Dans ce cadre, les autorités fiscales marocaines doivent veiller à collecter des recettes fiscales nécessaires au financement des dépenses budgétaires, tout en limitant les impôts générateurs de distorsion qui grèvent la croissance à court et à moyen terme.

Par ailleurs, l'examen du système fiscal sur la période 1990-2016 fait ressortir : i) une pression fiscale élevée et faveur de la fiscalité directe et ii) une structure fiscale en faveur des impôts directs. Par ailleurs, en se centrant sur la fiscalité directe, ce système génère des distorsions par rapport au cas où il s'appuyait sur la fiscalité indirecte (principalement la TVA). En plus, avec l'état actuel de législation et la capacité de l'administration fiscale, le rendement budgétaire des impôts directs risque de plafonner.

En ce qui concerne, la structure des recettes fiscales, celles-ci ont connu une transformation profonde au niveau de leur structure en faveur des impôts directs. Ces derniers ont enregistré à leur tour une mutation de leur structure en faveur de l'IS. Par exemple, sur la période 2000-2009, la fiscalité directe a enregistré une augmentation de +10.8% au détriment des droits de douane (recul de 9,5 points) et des impôts indirects qui ont reculé de près de 2 points.

De plus, un autre impôt direct à savoir la contribution sociale pour la solidarité, a été légiférer en 2012, et concerne les revenus et les bénéfices réalisés par les personnes morales et personnes physiques qui dépassent les 360 000 Dirhams.

Figure 21 : Evolution de la structure fiscale au Maroc



Source. Calculs de l'auteur sur la base du tableau de bord des finances publiques 2017 (DEPF)

Dès lors, l'autorité fiscale doit agir sur la structure du système fiscal (composition des recettes), de telle sorte à orienter l'effort fiscal vers la fiscalité indirecte notamment la TVA qui est loin d'être rentabilisée et contrôlée, à élargir l'assiette fiscale en attaquant les niches fiscales et en élargissant les champs d'application de l'impôt vers des secteurs et à diminuer les dépenses fiscales (exonération), et en renforçant le contrôle et le recouvrement.

En d'autres termes, l'autorité fiscale doit mettre en place un système fiscal qui lui permet de collecter les recettes suffisantes pour couvrir les dépenses, tout en minimisant les effets négatifs des impôts. Pour ce faire, l'autorité fiscale doit s'appuyer sur les impôts non générateurs de distorsions en l'occurrence les impôts directs (IS et IR) qui affectent directement les facteurs de production, et s'appuyer davantage sur les impôts indirects notamment la TVA qui est qualifiée d'impôt neutre d'un point de vue croissance économique.

En bref, la discipline budgétaire suivie et/ou imposée au Maroc, la fragilité du système fiscale à drainer des recettes fiscales suffisantes avec une structure fiscale basée sur les impôts directs, et les performances budgétaires fragiles avec un déficit délicatement maitrisé et une dette élevée ont contraint le Maroc a adopté une politique budgétaire pro-cyclique. C'est-à-dire, qu'en période de récession, ils sont contraints, faute d'avoir mis de côté des ressources pour couvrir un déficit, de réduire les dépenses et d'accroître les taux d'imposition.

5.1.4 Politique budgétaire à effets indépendants de l'état de la conjoncture économique

Dans le quatrième chapitre, l'analyse des fonctions de réponses impulsionnelles de l'output gap comme indicateur de l'activité économique suite à un choc budgétaire fait ressortir que les effets de la politique budgétaire sont négligeables quel que soit l'état de la conjoncture (ralentissement ou expansion). En d'autres termes, les effets de la politique budgétaire au Maroc ne varient pas en fonction de l'état du cycle. Ce résultat est contradictoire aux prédictions empiriques (voir chapitre 1) qui suggèrent que les effets de la politique budgétaire sont plus importants et le multiplicateur budgétaire est grand en période de ralentissement de l'activité et relativement moins important en période d'expansion économique.

La question qui se pose, est *pourquoi les effets de la politique budgétaire sur l'activité économique ne dépendent pas de l'état de l'économie ? Quels sont les facteurs susceptibles d'expliquer les effets stables de la politique budgétaire malgré les changements structurels que connait l'économie indépendamment des phases du cycle économique ? Pourquoi la politique budgétaire est non réactive (passive) aux baisses et aux hausses de la conjoncture ?*

En effet, l'inefficacité de la politique budgétaire à stimuler l'activité économique peut être expliquée en grande partie par la marge budgétaire disponible pour mettre en œuvre une politique budgétaire expansionniste. Ainsi, dans le cas d'un espace budgétaire limité, une politique budgétaire expansionniste est susceptible d'évincer l'investissement privé et la consommation des ménages par son impact sur les taux d'intérêt et les taux d'imposition futurs élevés.

Dès lors, la pro-cyclicité de la politique budgétaire, l'espace budgétaire limité, la discipline budgétaire adoptée depuis les années 80, les performances budgétaires fragiles, l'essoufflement budgétaire, la multiplicité des chocs internes et externes, font que le gouvernement marocain est incapable de mener une politique budgétaire réactive aux cycles économiques de telle sorte que ses effets sont négligeables.

D'après ce qui précède, on peut avancer que la politique budgétaire s'est fixé comme objectif l'équilibre comptable du budget, au détriment de son rôle stabilisateur et surtout son pouvoir de relance de l'activité.

En outre, et étant donné l'état actuel des finances publiques notamment la dette élevée, cette orientation sous-optimale pourrait se poursuivre pendant d'autres années futures.

5.1.5 Importance de la modélisation non linéaire dans l'évaluation des effets de la politique budgétaire

Le développement de l'économétrie non linéaire lors des dernières années a permis l'étude des problématiques difficiles à traiter avec la modélisation linéaire. La modélisation non linéaire dans le cadre uni-varié (teste de racine unitaire par exemple) ou le cadre multi-varié (MS-VAR ou TVP-V) permet plus de rigueur scientifique en captant les changements de régime et les ruptures structurelles et le comportement asymétrique des variables économiques en comparaison avec la modélisation linéaire qui fournit des estimations en moyenne.

Dans cette thèse, pour évaluer les effets de la politique budgétaire au Maroc un ensemble d'outils de l'économétrie non linéaire a été mobilisé à la fois dans un cadre uni-varié (test de racine unitaire et tests de non linéarité) ou dans un cadre multi-varié (modèle VAR non linéaire).

Ces outils, à la fois modernes et pertinemment adaptés pour répondre à la problématique de cette thèse, ont été d'une grande importance et ont permis de dégager des résultats et des conclusions importantes, afin d'apprécier le rôle économique de la politique budgétaire au Maroc sur la période 1990 à 2016.

En effet, grâce aux tests de racine unitaire avec changements de régime, nous avons détecté que plusieurs variables macroéconomiques ont connu des changements et des ruptures structurelles dans différentes dates. Celles-ci, correspondent à des événements qui ont marqué la politique budgétaire (cas des dépenses et de recettes) ou des événements marquants qui ont touché l'activité économique (cas du PIB). En outre, les tests de non linéarité ont fait ressortir que les variables de l'étude sont non linéaires et admettent d'être modélisés non linéairement.

Dans ce cadre, toute modélisation faite pour évaluer les effets de la politique budgétaire, que soit en séries chronologiques, en données de panel, en DSGE, ou en MEGC doit tenir compte de ces changements structurels et du caractère non linaire des variables. A défaut, les estimations peuvent être biaisées et les conclusions peuvent être incomplètes.

Dans le cadre multi-varié, les conclusions qui ressortent est que la modélisation non linéaire est adaptée pour modéliser les relations sous-jacentes qui échappent aux modèles VARs linéaire. Ainsi, la volatilité stochastique des variables du modèle TVP-VAR (chapitre 3) indique que nos variables ont connu des changements importants comme c'est le cas du PIB et du TMP ou de légères modifications (cas des dépenses, des recettes et d'inflation (stabilité). Ceci permet de détecter les points aberrants et importants qui contiennent des informations importantes contrairement aux points moyens de la modélisation linéaire.

En outre, le MS-VAR été d'une grande importance pour permettre des estimations selon l'état de la conjoncture. Deux régimes émergent sur la période étudiée. Ainsi, l'évaluation des effets de la politique budgétaire devrait prendre en considération les changements structurels de régime.

En bref, ces modèles ont permis d'avoir des fonctions de réponses impersonnelles qui prennent en considération ces changements structurels et modifications de la structure économique et donc répondre d'une manière pointue aux hypothèses de base en estimant les effets variables dans le temps et dépendant de l'état du cycle de la politique budgétaire au Maroc.

Dès lors, l'usage de la modélisation non linéaire s'avère d'une grande importance, pour l'évaluation des effets macroéconomique de la politique budgétaire surtout que la théorie a connu un renouveau avec l'émergence des effets non linéaires ; c'est-à-dire des effets positifs avec des multiplicateurs budgétaires forts sous certaines circonstances (en cas de récession, sous régime de change fixe, avec des niveaux faible de dette publique, avec économie fermée), et des effets faibles et donc des multiplicateurs fiables dans des conditions inverses (en cas d'expansion, dette élève, économie ouverte, taux de change flexible…).

5.2 Pistes d'améliorations et de recherches

A la lumière des résultats empiriques dégagés et de la littérature examinée tout au long du travail, quelques pistes d'amélioration émergent, et peuvent faire l'objet des travaux de recherches futurs portant sur l'évaluation des effets macroéconomiques de la politique budgétaire au Maroc.

Dans ce cadre, cette section a pour objectif de présenter quelques propositions.

5.2.1 Introduire la dynamique de la dette dans le modèle VARs

Lorsque le gouvernement mène une politique budgétaire discrétionnaire expansionniste à travers l'augmentation de la dépense budgétaire ou la diminution de la recette, veille au respect de sa contrainte. Pour cela, suite à ce choc budgétaire le gouvernement peut, ajuster les impôts et les dépenses de manière à maitriser le déficit budgétaire et maintenir stable le niveau d'endettement, ou bien reporter ces ajustements en laissant le ratio **dette/PIB** augmenter pour une durée déterminée.

En d'autres termes, les effets du choc budgétaire sur les recettes, les dépenses, l'inflation et les taux d'intérêt, dépendent de la dynamique de la dette consécutive à un choc budgétaire qui dépend elle aussi du choix du gouvernement.

En effet, l'introduction de la dette est un facteur dans l'évaluation et la détermination des effets de la politique budgétaire est importante pour deux raisons :

- L'effet de retour du niveau de la dette sur les impôts et les dépenses est nécessaire pour la stabilité de la dette. En fait, après un choc budgétaire, un ajustement budgétaire (diminution du déficit) est nécessaire pour maintenir la dette stable,
- **L**'impact d'un choc budgétaire donné sur les taux d'intérêt sera très différent selon que le choc produit une trajectoire d'endettement stable.

En plus, la littérature des effets non linéaires de la politique budgétaire[104] souligne la présence d'effets non keynésiens de la politique budgétaire c'est-à-dire que la production augmente de manière significative en dépit des fortes réductions des dépenses. Ce résultat est valable dans des circonstances de stress budgétaire où le ratio dette/PIB est exceptionnellement élevé.

Dès lors, le niveau de la dette est un déterminant structurel de l'efficacité de la politique budgétaire. En effet, les niveaux d'endettement plus élevés impliquent des multiplicateurs budgétaires inférieurs et une efficacité faible de la politique budgétaire et vice versa ; le niveau élevé de la dette surtout en période de récession conduit à l'augmentation des taux d'intérêt sur l'emprunt (pour rémunéré le risque de défaut de paiement). Cette augmentation des taux d'intérêt se répercute sur les taux d'intérêt pour le secteur privé, décourageant ainsi la consommation et les investissements privés.

De plus, les agents privés (consommateurs et entreprises) anticipent que l'augmentation actuelle des dépenses ou la réduction d'impôt provoque une augmentation de la dette, impliquant une hausse future des impôts et/ou une réduction des dépenses[105], et évitent de consommer et d'investir et préfèrent épargner (Equivalence Ricardienne).

Par conséquent, la prise en compte de la dynamique de la dette consécutive à un choc budgétaire est importante dans le choix des variables à inclure dans le modèle VARs. Il s'agit de supposer que les variables budgétaires évoluent en fonction de diverses variables macroéconomiques y compris la dette. Les quelques travaux qui introduisent la dynamique de la dette dans le modèle VARs, modélise la dette par le ratio dette/PIB comme une variable exogène.

[104] Notamment les travaux de Giavazzi et Pagano (1990) et Alesina et Ardagna (1998) examinés dans le premier chapitre.

[105] Les agents s'attendent que le gouvernement respecte la contrainte budgétaire intertemporelle et ajuste les taxes et / ou les dépenses futures.

5.2.2 Evaluer les effets désagrégés de la politique budgétaire sur l'activité économique

Les modèles spécifiés dans les chapitres 2, 3 ont porté sur cinq variables en l'occurrence les dépenses budgétaires, les recettes fiscales, le PIB, l'inflation, et le taux moyen pondéré. Ce bloc de variables est qualifié par le nombre standard nécessaire pour évaluer les effets macroéconomiques de court terme sur l'activité économique (Blanchard et Perotti (2002)). Toutefois, ce modèle de cinq variables peut connaitre des extensions.

Dans ce cadre, la spécification peut être élargie à six variables en ajoutant au variable standard une variable relative à la balance commerciale (x-m). En fait, les effets de la politique budgétaire diffèrent selon qu'il s'agit d'une économie ouverte ou non ; et par conséquent, l'introduction d'une variable relative aux exportations nettes est d'une grande utilité, car elle permet d'évaluer si les multiplicateurs budgétaires sont affectés par l'ouverture ou non.

En outre, les variables budgétaires peuvent faire l'objet d'une désagrégation. C'est-à-dire au lieu de travailler sur les dépenses budgétaires totales, on peut décomposer cette variable en dépenses d'investissement ou en dépense de consommation (fonctionnement). Comme déjà mentionné dans le premier chapitre, la littérature suggère que les effets de la politique budgétaire stimule plus l'activité si l'augmentation concerne les dépenses d'investissement et non pas les dépenses de fonctionnement. Ceci dit qu'il serait intéressant d'apprécier pour le cas du Maroc les effets de chaque type de dépenses.

Les recettes fiscales aussi peuvent faire l'objet d'une désagrégation. Les estimations peuvent être faites en décomposant les recettes fiscales en impôts directs et impôt directs. La littérature nous enseigne que généralement les impôts directs génèrent plus d'effet négatif que les impôts indirects. En fait, la fiscalité directe touche les facteurs de production tels que le capital et le travail et donc peut décourager l'investissement.

En revanche, les impôts indirects tels que la TVA sont neutres d'un point de vue croissance économique. Dès lors, il serait important de modéliser les effets de chaque types d'impôts à part. Ceci est important pour le Maroc surtout que la structure fiscale est caractérisée par une pression fiscale importante en faveur des impôts directs.

Cette problématique de fiscalité peut être traitée par des modèles d'équilibre général pour évaluer d'une manière détaillé les effets des impôts sur le choix de consommateurs et des producteurs.

Au niveau de l'activité économique, le PIB aussi peut faire l'objet d'une désagrégation. Au lieu d'évaluer les effets sur le PIB, l'effet de la politique budgétaire peut être estimé sur les composantes du PIB en l'occurrence la consommation privé, l'investissement privé. Et par conséquent, évaluer comment la politique budgétaire affecte la demande agrégée à travers ses composantes. A signaler qu'il existe des travaux qui évaluent les effets des dépenses et des recettes sur les composantes du PIB, dans l'objectif de déterminer par quels canaux la politique budgétaire affecte la demande agrégée et donc la production.

5.2.3 Evaluer les effets macroéconomiques de la politique à l'aide d'un modèle DSGE (Dynamic Stochastic General Equilibrium)

Le modèle DSGE (Dynamic Stochastic General Equilibrium en anglais) est un outil d'évaluation des effets macroéconomiques de la politique économique notamment la politique monétaire et budgétaire, proposé par les nouveaux Keynésiens vers les années 90. C'est un modèle d'équilibre général qui introduit dans les modèles RBC (modèle du cycle réel des affaires)[106] des hypothèses Keynésiennes notamment celle des rigidités nominales et la concurrence monopolistique.

Le modèle DSGE modélise le comportement microéconomique des agents économiques pour expliquer les relations et les liens entre les agrégats et les variables macroéconomiques (production, inflation, déficit budgétaire…)[107]. Ainsi, les ménages supposés rationnels maximisent leur utilité, les entreprises maximisent leurs profits, et l'économie évolue dans un environnement caractérisé par la présence des chocs exogènes.

Ce modèle est estimé à l'aide de la méthode d'inférence bayésienne qui utilise la chaine de Markov Monte Carlo (MCMC) examinée dans le 3ème et 4ème chapitre. En plus, il est calibré sur la base de l'observation des données et des variables passées d'une économie donnée.

[106] Le modèle RBC a été proposé par F. Kydland et E. Prescott (1982) dans leur article « Time to Build and Aggregate Fluctuations ».

[107] Pour une version simplifiée des modèles de nouvelle synthèse (DSGE), il faut se référer au chapitre 1

Malgré que l'usage du modèle DSGE soit jugé par certains économistes comme prématuré d'être appliqué pour les pays en développement[108], il peut constituer une bonne alternative aux modèles VAR linéaires. En fait, l'avantage que constitue le modèle DSGE par rapport au modèle VAR linéaire est qu'il permet d'étudier les effets de la politique budgétaire sur un ensemble d'indicateur et sur le comportement des agents privés et donc détecter les canaux de transmission d'un choc budgétaire à l'ensemble de l'économie. Théoriquement un choc budgétaire de recette et de dépense à court terme affecte la production via son effet sur les composantes de la demande agrégée (consommation, investissement, exportation nettes…).

Dès lors, le modèle DSGE de par sa structure permettrai d'évaluer les effets des chocs budgétaires en simulant scénarii tel que :

i) Evaluer le multiplicateur budgétaire quand le gouvernement augmente les dépenses d'investissement au lieu des dépenses de consommation;
ii) Evaluer l'effet d'un choc budgétaire en présence des ménages ricardiens ou non ;
iii) Evaluer si les effets d'un choc recette diffèrent selon que ce choc s'appuie sur la fiscalité directe (IR et IS) ou sur la fiscalité indirecte (TVA) ;
iv) Evaluer les effets de la politique budgétaire en présence d'une politique monétaire qui baisse ou augmente ou maintient fixe le taux d'intérêt suite à un choc budgétaire ;
v) Evaluer les effets de la politique budgétaire en présence d'un régime fixe et un régime de change flexible ;
vi) Evaluer si les effets de la politique budgétaire diffèrent selon que les dépenses soient financées par impôts ou par la dette.

Dès lors, le modèle DSGE peut constituer une très bonne alternative aux modèles VARs en matière d'évaluation des effets macroéconomiques de court terme de la politique budgétaire au Maroc dont les effets de la politique sont encore peu connus.

[108] Pour les pays en développement le calibrage du modèle DSGE n'est pas sans difficulté, car certains faits stylisés de ces pays sont méconnus, et un calibrage basé sur des paramètres empruntés des pays développés comme c'est souvent le cas peut induire le modélisateur en des conclusions erronées.

Conclusion du chapitre 5

Ce dernier chapitre de la thèse avait pour objectif d'une part de discuter les résultats dégagés dans les chapitres précédents et d'en faire ressortir des leçons et des recommandations pour la politique budgétaire au Maroc ; et d'autre part de lancer quelques pistes d'amélioration qui peuvent faire l'objet de d'autres travaux de recherches futures.

En effet, la problématique du rôle stabilisateur de la politique budgétaire est l'une des plus controversés de la recherche macroéconomique à la fois sur le plan théorique et empirique. Historiquement ce débat est renouvelé en permanence.

Pour le Maroc, cette problématique est toujours d'actualité, du fait que la gestion de la politique budgétaire convergera dans les années futures vers les standards adoptés dans les pays développés à savoir que la politique budgétaire sera de plus en plus utilisée pour assurer la fonction de stabilisation des fluctuations de la conjoncture et relancer l'activité économique de manière efficace lors des périodes de dépression.

Dans ce cadre, l'économiste chercheur doit accompagner l'évolution de la gestion des finances publiques et évaluer en permanence les effets de la politique budgétaire sur l'activité économique. Il doit aussi mettre à la disposition de cette problématique à chaque fois les avancés de la modélisation pour contribuer à la définition des faits stylisés de la politique budgétaire et éclairer le décideur public sur l'orientation de cette politique économique.

CONCLUSION GENERALE

Le rôle stabilisateur de la politique budgétaire et ses effets sur la demande agrégée ont fait l'objet d'un grand débat théorique qui a duré plus d'un siècle, entre les Keynésiens tenants d'une intervention économique de l'Etat pour réguler la conjoncture économique, les non Keynésiens qui jugent que la politique budgétaire est en général inefficace, et les anti-Keynésiens qui estiment que la relance budgétaire exerce des effets dépressifs sur l'économie.

Ce débat s'est renouvelé récemment, depuis la crise économique et financière de l'année 2008. En effet, la politique budgétaire de relance a été recommandée à la fois par les académiciens que par les décideurs publics et ce, pour faire face aux effets défavorables de la récession économique.

En outre, l'évaluation des effets macroéconomiques de cette politique économique a connu aussi un renouveau sur le plan empirique avec le travail référentiel de Blanchard et Perotti en 2002. Depuis, les travaux empiriques étudiant les effets des chocs budgétaires sur la dynamique économique se sont multipliés notamment pour les pays développés.

En revanche, le nombre des études empiriques qui évaluent les effets macroéconomiques de la politique budgétaire pour les pays en développement reste limité (Hemming 2002). Ceci s'explique en partie par la pénurie de bases de données statistiques trimestrielles ou la qualité médiocre de ces données, et l'influence des facteurs institutionnels et structurels (niveau de développement et structures politiques). Par conséquent, le rôle et les effets de cette politique économique de stabilisation conjoncturelle pour ces pays sont peu connus.

Dans ce cadre, la présente thèse s'est proposée d'étudier les effets macroéconomiques de la politique budgétaire sur la dynamique économique au Maroc, et donc apprécier sa fonction de politique économique de stabilisation conjoncturelle et ce, à la lumière des changements structurels que l'économie marocaine a connus sur la période allant de 1990 à 2016. Ce sujet est d'une grande importance pour la conduite d'une politique budgétaire optimale capable de stabiliser les fluctuations de la conjoncture.

L'objectif en définitive étant de contribuer à la littérature empirique étudiant les effets macroéconomiques de la politique budgétaire au Maroc, à travers une série d'estimations faite à l'aide d'une modélisation VARs à la fois linéaire et non linéaire.

Pour ce faire, cette thèse est constituée de cinq chapitres, chacun vise à apporter des éléments de réponse à la problématique générale. Ainsi, le premier chapitre, s'est focalisé sur les courants de pensée économique traitant les effets de la politique budgétaire sur la dynamique économique en l'occurrence, les Keynésiens (nouveaux Keynésiens), les classiques (nouveaux classiques) et les anti-Keynésiens (la théorie anti-Keynésienne des finances publiques). Ces courants, ont conduit à l'émergence d'un ensemble de travaux traitant les effets non linéaires de la politique budgétaire, et qui suggèrent la coexistence des effets Keynésiens et non Keynésiens de la politique budgétaire pour une économie donnée en fonction de certains facteurs et circonstances économiques, tels que le niveau d'endettement, l'état du cycle économique (récession ou expansion), et la structure des dépenses…

Ce premier chapitre montre l'importance de ce grand débat théorique sur les effets de la politique budgétaire, qui ne cesse d'évoluer, et conclut que les courants de pensée précités divergent plus qu'ils convergent. A la lumière de la revue de littérature que le premier chapitre dresse, deux modèles théoriques liant un ensemble de variables macroéconomiques ont été retenus pour servir de référence théorique à la spécification des modèles économétriques utilisés dans les autres chapitres de la thèse.

Par ailleurs, le deuxième chapitre analyse les effets des chocs budgétaires (dépenses et recettes) sur le PIB réel, le taux moyen pondéré, et le taux d'inflation au Maroc. Un VARs linéaire a été spécifié suivant deux approches d'identification :i) L'approche récursive utilisée pour la politique budgétaire par Fatas et Mihov en 2001, et ii) L'approche de référence de Blanchard et Perotti (2002). L'objectif est d'apprécier le pouvoir de relance de cette politique économique.

L'examen des fonctions de réactions impulsionnelles (IRFs) et les multiplicateurs budgétaires dégagés du VARs, font ressortir que la politique budgétaire au Maroc agit sur l'activité économique réelle positivement à travers les dépenses budgétaires et négativement à travers les recettes fiscales. Toutefois, l'effet positif des dépenses est limité du fait que le multiplicateur est inférieur à 1, par conséquent la politique budgétaire au Maroc semble inefficace à stimuler l'activité économique.

En effet, Les estimations laissent dégager les résultats suivants, i) un choc de dépense budgétaire exerce un effet positif statistiquement significatif entre le 6ème et le 12ème trimestre, ii) le taux d'intérêt et l'inflation réagissent aussi positivement à un choc de dépense, mais cet effet n'est pas statistiquement significatif. ii) un choc de recette fiscale affecte négativement la production, l'inflation, tandis que le taux d'intérêt (TMP) réagit positivement.

En outre, les multiplicateurs budgétaires calculés à partir des fonctions de réactions indiquent que le multiplicateur de dépense bien qu'il soit de signe positif ne dépasse pas l'unité. En revanche, le multiplicateur de recette est de signe négatif et dépasse l'unité, indiquant ainsi que les recettes fiscales ont un impact plus prononcé en comparaison avec les dépenses. Toutefois, le multiplicateur de recette varie en fonction de la méthodologie d'identification, contrairement au multiplicateur de dépense dont le résultat est robuste selon les deux approches d'identification du VARs linéaire.

Le troisième chapitre, s'est proposé d'étudier les effets non linéaires des chocs budgétaires au Maroc, en partant du propos théorique selon lequel les effets de la politique budgétaire varient dans le temps sous l'influence d'un certain nombre de facteurs et circonstances économiques (Spilimbergo 2009).

Dans ce cadre, les effets de la politique budgétaire discrétionnaire ont été évalués dans un cadre empirique non linéaire, en tenant compte des changements structurels que l'économie marocaine a connus sur la période allant de 1990 à 2016.

Par ailleurs, un modèle VAR à paramètre variables (TVP-VAR) a été spécifié et estimé à l'aide de l'approche Bayésienne MCMC (chaine de Markov Monte Carlo) en se basant sur le travail de Nakajima (2011). Ce modèle permet de simuler l'effet variable d'un choc budgétaire en fonction de l'évolution et des changements de l'activité économique, et donc de mieux apprécier le pouvoir de relance de la politique budgétaire discrétionnaire au Maroc. En d'autres termes, ce modèle permet de simuler les chocs budgétaires dans tous les trimestres de la période étudiée.

Les résultats laissent conclure que l'économie marocaine sur la période allant de 1990 à 2016 a connu des changements structurels surtout depuis le début des années 1998. En effet, les tests de racine unitaire avec ruptures structurelles indiquent la présence de plusieurs dates de ruptures structurelles dans les variables ; dépenses budgétaires, PIB réel et recettes fiscales.

En outre, les estimations indiquent qu'un choc de dépenses budgétaires affecte faiblement l'activité économique réelle. De plus, cet effet n'a pas fluctué sur toute la période étudiée ; il s'agit d'un effet stable. Concernant l'effet de la fiscalité, les résultats indiquent qu'un choc de recettes fiscales ne semble pas avoir un effet signifiant sur l'activité économique réelle.

Ceci suggère, que le pouvoir de relance de la politique budgétaire discrétionnaire au Maroc est limité avec des multiplicateurs budgétaires (dépense) inférieurs à 1. De plus, les effets des chocs budgétaires n'ont pas changé dans le temps malgré les changements structurels de l'économie marocaine. Plus précisément, la conduite de la politique budgétaire n'a pas changé en fonction de l'évolution économique pour accompagner les changements structurels de l'activité économique. Ces résultats confirment les concluions du deuxième chapitre, et révèlent que la politique budgétaire ne joue pas efficacement son rôle de politique économique de stabilisation conjoncturelle.

Dans le chapitre quatre, l'accent est mis sur l'un des facteurs susceptibles d'expliquer les effets non linéaires de la politique budgétaire, en l'occurrence l'état du cycle économique ou de la conjoncture économique.

En se référant à un ensemble de travaux empiriques traitant les effets non linéaires de la politique budgétaire discrétionnaire expansionniste qui suggèrent que celle-ci stimule plus l'activité économique en période de ralentissement du cycle (bas du cycle ou récession) qu'en période d'expansion (haut du cycle) ; ce quatrième chapitre étudie les effets de la politique budgétaire au Maroc en fonction de l'état de la conjoncture dans lequel la relance budgétaire est entreprise.

Dance ce cadre, sur la période allant de 1990 (T1) à 2016 (T4), un modèle VAR markovien à changement de régime (MS-VAR) a été estimé avec trois variables à savoir : le solde budgétaire structurel comme instrument de la politique budgétaire, l'écart de production comme indicateur de l'activité économique, et l'inflation comme variable de politique monétaire. Le modèle MS-VAR a été estimé aussi avec méthode MCMC (Chaine de Markov Monte Carlo) en s'appuyant sur les travaux de Ehrmann et al (2003).

Les résultats dégagés des estimations indiquent que l'activité économique au Maroc a connu au moins un changement de régime vers l'année 1998. En effet, deux régimes émergent: i) le 1er régime correspond à la période 1999 à 2016, et ii) le 2ème régime concerne la période allant de 1990 à 1998.

Sur les deux régimes, la politique budgétaire à travers un choc du solde budgétaire structurel n'affecte pas de manière significative l'activité économique, et donc ses effets peuvent être qualifiés de non expansionnistes. Ceci dit, les effets de la politique ne dépendent pas de l'état de l'activité économique.

En outre, la politique budgétaire est trouvée pro-cyclique surtout sur la période allant de 1990 à 1998 (2ème régime). Cette orientation est jugée par la littérature de sous optimale car elle aggrave l'instabilité macroéconomique. Par conséquent, l'orientation de la politique se trouve en contradiction avec la fonction de stabilisation de la conjoncture, qui exige une conduite budgétaire contra-cyclique. En bref, cette politique économique ne joue pas son rôle de politique de stabilisation de la conjoncture, et n'accompagne pas les changements structurels de l'économie nationale.

A la lumière de ces résultats importants trouvés à l'aide de l'analyse empirique linéaire et non linéaire, le cinquième chapitre (le dernier) s'est proposé de dégager quelques recommandations pour la bonne conduite d'une politique budgétaire optimale, capable de relancer efficacement l'activité économique, et donc à remplir sa fonction de politique budgétaire de stabilisation de la conjoncture.

Dans ce cadre, cinq grandes conclusions (sous forme de leçons) ont été tirées pour la politique budgétaire au Maroc à la lumière de l'analyse empirique linéaire et non linéaire:

1) Politique budgétaire à effets macroéconomiques faibles et pouvoir de relance limité ;
2) Politique budgétaire à effets invariants dans le temps en dépit des changements structurels de l'activité économique ;
3) Politique budgétaire pro-cyclique qui aggrave l'instabilité macroéconomique ;
4) Politique budgétaire à effets indépendants de l'état de la conjoncture économique ;
5) Importance de la modélisation non linéaire dans l'évaluation des effets macroéconomiques des chocs budgétaires, en fonction des changements et les ruptures structurels.

En outre, le dernier chapitre lance quelques pistes d'amélioration qui peuvent faire l'objet d'autres travaux de recherches futures portant sur l'évaluation des effets macroéconomiques de la politique budgétaire au Maroc.

Dans ce cadre, les modèles VARs spécifiés dans cette thèse peuvent faire l'objet d'une extension, en introduisant la dette dans l'évaluation et l'analyse des effets de la politique budgétaire. En effet, la littérature économique justifie cela par deux raisons : i) l'effet de

retour du niveau de la dette sur les impôts et les dépenses est nécessaire pour la stabilité de la dette. En fait, après un choc budgétaire, un ajustement budgétaire (diminution du déficit) est nécessaire pour maintenir la dette stable, ii) l'impact d'un choc fiscal donné sur les taux d'intérêt sera très différent selon que le choc produit une trajectoire d'endettement stable ou non.

Par ailleurs, les modèles spécifiés dans les chapitres 2, 3 sont composés de cinq variables (les dépenses budgétaires, les recettes fiscales, le PIB, l'inflation, et le taux moyen pondéré du marché interbancaire, peuvent connaitre des extensions.

Dans ce cadre, la spécification peut être élargie à six variables en ajoutant une variable relative à la balance commerciale. En fait, les effets de la politique budgétaire diffèrent selon qu'il s'agit d'une économie ouverte ou non et par conséquent, l'introduction d'une variable relative aux exportations nettes est d'une grande utilité, car elle permet d'évaluer si les multiplicateurs budgétaires sont affectés par l'ouverture ou non de l'économie marocaine.

En outre, les variables budgétaires peuvent faire l'objet d'une désagrégation. Ainsi, les dépenses budgétaires totales peuvent être décomposées en dépenses d'investissement ou en dépenses de consommation. En effet, la littérature théorique suggère que la politique budgétaire est plus expansionniste lorsqu'elle s'appuie sur l'augmentation des dépenses d'investissement, que si elle se fonde sur l'augmentation des dépenses de fonctionnement du budget. Dès lors, il serait opportun d'apprécier pour le cas du Maroc les effets de chaque type de dépenses à l'aide de la méthodologie VARs.

Pour les effets de la fiscalité, les recettes fiscales peuvent aussi faire l'objet d'une désagrégation. C'est-à-dire que les estimations peuvent être faites en décomposant les recettes fiscales en impôts directs et impôt indirects. Dans ce cadre, la théorie économique nous enseigne que les impôts directs génèrent plus d'effet négatif que les impôts indirects. Cela s'explique par le fait que la fiscalité directe touche les facteurs de production tels que le capital et le travail et donc peut décourager l'investissement. Tandis que les impôts indirects tels que la TVA sont neutres d'un point de vue croissance économique.

Dès lors, il serait important de modéliser les effets de chaque type d'impôts à part. Ceci est important pour le Maroc dont la structure fiscale est caractérisée par une pression fiscale importante en faveur des impôts directs. Cette problématique de fiscalité peut être traitée par des modèles d'équilibre général pour évaluer d'une manière détaillée les effets des impôts sur le choix de consommateurs et des producteurs (effets au niveau microéconomique).

Concernant l'activité économique, le PIB réel aussi peut faire l'objet d'une désagrégation. C'est-à-dire, au lieu d'évaluer les effets sur le PIB, l'effet de la politique budgétaire peut être estimé sur les composantes du PIB en l'occurrence la consommation privé, l'investissement privé. Et par conséquent, évaluer comment la politique budgétaire affecte la demande agrégée à travers ses composantes. A signaler qu'il existe des travaux qui évaluent les effets des dépenses et des recettes sur les composantes du PIB, dans l'objectif de déterminer par quels canaux la politique budgétaire affecte la demande agrégée et donc la production.

Sur le plan empirique, une bonne alternative aux modèles VARs surtout linéaire se présente, il s'agit du modèle DSGE (Dynamic Stochastic General Equilibrium en anglais). Ce dernier constitue un outil d'évaluation des effets macroéconomiques de la politique économique notamment les politiques monétaire et budgétaire, proposé par les nouveaux Keynésiens vers les années 90.

Ce modèle modélise le comportement microéconomique des agents économiques pour expliquer les relations et les liens entre les agrégats et les variables macroéconomiques (production, inflation, déficit budgétaire…).

En matière d'évaluation de la politique budgétaire le modèle DSGE de par sa structure permettrait d'évaluer les effets des chocs budgétaires en simulant les scénarii tels que :

- Evaluer le multiplicateur budgétaire quand le gouvernement augmente les dépenses d'investissement au lieu des dépenses de consommation;
- Evaluer l'effet d'un choc budgétaire en présence des ménages Ricardiens ou non ;
- Evaluer si les effets d'un choc recette diffèrent selon que ce choc s'appuie sur la fiscalité directe (IR et IS) ou sur la fiscalité indirecte (TVA) ;
- Evaluer les effets de la politique budgétaire en présence d'une politique monétaire qui baisse ou augmente ou maintient fixe le taux d'intérêt suite à un choc budgétaire ;
- Evaluer les effets de la politique budgétaire en présence d'un régime fixe et un régime de change flexible ;

L'estimation d'un modèle DSGE pour évaluer les effets de la politique budgétaire au Maroc serait d'une grande importance, s'il introduit les évolutions non linéaires et changements de régime des variables macroéconomiques.

En bref, les effets macroéconomiques de la politique budgétaire sur la dynamique économique notamment pour les pays en développement doit faire l'objet d'une évaluation

permanente. Ainsi, le chercheur doit mettre à la disposition de cette problématique à chaque fois les avancés de la modélisation et de la théorie économique et ce, pour contribuer à la définition des faits stylisés de la politique budgétaire et éclairer le décideur public sur l'orientation de cette politique économique.

BIBLIOGRAPHIE

[1] Aarle, B. V. et Garretsen, H. (2003). “Keynesian, non-Keynesian or no effects of fiscal policy changes? The EMU case”, Journal of Macroeconomics 25 (2003) : 213–240.

[2] Afonso, A., Claeys, P., et Ricardo, M. S. (2009). “Fiscal Regime Shifts in Portugal”, Research Institute of Applied Economics 2009, Working Papers 2009/21, 28 pages.

[3] Agénor, P. R. (2015). “Règles budgétaires et soutenabilité des finances publiques », OCP policy center.

[4] Aiyagari, S. R., Christiano. L. J., Eichenbaum, M. (1992). "The output, employment, and interest rate effects of government consumption," Journal of Monetary Economics, Elsevier, vol. 30(1), pages 73-86, October.

[5] Akboul, N. et RAGBI, B. (2015). « Evaluation de l’orientation de la politique budgétaire au Maroc », « Politique budgétaire et activité économique au Maroc : Une analyse quantitative », OCP Policy Center.

[6] Alesina, A. et Perotti, R. (1996). “FISCAL ADJUSTMENTS IN OECD COUNTRIES: COMPOSITION AND MACROECONOMIC EFFECTS », National bureau of economic research.

[7] Alesina, A., Ardagna. S., Perotti, R., et Schiantarelli, F. (2002). “Fiscal Policy, Profits, and Investment”, The American Economic Review, Vol. 92, No. pp. 571-589.

[8] Andrews, K.W. (1993). «Tests for Parameter Instability and Structural Change With Unknown Change Point”, Econometrica, Vol. 61, No. 4 (Jul., 1993), pp. 821-856.

[9] Arestis, P. (2012). “Fiscal policy: a strong macroeconomic role”, Review of Keynesian Economics, Inaugural Issue, Autumn 2012, pp. 93–108.

[10] Arin, P. K. et Spagnolo, N. (2011). « Short-term growth effects of fiscal policy revisited: A Markov-switching approach”, Economics Letters 110 (2011) 278–281.

[11] Aschauer, D. A. (1985). «The American Economic Review », Vol. 75, No. 1 (Mar.,1985), pp. 117-127.

[12] Aschauer, D. A. (1988). “The Equilibrium Approach to Fiscal Policy”, Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 20, No. 1 (Feb., 1988), pp. 41-62.

[13] Auerbach, A. et Gorodnichenko, Y. (2010). “Measuring the output responses to fiscal policy”, American Economic Journal: Economic Policy, 4 (2): 1-27.

[14] Bai, J. et Perron. P (1998), « Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes”, Econometrica, Vol. 66, No. 1 (Jan., 1998), pp. 47-78.

[15] Barakat, F. et Handoufe, A. (1997). “La sécheresse agricole au Maroc”, Sustainability of Water Resources under Increasing Uncertainty (Proceedings of the Rabat Symposium SI, April 1997). IAHS Publ. no. 240, 1997.

[16] Baranowski, P., Krajewski, P., Mackiewicz, M., et Szymańska, A. (2015). “The Effectiveness of Fiscal Policy Over the Business Cycle: A CEE Perspective”, Emerging Markets Finance & Trade, pp.1-12. 2015.

[17] Baranowski1, P., Krajewski, P., Mackiewicz, M., et Szymańska, A. (2015) “The Effectiveness of Fiscal Policy Over the Business Cycle: A CEE Perspective », Emerging Markets Finance & Trade.

[18] Barro, R. J. (1974), “Are government bonds net wealth? “, Journal of Political Economy 82(6): 1095-1117.

[19] Barro, R. J. (1981). “Output effects of government purchases”. Journal of Political Economy 89(6): 1086-1121.

[20] Barry. F., et Devereux, M. B. (1995). “Expansionary Fiscal Contraction' Hypothesis: A Neo-Keynesian Analysis”, Oxford Economic Papers, New Series, Vol. 47, No. 2 (Apr., 1995), pp. 249-264.

[21] Barry. F., et Devereux. M. B. (2003). « Expansionary fiscal contraction : A theoretical exploration », Journal of Macroeconomics 25 (2003) 1–23.

[22] Barseghyan, L., Battaglini, M., et Coate, S. (2013). « Fiscal policy over the real business cycle:A positive theory”, Journal of Economic Theory 148 (2013) 2223–2265.

[23] Bassil, C. (2012). “Interaction entre racines unitaires et ruptures structurelles », Revue économique 2012/1 Vol. 63 pages 93 à 128.

[24] Baum, A., et Koester, G. B. (2011). “The impact of fiscal policy on economic activity over the business cycle– evidence from a threshold VAR analysis”, Discussion Paper Series 1 : Economic Studies No 03/2011.

[25] Baum, A., Poplawski-Ribeiro, M., et Weber, A. (2012). “Fiscal Multipliers and the State of the Economy”, IMF Working Paper.

[26] Baxter, M. et King, R. G. (1993). "Fiscal Policy in General Equilibrium," American Economic Review, American Economic Association, vol. 83(3), pages 315-334, June.

[27] Ben Sliamne, S. et Moez B.T. (2012). “Is Discretionary Fiscal Policy Effective? Evidences for Tunisia and Egypt” . Review of Economics & Finance.

[28] Ben sliamne, S. et Moez B.T (2011). “Effects of discretionary fiscal policy in Tunisia: A SVAR model investigation”. Topics in middle eastern and african economies.

[29] Benbouziane, C. et Chekouri, S. M. (2014). “The impact of fiscal policy on economic activity over the business cycle: an empirical investigation in the case of algeria”. Economic research forum. Working paper, pp.1-33.

[30] Berg, T. O. (2016). “Business Uncertainty and the Effectiveness of Fiscal Policy in Germany”. MPRA Paper No. 69162.

[31] Blanchard, J. O. et Fischer, S. (1989). “Lectures on macroeconomics”, MIT Press Books, The MIT Press, edition 1, volume 1, number 0262022834, March.

[32] Blanchard, J. O. et Perotti, R. (2002). “An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on Output”, Quarterly Journal of Economics,117, 1329-1368.

[33] Bisaglia, L. et Gerolimetto, M. (2014). “Testing for (non) linearity in economic time series: a Monte Carlo comparison”. Working Paper Series, N. 3, 2014.

[1] Boiciuc, I. (2015). “The effects of fiscal policy on emerging economies. A TVP-VAR approach”, South-Eastern Europe Journal of Economics 1 (2015) 75-84.

[2] Bouthevillain, C. et Sophie, G. (2000). “Limites des méthodes d'évaluation et pertinence du concept de déficit public structurel”, Revue française d'économie, volume 15, n°1, 2000. pp. 75-121.

[3] Bouthevillain, C., Dufrénot, G., Frouté, P., et Laurent, P. (2013). “Les politiques budgétaires dans la crise : Comprendre les enjeux actuels et les défis futures ”, ouvertures économiques, de boeck.

[4] Bouzahzah, M. et Karim, M. (2006). “La relation causale entre les recettes et les dépenses budgétaires : Un modèle de cointégration et à correction d’erreur appliqué au Maroc”, critique économique n°18, 2006.

[5] Buchanan, J.M. (1976). “Barro on the Ricardian Equivalence Theorem”, Journal of Political Economy, Vol. 84, No. 2 (Apr., 1976), pp. 337-342.

[6] Buiter, W.H. (1977), “Crowding out’ and the effectiveness of fiscal policy”, Journal of Public Economics Volume 7, Issue 3, June 1977, Pages 309-328.

[7] Caldara, D. et Kamps, C. (2007). “What are the effects of Fiscal Policy shocks? A VAR based comparative analysis”, ECB working paper n° 877.

[8] Caldara, D. et Kamps, C. (2008). “What are the effects of fiscal policy shocks ? a var-based comparative analysis”, Working paper series. European central bank.

[9] Caldentey, E. P. (2003). “Chicago, Keynes and Fiscal Policy”, Investigación Económica, Vol. 62, No. 246 (OCTUBRE-DICIEMBRE DE 2003), pp. 15-45.

[10] Canova, F. et Pappa, P. (2007). “Price differential in Monetary Unions: The role of fiscal shocks”, Economic Journal, 117, 713-737.

[11] Carlson, K. M. et Spencer, R. W. (1975). “Crowding out and its critics”, Federal reserve bank of St. Louis, Vol. 57 (1975).

[12] Chagny, O. et Lemoine, M. (2003). “ Ecart de production dans la zone euro. Une estimation par le filtre de Hodrick-Prescott multivarié ”, Revue de l'OFCE 2003/3 (n° 86), p. 173-202.

[13] Charpentier, A. (2004). “Cours des séries temporelles. Théorie et Applications” Université de Paris.

[14] Christiano, L. et Eichenbaum, M. (2009). “When is the government spending multiplier large?”, Nber working paper series.

[15] Cogan, J. F., Cwik, T., Taylor, J. B., et Wieland, V. (2010). “New Keynesian versus old Keynesian government spending multipliers”. Journal of Economic Dynamics & Control 34 (2010) 281–295.

[16] Cogley, T., Sergei, M., et Sargent, T. J. (2005). “Bayesian fan charts for U.K. inflation: Forecasting and sources of uncertainty in an evolving monetary system”, Journal of Economic Dynamics and Control, Elsevier, vol. 29(11), pages 1893-1925, November.

[17] Creel, J., Ducoudré, B., Catherine, M., et Sterdyniak, H. (2005). “DOIT-ON OUBLIER LA POLITIQUE BUDGÉTAIRE ? Une analyse critique de la nouvelle théorie anti-keynésienne des finances publiques”, Revue de l'OFCE 2005/1 (no 92), p. 43-97.

[18] DEPF. (2008). “Tableau de bord des finances publiques”, MEF- Maroc.

[19] DEPF. (2017). “Tableau de bord des finances publiques”, MEF- Maroc

[20] Duguay, P. et Rabeau, Y .(1989). “Les effets macro-économiques de la politique budgétaire: de Keynes à la synthèse néoclassique”, Revue économique, volume 40, n°4, 1989. pp. 597-620.

[21] Ehrmann, M., Ellison, M., et Valla, N. (2003). « Regime-dependent impulse response functions in a Markov switching vector autoregression model », Economics Letters 78 (2003) 295–299.

[22] Eichenbaum, B. C. et Fisher, J. (2004). “Fiscal shocks and their consequences, Journal of Economic Theory” 115, pp. 89-117.

[23] El Aoufi, N., Herzenni, A., et Bensaid, M. (2005). “Croissance Economique et Développement Humain”, Rapport Thematique, Cinquantenaire de l’Indépendance du Royaume du Maroc.

[24] El Mokri, K., Ragbi, A., Tounsi, S. (2015). “Politique budgétaire et activité économique au Maroc : Une analyse quantitative”, OCP policy center.

[25] Elmendorf, D. W. et Mankiw, G. (1999). “Government debt”, In (J. B. Taylor & M. Woodford (ed.)) Handbook of Macroeconomics 1, part 3: 1615-1669.

[26] Fatás, A. and Mihov, I. (2001). “The Effects of Fiscal Policy on Consumption and Employment: Theory and Evidence”. Center for Economic Policy Research, Discussion Paper, No. 2760.

[27] Fatás, A. et Mihov, I. (2001). “Fiscal Policy and Business Cycles: An Empirical Investigation.” Moneda y Credito, 167–210.

[28] Favero, C. et Giavazzi, F. (2007). “Debt and the effects of fiscal policy”, IGIER Bocconi, manuscript.

[29] Ferreira, D .(2015). “The time-(in)variant interplay of government spending and private consumption in brazil”. Economia Aplicada, v. 19, n. 3, 2015, pp. 429-454.

[30] Galí, J. (2008). “Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework”, Princeton University Press.

[31] Giavazzi, F. et Pagano, M. (1990). “Can Severe Fiscal Contractions Be Expansionary? Tales of Two Small European Countries », NBER Macroeconomics Annual 1990, Volume 5.

[32] Giavazzi, F., Jappelli, T., et Pagano, M. (2000). « Searching for non linear effects of fiscal policy: Evidence from industrial and developing countries”. European Economic Review 44 (2000) 1259-1289.

[33] Giordano, R., Momigliano. S., Neri, S., Perotti, R. (2008). “The Effects of Fiscal Policy in Italy: Estimates with a SVAR model.” Banca d’Italia.

[34] Gupta, R., Jooste, C., et Matlou, K. (2014). “A time-varying approach to analysing fiscal policy and asset prices in South Africa", Journal of Financial Economic Policy, Vol. 6 Iss 1 pp 46-63.

[35] Hamilton, J. D. (1989), « A New Approach to the Economic Analysis of Non stationary Time Series and the Business Cycle”, Econometrica, Vol. 57, No. 2 (Mar., 1989), pp. 357-384.

[36] Hamilton, J. D. (1990). “Analysis of time series subject to changes in regime”, Journal of Econometrics 45, pp,39–70.

[37] Hemming, R., Kell, M., et Mahfouz, S. (2008). « the effectiveness of Fiscal policy in stimulating economic activity- A review of the literature”, IMF working paper.

[38] Hemming, R., Mahfouz, S,. et Schimmelpfennig, A. (2002). “ Fiscal policy and economic activity during recession in advanced economics, IMF working paper.

[39] Hénin, P. Y et Diaye, P.N. (2001). « L'effet des politiques budgétaires sur l'activité : une fonction des conditions conjoncturelles et du régime budgétaire ? », Economie et prévision 2001/1 (no 147), p. 73-88.

[40] Heppke-Falk, K. H., Tenhofen, J., et Wolff, G. B .(2006). “The Macroeconomic Effects of Exogenous Fiscal Policy Shocks in Germany: a Disaggregated SVAR Analysis”. Deutsche Bundesbank.

[41] Herbert, S. (2014). “Econometric analysis of regime switches and of fiscal multipliers”, OFCE working paper.

[42] Höppner, F et Wesche, K. A. (2000). “Non-linear Effects of Fiscal Policy in Germany: A Markov Switching Approach”, Bonn Econ Discussion Papers, No. 9/2000.

[43] Höppner, F. et Wesche, K. (2000). “Non-linear Effects of Fiscal Policy in Germany : A Markov Switching Approach”, Bonn Econ Discussion Papers, No. 9/2000, University of Bonn, Bonn Graduate School of Economics (BGSE), Bonn.

[44] Ilzetzki, E. et Vegh, C. A. .(2008). “Procyclical fiscal policy in developing countries truth or fiction ?”, NBER working paper series, No. 14191.

[45] Ilzetzki. E., Mendoza. G., et Végh, C. A. (2011), “How Big (Small?) are Fiscal Multipliers?”, IMF Working Paper.

[46] Kamps. C. et Caldara, D. (2008). “What are the Effects of Fiscal Policy Shocks? A VAR-based Comparative Analysis”. Working Paper Series 877, European Central Bank.

[47] Karagöz, K. et Keskin, R. (2016). “Impact of Fiscal Policy on the Macroeconomic Aggregates in Turkey : Evidence from BVAR Model”, Procedia Economics and Finance 38 (2016) 408 – 420.

[48] Khanfir, W. (2017). “Non-Linear Effects of Government Consumption in Tunisia: Does Fiscal Policy Changes Matter ?”, Saudi Journal of Business and Management Studies. Vol-2, Iss-4A (Apr, 2017):375-381.

[49] Kraay, A. et Serven, L. (2013). “Fiscal Policy as a Tool for Stabilization in Developing Countries”. World Bank, Washington.

[50] Kristina, K. M., Deyanov, G., et Iliev, V. (2013). “Fiscal Policy and Economic Growth in Bulgaria”, Discussion papers dp/90/2013.

[51] Krittin Mahaphan .(2013). “Fiscal Policy and Macroeconomic Variables: The Case of Thailand”, Thèse soutenue publiquement pour l’obtention du doctorat, université Lincoln new Zeland.

[52] Krolzig, H. M. (1998). “Econometric Modelling of Markov-Switching Vector Autoregressions using MSVAR for Ox”, Institute of Economics and Statistics and Nuffield College, Oxford.

[53] Krolzig, H. M. et Toro, J. (1999). “A New Approach to the Analysis of Shocks and the Cycle in a Model of Output and Employment”, European University Institute Working Paper ECO No. 99/30.

[54] Krolzig. H. M. (2006). “Impulse-Response Analysis in Markov Switching Vector Autoregressive Models”, Economics Department, University of Kent, Keynes College, Canterbury CT2 7NP.

[55] Lankaoui, L. et Saidi, Y. (2007). “La politique budgétaire-la liberalization financière et la dynamique économique au Maroc. L’approche VAR (Vectoriel auto regression) structurel”. 11èmes Rencontres Euro-Méditerranéennes "Le financement des économies des pays riverains de la Méditerranée", Nice, 15-16 novembre 2007.

[56] Lee, J. et Strazicich, M. C. (2003). « Minimum lagrange multiplier unit root test with two structural breaks". The Review of Economics and Statistics Vol. 85, No. 4 (Nov., 2003), pp. 1082-1089

[57] Lozano, I. et Rodríguez, K. (2009). "Assessing the Macroeconomic Effects of Fiscal Policy in Colombia". The Central Bank of Colombia.

[58] Machacek, M. (2001). "Stabilization function of public finance: fiscal policy in real business cycle models", Annals of Public and cooperative Economics 72:2 2001 pp 285-305.

[59] Mahaphan, K. (2013). "Fiscal Policy and Macroeconomic Variables: The Case of Thailand", these de doctorat en philosophie, Lincoln University.

[60] Makiw, G. N. (2006). "Macroéconomie", traduction de la cinquième édition américaine (troisième édition)/nouveaux horizons/de Boeck.

[61] Mamatzakis, E.C. (2005). "The dynamic responses of growth to tax structure for Greece", Journal Applied Economics Letters, Volume 12, 2005.

[62] Matlanyane, A. R. (2005). "A macroeconometric model for the economy of Lesotho: policy analysis and implications", Thesis (PhD)--University of Pretoria, 2006.

[63] Michaillat, P. (2012), "Fiscal Multipliers over the Business Cycle", CEP Discussion Paper No 1115, January 2012.

[64] Mosadak, A. (2013). « Monetary and Fiscal Policy in an Estimated DSGE Model for Morocco". British Journal of Science.

[65] Mossadak, A. (2013), "Twin deficits in Morocco: An empirical investigation", International Journal of Business and Social Research (IJBSR), Volume -3, No.-7, July, 2013.

[66] Mountford, A. et Uhlig, H. (2009). "What are the effects of fiscal policy shocks?", Journal of Applied Econometrics". Journal of Applied Econometrics, John Wiley & Sons, Ltd., vol. 24(6), pages 960-992.

[67] Mourre, G., Astarita, C., et Princen, S. (2014). « Adjusting the budget balance for the business cycle: the EU methodology" European Commission Directorate-General for Economic and Financial Affairs.

[68] Muir, D. et Weber, A. (2013). "Fiscal Multipliers in Bulgaria: Low But Still Relevant ». IMF Working Paper, WP/13/49.

[69] Nakajima, J. (2011). "Time-Varying Parameter VAR Model with Stochastic Volatility: An Overview of Methodology and Empirical Applications", institute for monetary and economic studies, bank of japan.

[70] Nelson, Charles R., et Charles I. Plosser (1982). "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series," Journal of Monetary Economics.

[71] Palley, T. I. (2013). “Keynesian, Classical and New Keynesian Approaches to Fiscal Policy: Comparison and Critique”, Review of Political Economy, 25:2, 179-204.

[72] Pappa, P. (2009). “The effects of fiscal shocks on hours and wages”, International Economic Review, 50, 217-244.

[73] Pereira, M.C. et Lopes, A. S. (2014). « Time-varying fiscal policy in the US”. Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics- De Gruyter.

[74] Perotti, R. (1999). “Fiscal Policy in Good Times and Bad”, The Quarterly Journal of Economics, Vol. 114, No. 4 (Nov., 1999), pp. 1399-1436.

[75] Perotti, R. (2004). “Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD countries, CEPR working paper 168.

[76] Perotti, R. (2007). “In search of the transmission mechanism of fiscal policy, NBER Macroeconomic Annual”, NBER Working Paper No. 13143.

[77] Perron, P. (1989), « The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis” , Econometrica, Vol. 57, No. 6 (Nov., 1989), pp. 1361-1401.

[78] Perron, P. (1997). “Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables, Journal of Econometrics 80 (1997), 355-385.

[79] Primiceri, G. (2005). « Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy”. The Review of Economic Studies, Volume 72, Issue 3, 1 July 2005, Pages 821–852.

[80] Ricci-Risquete, A., Ramajo, J., et De Castro, F. D. (2016). “Time-varying effects of fiscal policy in Spain : a Markov-switching approach”, Applied Economics Letters, vol 23. No 8, pp.597-600.

[81] Romer, C. et Romer, D. (2007). “Do tax cuts starve the beast? The effects of tax changes on government spending”, NBER working paper 13548.

[82] Romer, C. et Romer, D. (2007). “The macroeconomic effects of tax changes”, NBER working paper” 13264.

[83] Romer, D. (2000). “Keynesian Macroeconomics without the LM Curve”, Journal of Economic Perspectives, Volume 14, Number 2, Spring 2000, Pages 149–169.

[84] Sagou, M. (2006). “Les politiques macro-économique”, Institut Royal des études stratégiques Maroc.

[85] Schalck, C. (2007). “Effects of Fiscal Policies in Four European Countries: A Non-linear Structural VAR Approach”, Economics Bulletin, Vol. 5, No. 22 pp. 1-7.

[86] Setterfield, M. (2007). “Is There a Stabilizing Role for Fiscal Policy in the New Consensus?”, Review of Political Economy, Volume 19, Number 3, 405–418, July 2007.

[87] Šimović, H. et Škrbić, M. (2013). “Dynamic effects of fiscal policy and fiscal multipliers in Croatia”, Hrvoje Šimović, Milan Deskar-Škrbić Ekon. fak. Rij.- 2013 vol. 31 sv. 1 • 55-78.

[88] Sims, C. A. (1980). “Macroeconomics and reality”, Econometrica 48, pp. 1–48. 1980.

[89] Sims, C. A. et Zha, T. (1999). “Error bands for impulse responses”, Econometrica Vol 67 N° 5 (September 1999), 1113-1155.

[90] Snowdon. B et Vane, R. (2005). “Modern Macroeconomics Its Origins, Development and Current State”, Edward Elgar Publishing.

[91] Solow, R. M. (2002). “Peut-on recourir à la politique budgétaire ? est-ce souhaitable ?”, Revue de l’OFCE 83.

[92] Spilimbergo, A., Symansky. S., et Schindler, M. (2009). “Fiscal Multipliers”. IMF Staff position note. SPN/09/11.

[93] Sylvérie, H. (2014). “Econometric analysis of regime switches and of fiscal multipliers”, OFCE working paper.

[94] Tanimoune, N. A. et Patrick, P. (2005). “Performance et convergence des politiques économiques en zone Franc”, Revue française d'économie, volume 20, n°1, 2005. pp. 235-268.

[95] Tanimoune, N. A., Combes, J. L., et Plane, P. (2008). “La politique budgétaire et ses effets de seuil sur l'activité en union économique et monétaire ouest africaine (uemoa)”, Economie & prévision 2008/5 (n° 186), p. 145-162.

[96] Taylor, J, B. (1993). “Discretion versus Policy Rules in Practice,” Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 39: 195-214.

[97] Tlidi, A. (2013). “The Calculation of Structural Budget Balance: Case of Morocco”, International Journal of Economics and Financial Issues, Vol. 3, No. 4, 2013, pp.932-937.

[98] Tounsi. S (2006). “Les finances publiques“, prospective « Maroc 2030 », Haut-Commissariat au Plan. Maroc.

[99] Tsoulfidis, L. (2006). “Classical economists and public debt”, International Review of Economics March 2007, 54:1.

[100] Uctum, R. (2007). “Économétrie des modèles à changement de régimes : un essai de synthèse”, L'Actualité économique, 83 (4), 447–482.

[101] Unal, U. (2014), “Impacts of Fiscal Policy Shocks in Finland”, The Empirical Economics Letters, 13(9): (September 2014) ISSN 1681 8997.

[102] Vogelsang, T. J. et Perron, P. (1998). “Additional Tests for a Unit Root Allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time”, International

Economic Review, Vol. 39, No. 4, Symposium on Forecasting and Empirical Methods in Macroeconomics and Finance (Nov., 1998), pp. 1073-1100.

[103] Woodford, M. (2010). "Simple analytics of the government expenditure multiplier", NBER working paper series.

[104] Zivot. E et Andrews, D. W. K. (1992). "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis", Journal of Business & Economic Statistics, Vol. 10, No. 3 (Jul., 1992), pp. 251-270.

ANNEXES

Annexe A (chapitre 2)

1. Tests de cointégration

Date: 10/01/17 Time: 21:31
Sample: 1990Q1 2016Q4
Included observations: 103
Series: G Y P T R
Lags interval: 1 to 4

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	3	1	0	0	0
Max-Eig	2	1	0	0	0

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

2. Tests usuels de racine unitaire

2.1. *Le test ADF (Dickey-Fuller-augmenté)*

a) Première variable : les dépenses budgétaires (G)

Variable en niveau

Modèle a (avec constante)

Null Hypothesis: LG has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.025902	0.9534
Test critical values:	1% level	-3.493747	
	5% level	-2.889200	
	10% level	-2.581596	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Modèle b (avec constante et tendance)

Null Hypothesis: LG has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.341647	0.4078
Test critical values:	1% level	-4.047795	
	5% level	-3.453179	
	10% level	-3.152153	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Modèle c (sans constante ni tendance)

Null Hypothesis: LG has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		2.489831	0.9969
Test critical values:	1% level	-2.587172	
	5% level	-1.943912	
	10% level	-1.614713	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Variable en différence première

Modèle a (avec constante)

Null Hypothesis: D(LG) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-12.99415	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.493747	
	5% level	-2.889200	
	10% level	-2.581596	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Modèle b (avec constante et tendance)

Null Hypothesis: D(LG) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-12.97066	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.047795	
	5% level	-3.453179	
	10% level	-3.152153	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Modèle c (sans constante ni tendance)

Null Hypothesis: D(LG) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-12.44201	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.587172	
	5% level	-1.943912	
	10% level	-1.614713	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

b) *Deuxième variable : le produit intérieur brut (Y)*

Variable en niveau

Modèle a (avec constante)

Null Hypothesis: LY has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 7 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		2.494641	1.0000
Test critical values:	1% level	-3.497029	
	5% level	-2.890623	
	10% level	-2.582353	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Modèle b (avec constante et tendance)

Null Hypothesis: LY has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 7 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.213471	0.0062
Test critical values:	1% level	-4.052411	
	5% level	-3.455376	
	10% level	-3.153438	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Modèle c (sans constante ni tendance)

Null Hypothesis: LY has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		4.999719	1.0000
Test critical values:	1% level	-2.587607	
	5% level	-1.943974	
	10% level	-1.614676	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Variable en différence première

Modèle a (avec constante)

Null Hypothesis: D(LY) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 6 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.944591	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.497029	
	5% level	-2.890623	
	10% level	-2.582353	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Modèle b (avec constante et tendance)

Null Hypothesis: D(LY) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 6 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-7.854666	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.052411	
	5% level	-3.455376	
	10% level	-3.153438	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Modèle c (sans constante ni tendance)

Null Hypothesis: D(LY) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 12 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.335847	0.5617
Test critical values:	1% level	-2.589795	
	5% level	-1.944286	
	10% level	-1.614487	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

c) *Troisième variable : le taux d'inflation (P)*

Variable en niveau

Modèle a (avec constante)

Null Hypothesis: P has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-8.504277	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.492523	
	5% level	-2.888669	
	10% level	-2.581313	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Modèle b (avec constante et tendance)

Null Hypothesis: P has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-9.910239	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.046072	
	5% level	-3.452358	
	10% level	-3.151673	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Modèle c (sans constante ni tendance)

Null Hypothesis: P has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 5 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.346754	0.0190
Test critical values:	1% level	-2.587831	
	5% level	-1.944006	
	10% level	-1.614656	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Variable en différence première

Null Hypothesis: D(INF) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-9.604365	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.495677	
	5% level	-2.890037	
	10% level	-2.582041	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(INF) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-9.622840	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.050509	
	5% level	-3.454471	
	10% level	-3.152909	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(INF,2)

Null Hypothesis: D(INF) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-9.595529	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.587831	
	5% level	-1.944006	
	10% level	-1.614656	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

d) *Quatrième variable : Les recettes fiscales (T)*

Variable en niveau

Modèle a (avec constante)

Null Hypothesis: LT has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.835833	0.8045
Test critical values:	1% level	-3.493129	
	5% level	-2.888932	
	10% level	-2.581453	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Modèle b (avec constante et tendance)

Null Hypothesis: LT has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.745585	0.7239
Test critical values:	1% level	-4.046925	
	5% level	-3.452764	
	10% level	-3.151911	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Modèle c (sans constante ni tendance)

Null Hypothesis: LT has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		4.008940	1.0000
Test critical values:	1% level	-2.586960	
	5% level	-1.943882	
	10% level	-1.614731	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Variable en différence première

Modèle a (avec constante)

Null Hypothesis: D(LT) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-13.76385	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.493129	
	5% level	-2.888932	
	10% level	-2.581453	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Modèle b (avec constante et tendance)

Null Hypothesis: D(LT) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-13.72679	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.046925	
	5% level	-3.452764	
	10% level	-3.151911	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Modèle c (sans constante ni tendance)

Null Hypothesis: D(LT) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.401029	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.587387	
	5% level	-1.943943	
	10% level	-1.614694	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

e) *Cinquième variable : le taux moyen pondéré (R)*

Variable en niveau

Modèle a (avec constante)

Null Hypothesis: R has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.850377	0.0548
Test critical values:	1% level	-3.492523	
	5% level	-2.888669	
	10% level	-2.581313	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Modèle b (avec constante et tendance)

Null Hypothesis: R has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.902126	0.9513
Test critical values:	1% level	-4.046072	
	5% level	-3.452358	
	10% level	-3.151673	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Modèle c (sans constante ni tendance)

Null Hypothesis: R has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.724762	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.586753	
	5% level	-1.943853	
	10% level	-1.614749	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Variable en différence première

Modèle a (avec constante)

Null Hypothesis: D(R) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-7.986403	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.493129	
	5% level	-2.888932	
	10% level	-2.581453	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Modèle b (avec constante et tendance)

Null Hypothesis: D(R) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-8.469855	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.046925	
	5% level	-3.452764	
	10% level	-3.151911	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Modèle c (sans constante ni tendance)

Null Hypothesis: D(R) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-7.317315	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.586960	
	5% level	-1.943882	
	10% level	-1.614731	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

2.2. *Le test PP (1988)*

a) *Première variable : les dépenses budgétaires (G)*

Variable en niveau

Modèle a (avec constante)

Null Hypothesis: LG has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-0.267341	0.9249
Test critical values:	1% level	-3.492523	
	5% level	-2.888669	
	10% level	-2.581313	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.005790
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.001883

Modèle b (avec constante et tendance)

Null Hypothesis: LG has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-3.756666	0.0228
Test critical values:	1% level	-4.046072	
	5% level	-3.452358	
	10% level	-3.151673	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.005037
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.004007

Modèle c (sans constante ni tendance)

Null Hypothesis: LG has a unit root
Exogenous: None
Bandwidth: 10 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		2.468622	0.9967
Test critical values:	1% level	-2.586753	
	5% level	-1.943853	
	10% level	-1.614749	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.005838
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.001392

Variable en différence première

Modèle a (avec constante)

Null Hypothesis: D(LG) has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 12 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-17.97535	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.493129	
	5% level	-2.888932	
	10% level	-2.581453	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.005372
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.001878

Modèle b (avec constante et tendance)

Null Hypothesis: D(LG) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 13 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-18.23695	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.046925	
	5% level	-3.452764	
	10% level	-3.151911	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.005363
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.001774

Modèle c (sans constante ni tendance)

Null Hypothesis: D(LG) has a unit root
Exogenous: None
Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-15.73332	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.586960	
	5% level	-1.943882	
	10% level	-1.614731	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.005502
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.002789

b) *Deuxième variable : le produit intérieur brut (Y)*

Variable en niveau

Modèle a (avec constante)

Null Hypothesis: LY has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 27 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		0.910205	0.9953
Test critical values:	1% level	-3.492523	
	5% level	-2.888669	
	10% level	-2.581313	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Modèle b (avec constante et tendance)

Null Hypothesis: LY has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-4.325869	0.0042
Test critical values:	1% level	-4.046072	
	5% level	-3.452358	
	10% level	-3.151673	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Modèle c (sans constante ni tendance)

Null Hypothesis: LY has a unit root
Exogenous: None
Bandwidth: 26 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		7.153106	1.0000
Test critical values:	1% level	-2.586753	
	5% level	-1.943853	
	10% level	-1.614749	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Variable en différence première

Modèle a (avec constante)

Null Hypothesis: D(LY) has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 75 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-22.31238	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.493129	
	5% level	-2.888932	
	10% level	-2.581453	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Modèle b (avec constante et tendance)

Null Hypothesis: D(LY) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 48 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-30.20613	0.0001
Test critical values:	1% level	-4.046925	
	5% level	-3.452764	
	10% level	-3.151911	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Modèle c (sans constante ni tendance)

Null Hypothesis: D(LY) has a unit root
Exogenous: None
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-14.42750	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.586960	
	5% level	-1.943882	
	10% level	-1.614731	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

c) *Troisième variable : le taux d'inflation (P)*

	Modèle a (avec constante)	Modèle b (avec constante et tendance)	Modèle c (sans constante ni tendance)
Variable en niveau	Null Hypothesis: P has a unit root Exogenous: Constant Bandwidth: 4 (Used-specified) using Bartlett kernel Adj. t-Stat / Prob.* Phillips-Perron test statistic: -8.768675 / 0.0000 Test critical values: 1% level -3.492523; 5% level -2.888669; 10% level -2.581313 *MacKinnon (1996) one-sided p-values.	Null Hypothesis: P has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel Adj. t-Stat / Prob.* Phillips-Perron test statistic: -9.909735 / 0.0000 Test critical values: 1% level -4.046072; 5% level -3.452358; 10% level -3.151673 *MacKinnon (1996) one-sided p-values.	Null Hypothesis: P has a unit root Exogenous: None Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel Adj. t-Stat / Prob.* Phillips-Perron test statistic: -6.408346 / 0.0000 Test critical values: 1% level -2.586753; 5% level -1.943853; 10% level -1.614749 *MacKinnon (1996) one-sided p-values.

d) *Quatrième variable : Les recettes fiscales (T)*

	Modèle a (avec constante)	Modèle b (avec constante et tendance)	Modèle c (sans constante ni tendance)
Variable en niveau	Null Hypothesis: LT has a unit root Exogenous: Constant Bandwidth: 14 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel Adj. t-Stat / Prob.* Phillips-Perron test statistic: -0.997928 / 0.7521 Test critical values: 1% level -3.492523; 5% level -2.888669; 10% level -2.581313 *MacKinnon (1996) one-sided p-values.	Null Hypothesis: LT has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel Adj. t-Stat / Prob.* Phillips-Perron test statistic: -2.277489 / 0.4421 Test critical values: 1% level -4.046072; 5% level -3.452358; 10% level -3.151673 *MacKinnon (1996) one-sided p-values.	Null Hypothesis: LT has a unit root Exogenous: None Bandwidth: 14 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel Adj. t-Stat / Prob.* Phillips-Perron test statistic: 4.239411 / 1.0000 Test critical values: 1% level -2.586753; 5% level -1.943853; 10% level -1.614749 *MacKinnon (1996) one-sided p-values.
	Modèle a (avec constante)	Modèle b (avec constante et tendance)	Modèle c (sans constante ni tendance)
Variable en différence première	Null Hypothesis: D(LT) has a unit root Exogenous: Constant Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel Adj. t-Stat / Prob.* Phillips-Perron test statistic: -13.81173 / 0.0000 Test critical values: 1% level -3.493129; 5% level -2.888932; 10% level -2.581453 *MacKinnon (1996) one-sided p-values.	Null Hypothesis: D(LT) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel Adj. t-Stat / Prob.* Phillips-Perron test statistic: -13.78198 / 0.0000 Test critical values: 1% level -4.046925; 5% level -3.452764; 10% level -3.151911 *MacKinnon (1996) one-sided p-values.	Null Hypothesis: D(LT) has a unit root Exogenous: None Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel Adj. t-Stat / Prob.* Phillips-Perron test statistic: -12.07757 / 0.0000 Test critical values: 1% level -2.586960; 5% level -1.943882; 10% level -1.614731 *MacKinnon (1996) one-sided p-values.

e) *Cinquième variable : le taux moyen pondéré (R)*

Variable en niveau

Modèle a (avec constante)

Null Hypothesis: R has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-2.693237	0.0785
Test critical values:	1% level	-3.492523	
	5% level	-2.888669	
	10% level	-2.581313	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Modèle b (avec constante et tendance)

Null Hypothesis: R has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 7 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-0.941191	0.9467
Test critical values:	1% level	-4.046072	
	5% level	-3.452358	
	10% level	-3.151673	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Modèle c (sans constante ni tendance)

Null Hypothesis: R has a unit root
Exogenous: None
Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-4.389345	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.586753	
	5% level	-1.943853	
	10% level	-1.614749	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Variable en différence première

Modèle a (avec constante)

Null Hypothesis: D(R) has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-7.970051	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.493129	
	5% level	-2.888932	
	10% level	-2.581453	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Modèle b (avec constante et tendance)

Null Hypothesis: D(R) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 11 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-8.326136	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.046925	
	5% level	-3.452764	
	10% level	-3.151911	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Modèle c (sans constante ni tendance)

Null Hypothesis: D(R) has a unit root
Exogenous: None
Bandwidth: 0 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-7.317315	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.586960	
	5% level	-1.943882	
	10% level	-1.614731	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

2.3. *Le test KPSS*

a) *Première variable : les dépenses budgétaires (G)*

Variable en niveau

Modèle a (avec constante)

Null Hypothesis: LG is stationary
Exogenous: Constant
Bandwidth: 9 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		1.119501
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Modèle b (avec constante et tendance)

Null Hypothesis: LG is stationary
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 8 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.250665
Asymptotic critical values*:	1% level	0.216000
	5% level	0.146000
	10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Variable en différence première

Modèle a (avec constante)

Null Hypothesis: D(LG) is stationary
Exogenous: Constant
Bandwidth: 10 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.128568
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Modèle b (avec constante et tendance)

Null Hypothesis: D(LG) is stationary
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 11 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.098336
Asymptotic critical values*:	1% level	0.216000
	5% level	0.146000
	10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

b) *Deuxième variable : le produit intérieur brut (Y)*

Variable en niveau

Modèle a (avec constante)

Null Hypothesis: LY is stationary
Exogenous: Constant
Bandwidth: 9 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		1.175074
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Modèle b (avec constante et tendance)

Null Hypothesis: LY is stationary
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 8 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.263992
Asymptotic critical values*:	1% level	0.216000
	5% level	0.146000
	10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Variable en différence première

Modèle a (avec constante)

Null Hypothesis: D(LY) is stationary
Exogenous: Constant
Bandwidth: 26 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.278839
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Modèle b (avec constante et tendance)

Null Hypothesis: D(LY) is stationary
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 25 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.125396
Asymptotic critical values*:	1% level	0.216000
	5% level	0.146000
	10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

c) *Troisième variable : le taux d'inflation (P)*

Variable en niveau

Modèle a (avec constante)

Null Hypothesis: P is stationary
Exogenous: Constant
Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.865649
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Modèle b (avec constante et tendance)

Null Hypothesis: LY is stationary
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 8 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.263992
Asymptotic critical values*:	1% level	0.216000
	5% level	0.146000
	10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Variable en différence première

Modèle a (avec constante)

Null Hypothesis: D(P) is stationary
Exogenous: Constant
Bandwidth: 7.01 (Andrews automatic) using Bartlett kernel

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.050759
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Modèle b (avec constante et tendance)

Null Hypothesis: D(P) is stationary
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 7.01 (Andrews automatic) using Bartlett kernel

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.045432
Asymptotic critical values*:	1% level	0.216000
	5% level	0.146000
	10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

d) *Quatrième variable : Les recettes fiscales (T)*

Variable en niveau

Modèle a (avec constante)

Null Hypothesis: LT is stationary
Exogenous: Constant
Bandwidth: 124 (Andrews automatic) using Bartlett kernel

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.580801
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Modèle b (avec constante et tendance)

Null Hypothesis: LT is stationary
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 21.3 (Andrews automatic) using Bartlett kernel

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.083121
Asymptotic critical values*:	1% level	0.216000
	5% level	0.146000
	10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Variable en différence première

Modèle a (avec constante)

Null Hypothesis: D(LT) is stationary
Exogenous: Constant
Bandwidth: 3.99 (Andrews automatic) using Bartlett kernel

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.094753
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Modèle b (avec constante et tendance)

Null Hypothesis: D(LT) is stationary
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 4.02 (Andrews automatic) using Bartlett kernel

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.082476
Asymptotic critical values*:	1% level	0.216000
	5% level	0.146000
	10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

e) *Cinquième variable : le taux moyen pondéré (R)*

Variable en niveau

Modèle a (avec constante)

Null Hypothesis: R is stationary
Exogenous: Constant
Bandwidth: 69.2 (Andrews automatic) using Bartlett kernel

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.371812
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Modèle b (avec constante et tendance)

Null Hypothesis: R is stationary
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 88.6 (Andrews automatic) using Bartlett kernel

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.394092
Asymptotic critical values*:	1% level	0.216000
	5% level	0.146000
	10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Variable en différence première

Modèle a (avec constante)

Null Hypothesis: D(R) is stationary
Exogenous: Constant
Bandwidth: 3.46 (Andrews automatic) using Bartlett kernel

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.623342
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

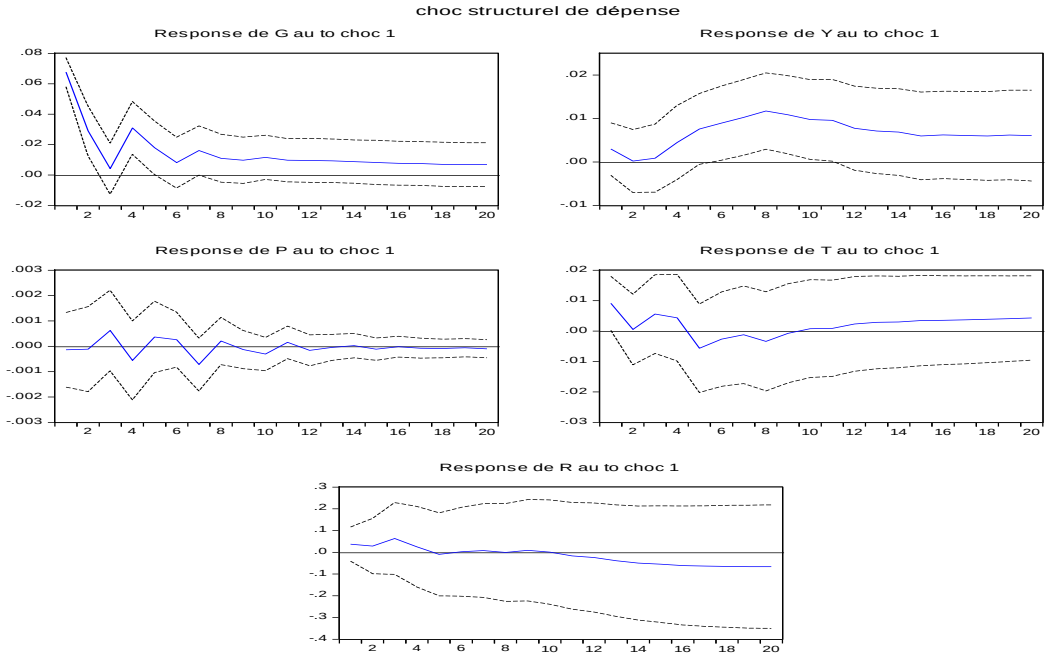
Modèle b (avec constante et tendance)

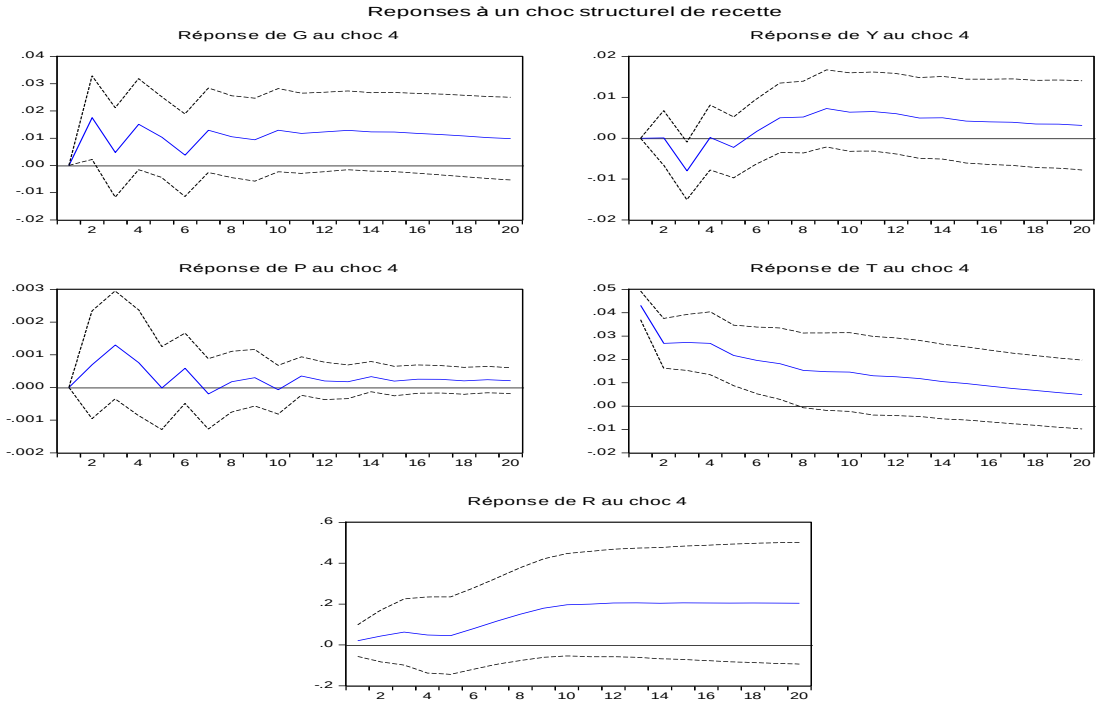
Null Hypothesis: D(R) is stationary
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 2.84 (Andrews automatic) using Bartlett kernel

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.070894
Asymptotic critical values*:	1% level	0.216000
	5% level	0.146000
	10% level	0.119000

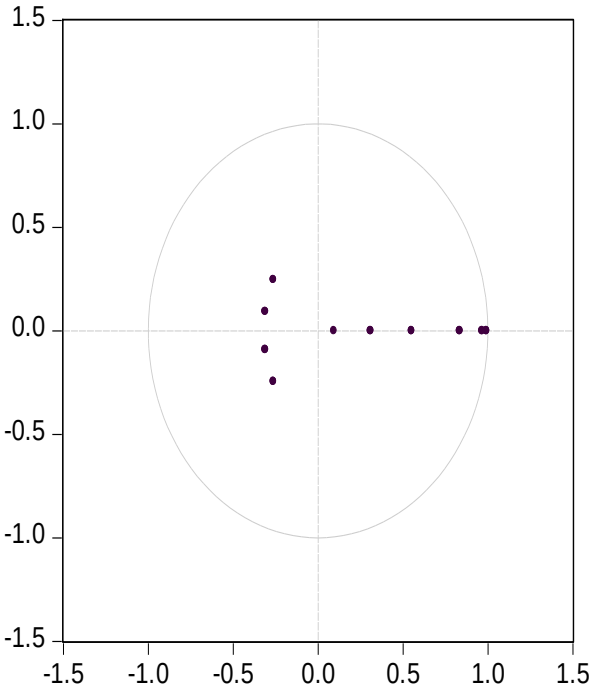
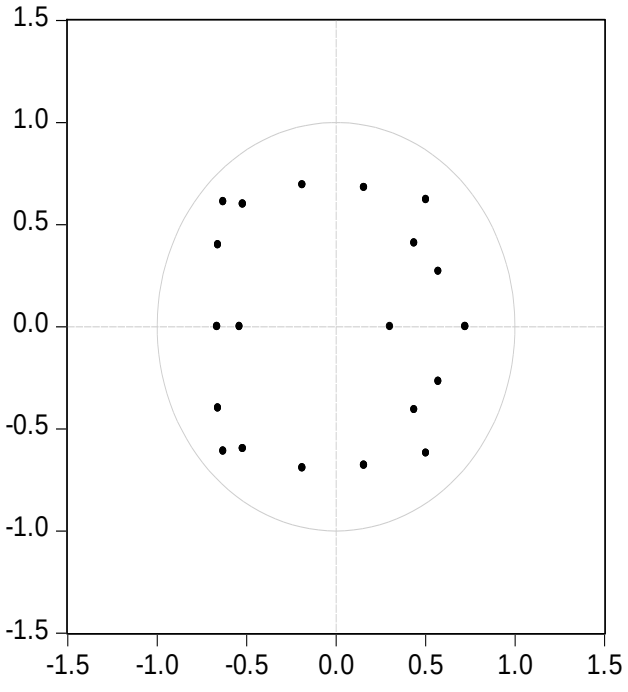
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

3. Réponses aux chocs dépenses et de recettes (modèle RVAR)





4. Stabilité du modèle VAR

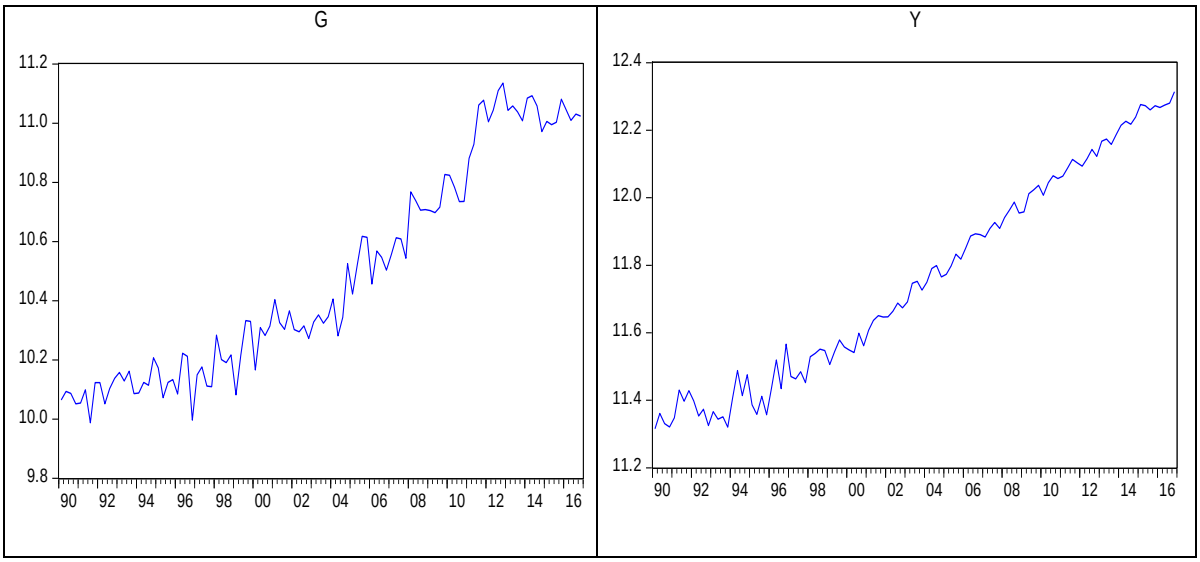
VAR en niveau	VAR en différence
	

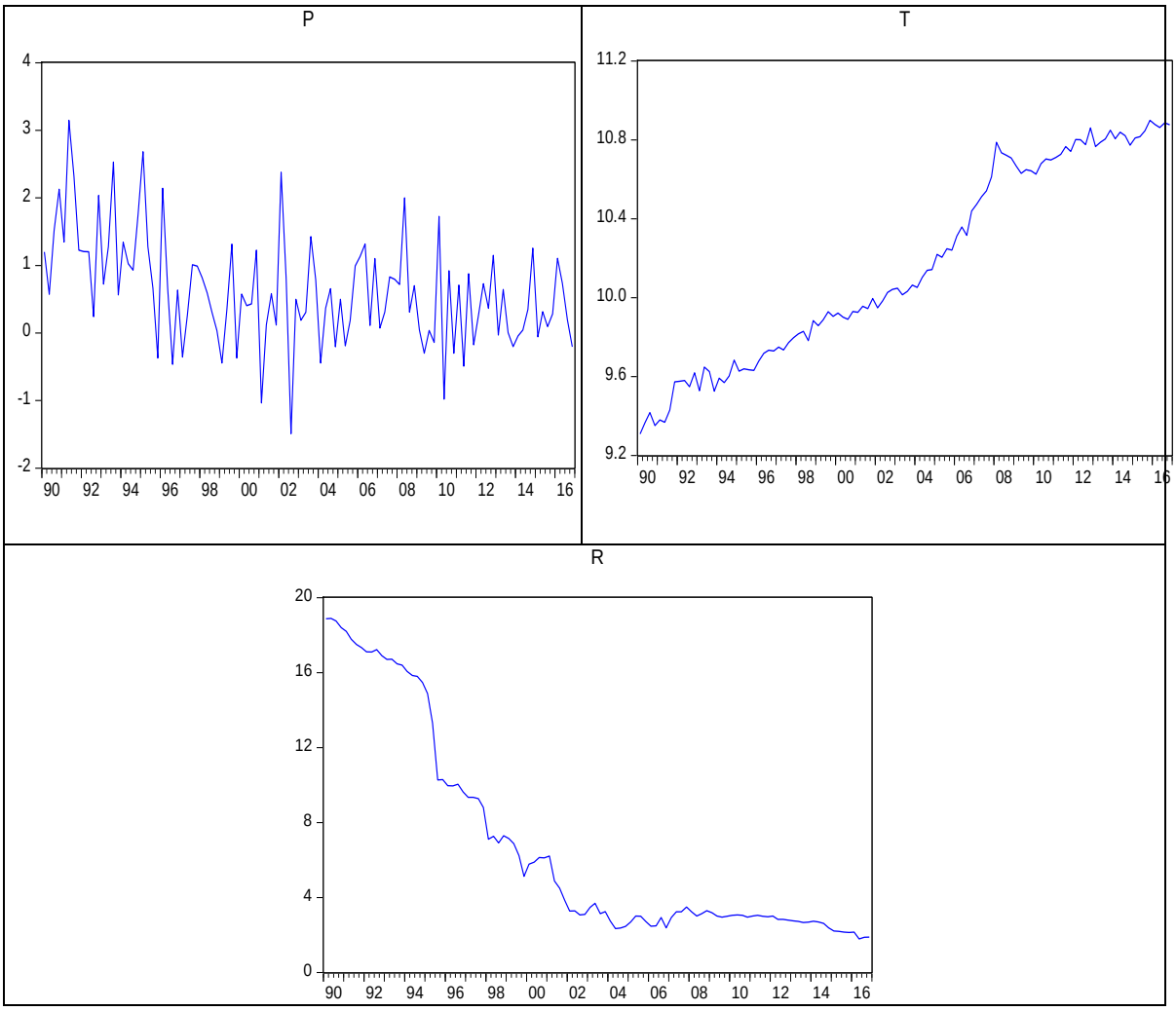
Roots of Characteristic Polynomial
Endogenous variables: LG LY INF LT R
Exogenous variables: C
Lag specification: 1 4

Root	Modulus
0.987164 - 0.011384i	0.987229
0.987164 + 0.011384i	0.987229
0.817259 - 0.089644i	0.822161
0.817259 + 0.089644i	0.822161
-0.454579 + 0.545817i	0.710323
-0.454579 - 0.545817i	0.710323
0.481311 - 0.472384i	0.674394
0.481311 + 0.472384i	0.674394
-0.334423 - 0.569511i	0.660440
-0.334423 + 0.569511i	0.660440
0.326606 - 0.564913i	0.652532
0.326606 + 0.564913i	0.652532
-0.480329 - 0.414176i	0.634239
-0.480329 + 0.414176i	0.634239
-0.509555	0.509555
0.414148 + 0.145628i	0.439006
0.414148 - 0.145628i	0.439006
-0.059325 + 0.394022i	0.398463
-0.059325 - 0.394022i	0.398463
-0.293590	0.293590

No root lies outside the unit circle.
VAR satisfies the stability condition.

5. du modèle VARs linéaire

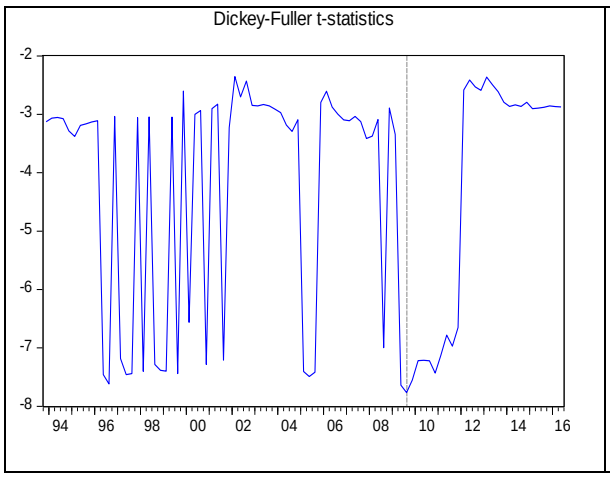



P
4
3
2
1
0
-1
-2
90 92 94 96 98 00 02 04 06 08 10 12 14 16
T
11.2
10.8
10.4
10.0
9.6
9.2
90 92 94 96 98 00 02 04 06 08 10 12 14 16
R
20
16
12
8
4
0
90 92 94 96 98 00 02 04 06 08 10 12 14 16

Annexe B (chapitre 3)

B.1 Test de racine unitaire avec rupture : test de Perron (1997)

a. *Les dépenses budgétaires (LG)*



Unit root test results

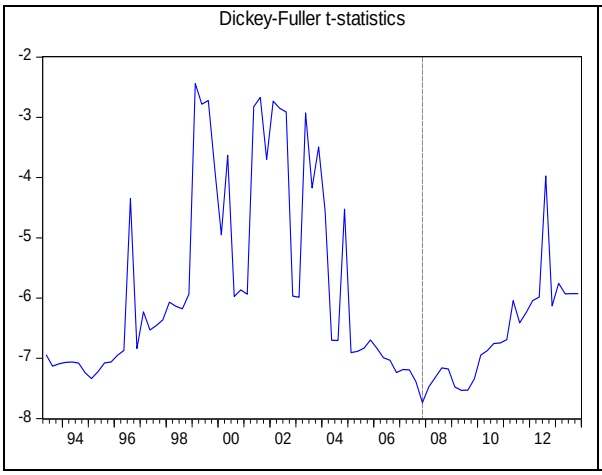
Unit Root with Break Test on LG

Null Hypothesis: LG has a unit root
Trend Specification: Trend and intercept
Break Specification: Trend and intercept
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2009Q3
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 0 (Automatic - based on Schwarz information criterion, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-7.764777	< 0.01
Test critical values:	1% level	-5.719131	
	5% level	-5.175710	
	10% level	-4.893950	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.



Unit root test results

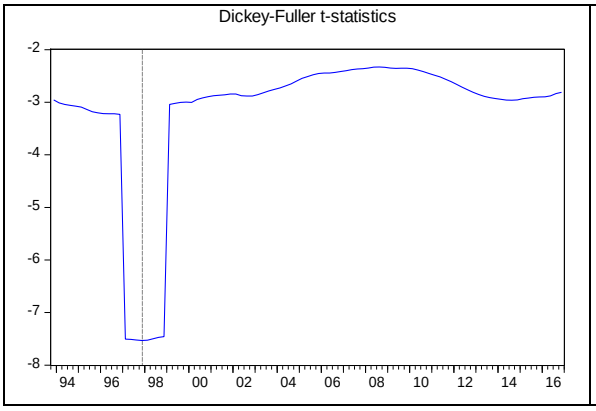
Unit Root with Break Test on LG

Null Hypothesis: LG has a unit root
Trend Specification: Trend and intercept
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2007Q4
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 0 (Automatic - based on Schwarz information criterion, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-7.633619	< 0.01
Test critical values:	1% level	-5.347598	
	5% level	-4.859812	
	10% level	-4.607324	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.



Unit root test results

Unit Root with Break Test on LG

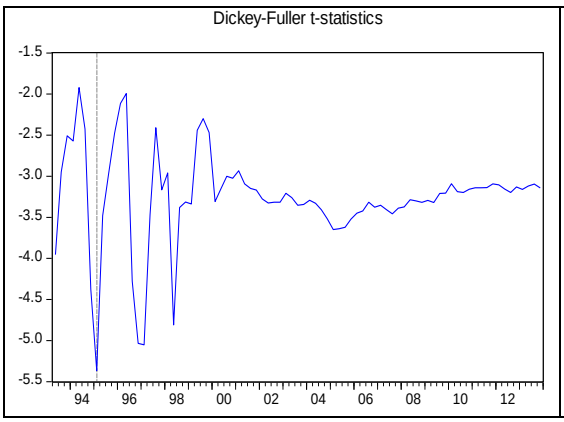
Null Hypothesis: LG has a unit root
Trend Specification: Trend and intercept
Break Specification: Trend only
Break Type: Additive outlier

Break Date: 1997Q4
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 0 (Automatic - based on Schwarz information criterion, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-7.633485	< 0.01
Test critical values:	1% level	-4.909873	
	5% level	-4.363511	
	10% level	-4.085065	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

b. *Le produit intérieur brut (LY)*



Unit root test results

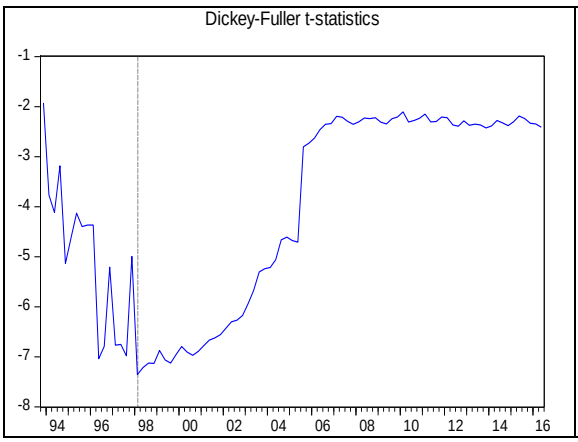
Unit Root with Break Test on LY

Null Hypothesis: LY has a unit root
Trend Specification: Trend and intercept
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 1994Q3
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 4 (Automatic - based on Schwarz information criterion, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.581628	0.6414
Test critical values:	1% level	-5.347598	
	5% level	-4.859812	
	10% level	-4.607324	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.



Unit root test results

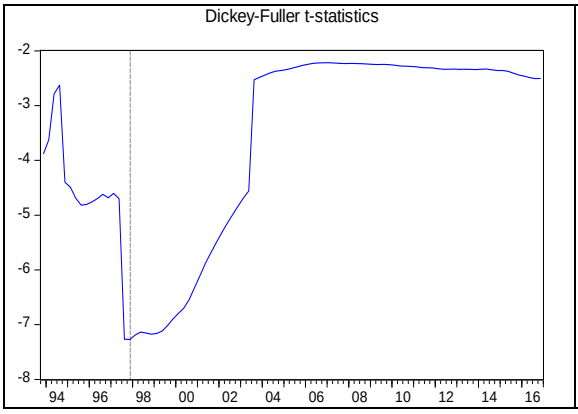
Unit Root with Break Test on LY

Null Hypothesis: LY has a unit root
Trend Specification: Trend and intercept
Break Specification: Trend and intercept
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 1998Q1
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 3 (Automatic - based on Schwarz information criterion, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-7.355321	< 0.01
Test critical values:	1% level	-5.719131	
	5% level	-5.175710	
	10% level	-4.893950	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.



Unit root test results

Unit Root with Break Test on LY

Null Hypothesis: LY has a unit root
Trend Specification: Trend and intercept
Break Specification: Trend only
Break Type: Additive outlier

Break Date: 1997Q1
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 3 (Automatic - based on Schwarz information criterion, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-7.427528	< 0.01
Test critical values:	1% level	-4.909873	
	5% level	-4.363511	
	10% level	-4.085065	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

c. *Les recettes fiscales (T)*

Unit root test results

Unit Root with Break Test on LT

Null Hypothesis: LT has a unit root
Trend Specification: Trend and intercept
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2005Q4
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 0 (Automatic - based on Schwarz information criterion, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.503886	0.1293
Test critical values:	1% level	-5.347598	
	5% level	-4.859812	
	10% level	-4.607324	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit root test results

Unit Root with Break Test on LT

Null Hypothesis: LT has a unit root
Trend Specification: Trend and intercept
Break Specification: Trend and intercept
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2006Q3
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 1 (Automatic - based on Schwarz information criterion, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.514796	0.8063
Test critical values:	1% level	-5.719131	
	5% level	-5.175710	
	10% level	-4.893950	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit root test results

Unit Root with Break Test on LT

Null Hypothesis: LT has a unit root
Trend Specification: Trend and intercept
Break Specification: Trend only
Break Type: Additive outlier

Break Date: 2013Q3
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 1 (Automatic - based on Schwarz information criterion, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.276163	0.9148
Test critical values:	1% level	-4.909873	
	5% level	-4.363511	
	10% level	-4.085065	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

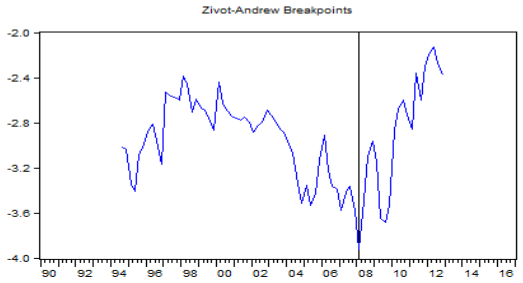
1. Test de racine unitaire avec rupture : test de Zivot et andrews (1992)

a. Les dépenses budgétaires (LG)

Zivot-Andrews Unit Root Test
Date: 05/01/18 Time: 06:05
Sample: 1990Q1 2016Q4
Included observations: 108
Null Hypothesis: LG has a unit root with a structural break in the intercept
Chosen lag length: 2 (maximum lags: 4)
Chosen break point: 2008Q1

	t-Statistic	Prob. *
Zivot-Andrews test statistic	-3.925062	0.021045
1% critical value:	-5.34	
5% critical value:	-4.93	
10% critical value:	-4.58	

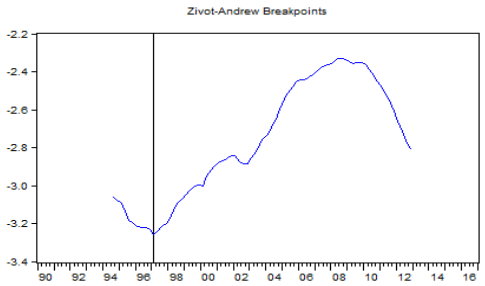
* Probability values are calculated from a standard t-distribution and do not take into account the breakpoint selection process



Zivot-Andrews Unit Root Test
Date: 05/01/18 Time: 06:05
Sample: 1990Q1 2016Q4
Included observations: 108
Null Hypothesis: LG has a unit root with a structural break in the trend
Chosen lag length: 2 (maximum lags: 4)
Chosen break point: 1997Q1

	t-Statistic	Prob. *
Zivot-Andrews test statistic	-3.261261	0.320760
1% critical value:	-4.80	
5% critical value:	-4.42	
10% critical value:	-4.11	

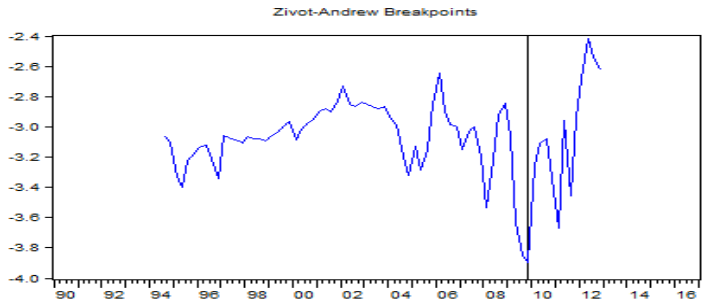
* Probability values are calculated from a standard t-distribution and do not take into account the breakpoint selection process



Zivot-Andrews Unit Root Test
Date: 05/01/18 Time: 06:05
Sample: 1990Q1 2016Q4
Included observations: 108
Null Hypothesis: LG has a unit root with a structural break in both the intercept and trend
Chosen lag length: 2 (maximum lags: 4)
Chosen break point: 2009Q4

	t-Statistic	Prob. *
Zivot-Andrews test statistic	-3.896928	0.001279
1% critical value:	-5.57	
5% critical value:	-5.08	
10% critical value:	-4.82	

* Probability values are calculated from a standard t-distribution and do not take into account the breakpoint selection process

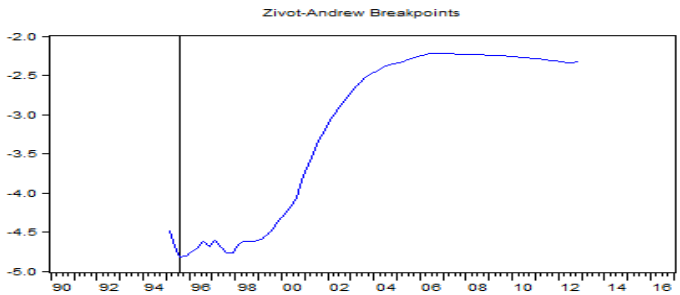


b. *Le produit intérieur brut (LY)*

Zivot-Andrews Unit Root Test
Date: 05/01/18 Time: 06:05
Sample: 1990Q1 2016Q4
Included observations: 108
Null Hypothesis: LY has a unit root with a structural break in the trend
Chosen lag length: 4 (maximum lags: 4)
Chosen break point: 1995Q3

	t-Statistic	Prob. *
Zivot-Andrews test statistic	-4.818222	0.943435
1% critical value:	-4.80	
5% critical value:	-4.42	
10% critical value:	-4.11	

* Probability values are calculated from a standard t-distribution and do not take into account the breakpoint selection process

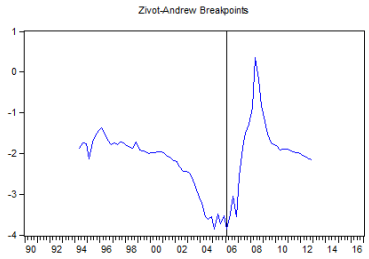


c. *Les recettes fiscales (LT)*

Zivot-Andrews Unit Root Test
Date: 05/01/18 Time: 19:05
Sample: 1990Q1 2016Q4
Included observations: 108
Null Hypothesis: LT has a unit root with a structural break in the intercept
Chosen lag length: 1 (maximum lags: 4)
Chosen break point: 2006Q1

	t-Statistic	Prob. *
Zivot-Andrews test statistic	-3.856557	0.002946
1% critical value:	-5.34	
5% critical value:	-4.93	
10% critical value:	-4.58	

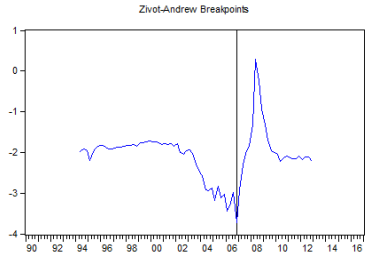
* Probability values are calculated from a standard t-distribution and do not take into account the breakpoint selection process



Zivot-Andrews Unit Root Test
Date: 05/01/18 Time: 19:05
Sample: 1990Q1 2016Q4
Included observations: 108
Null Hypothesis: LT has a unit root with a structural break in both the intercept and trend
Chosen lag length: 1 (maximum lags: 4)
Chosen break point: 2006Q4

	t-Statistic	Prob. *
Zivot-Andrews test statistic	-3.722467	6.22E-05
1% critical value:	-5.57	
5% critical value:	-5.08	
10% critical value:	-4.82	

* Probability values are calculated from a standard t-distribution and do not take into account the breakpoint selection process



2. Test de racine unitaire avec rupture : Lee and Strazicich (2003)

a. *les dépenses budgétaires (LG)*

Lee Strazicich LM unit root test
Model: Crash (A)
Null hyphothesis : LG has a unit root with break

Minimum test statistic (tau)		-2.742855
Break point		2001Q3 2007Q4
Selected lag		7
Test critical values	1% level	-4.073000
	5% level	-3.563000
	10% level	-3.296000

Regression output

Variable	Coefficient	t statistic
S(t-1)	-0.348248	-2.742855
Constant	-0.002629	-0.281231
B1(t)	0.181195	1.864147
B2(t)	0.147852	1.682949

Lee Strazicich LM unit root test
Model: Break (C)
Null hyphothesis : LG has a unit root with break

Minimum test statistic (tau)		-5.936418
Break point		2001Q2 2011Q1
Selected lag		7
Test critical values	1% level	-7.004000
	5% level	-6.185000
	10% level	-5.828000

Regression output

Variable	Coefficient	t statistic
S(t-1)	-0.850404	-5.936418
Constant	-0.022060	-1.629370
B1(t)	0.365965	3.978897
B2(t)	-0.324395	-3.737722
D1(t)	-0.102427	-4.103575
D2(t)	0.206437	5.069443

b. Le produit intérieur brut (Y)

Lee Strazicich LM unit root test
Model: Crash (A)
Null hyphothesis : LY has a unit root with break

Minimum test statistic (tau)		-3.625493
Break point		1993Q1 1994Q2
Selected lag		4
Test critical values	1% level	-4.073000
	5% level	-3.563000
	10% level	-3.296000

Regression output

Variable	Coefficient	t statistic
S(t-1)	-0.454755	-3.625493
Constant	0.004070	1.274994
B1(t)	-0.097533	-3.497104
		-2.021273
B2(t)	-0.057160	

Lee Strazicich LM unit root test
Model: Break (C)
Null hyphothesis : LY has a unit root with break

Minimum test statistic (tau)		-10.73923
Break point		1992Q4 2001Q3
Selected lag		3
Test critical values	1% level	-7.196000
	5% level	-6.312000
	10% level	-5.893000

Regression output

Variable	Coefficient	t statistic
S(t-1)	-1.485254	-10.73923
Constant	0.073740	7.151706
B1(t)	0.093477	3.975174
B2(t)	-0.015830	-0.711704
D1(t)	-0.090686	-7.225402
D2(t)	0.033908	6.164480

c)L***es recettes fiscales (LT)***

Lee Strazicich LM unit root test
Model: Crash (A)
Null hyphothesis : LT has a unit root with break

Minimum test statistic (tau)		-2.605141
Break point		2007Q4 2012Q4
Selected lag		7
Test critical values	1% level	-4.073000
	5% level	-3.563000
	10% level	-3.296000

Regression output

Variable	Coefficient	t statistic
S(t-1)	-0.121195	-2.605141
Constant	0.001888	0.449878
B1(t)	0.202724	4.987686
B2(t)	-0.061110	-1.579215

Lee Strazicich LM unit root test
Model: Break (C)
Null hyphothesis : LT has a unit root with break

Minimum test statistic (tau)		-5.161532
Break point		2001Q3 2007Q2
Selected lag		7
Test critical values	1% level	-7.014000
	5% level	-6.446000
	10% level	-6.072000

Regression output

Variable	Coefficient	t statistic
S(t-1)	-0.584919	-5.161532
Constant	-0.006489	-1.025644
B1(t)	0.080503	2.000332
B2(t)	-0.038169	-0.931708
D1(t)	-0.021165	-1.689723
D2(t)	0.057660	3.347352

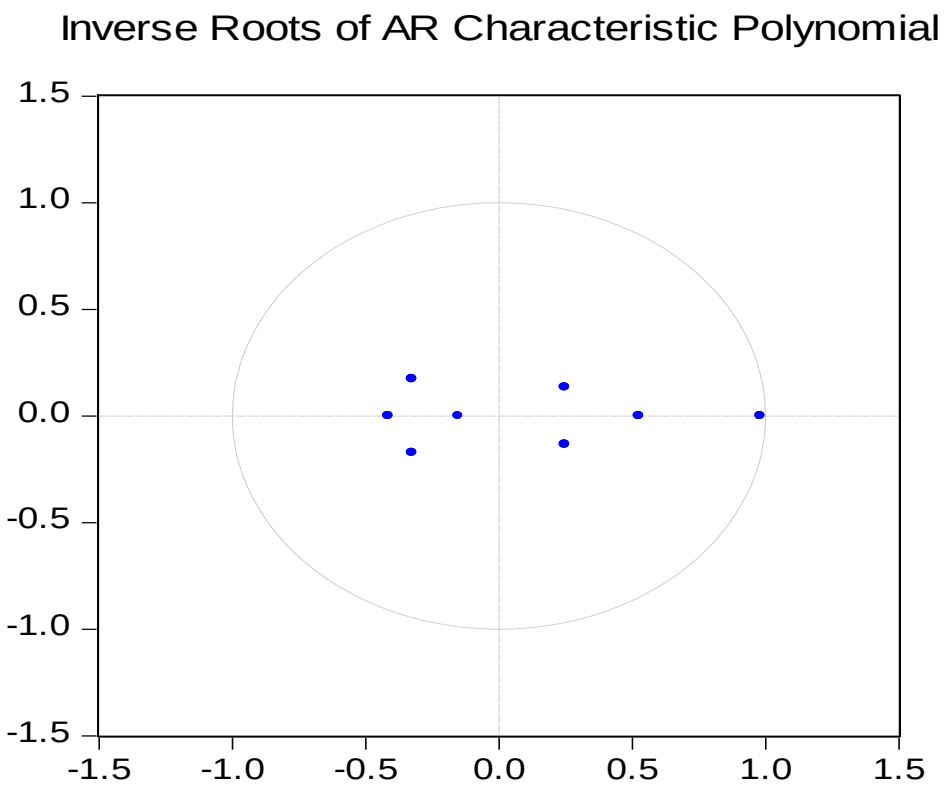
3. Sélection du retard optimal du VAR

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: LG LY INF LT
Exogenous variables: C
Date: 07/01/17 Time: 19:30
Sample: 1990Q1 2016Q4
Included observations: 100

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	46.85565	NA	4.99e-06	-0.857113	-0.752906	-0.814939
1	341.1349	559.1305	1.91e-08	-6.422697	-5.901663*	-6.211825*
2	361.3799	36.84589	1.76e-08*	-6.507597*	-5.569736	-6.128028
3	374.0233	21.99952	1.89e-08	-6.440465	-5.085777	-5.892198
4	387.0942	21.69779	2.02e-08	-6.381884	-4.610369	-5.664920
5	403.5412	25.98626	2.02e-08	-6.390824	-4.202481	-5.505163
6	407.6072	6.098985	2.61e-08	-6.152144	-3.546974	-5.097785
7	419.6107	17.04501	2.90e-08	-6.072215	-3.050217	-4.849158
8	441.7449	29.65984*	2.66e-08	-6.194899	-2.756074	-4.803145

* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

4. Stabilité du test TVP-VAR (2 retards)

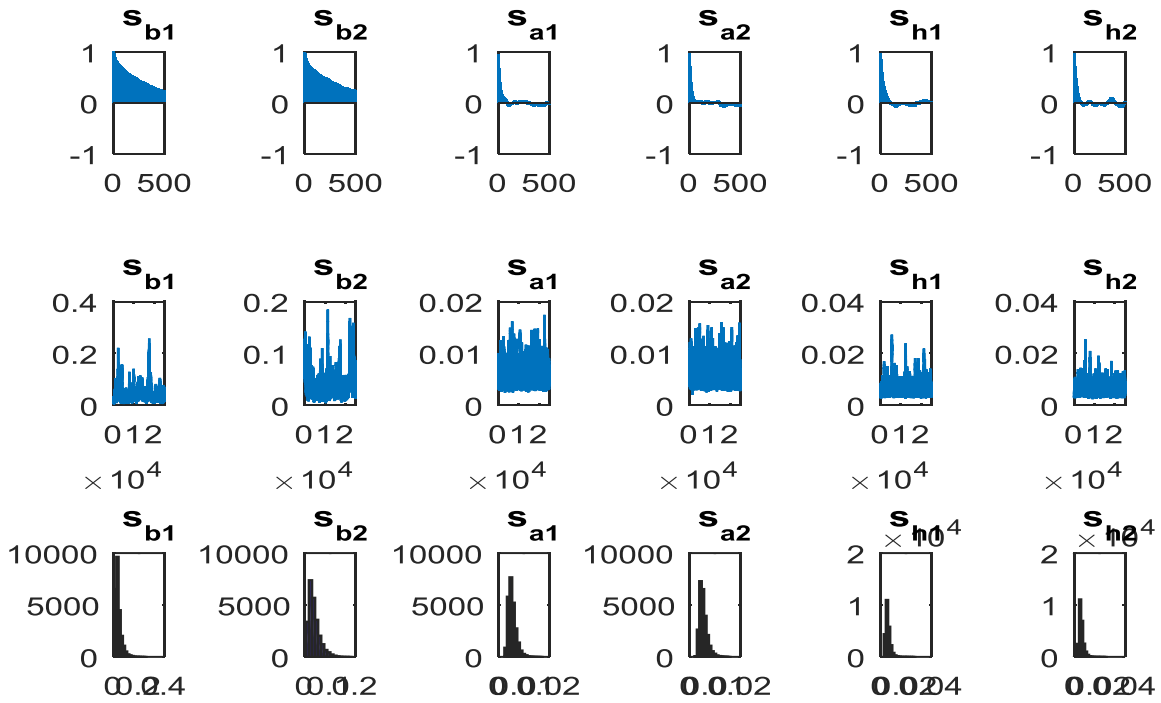


5. Estimations postérieures des paramètres du TVP-VAR

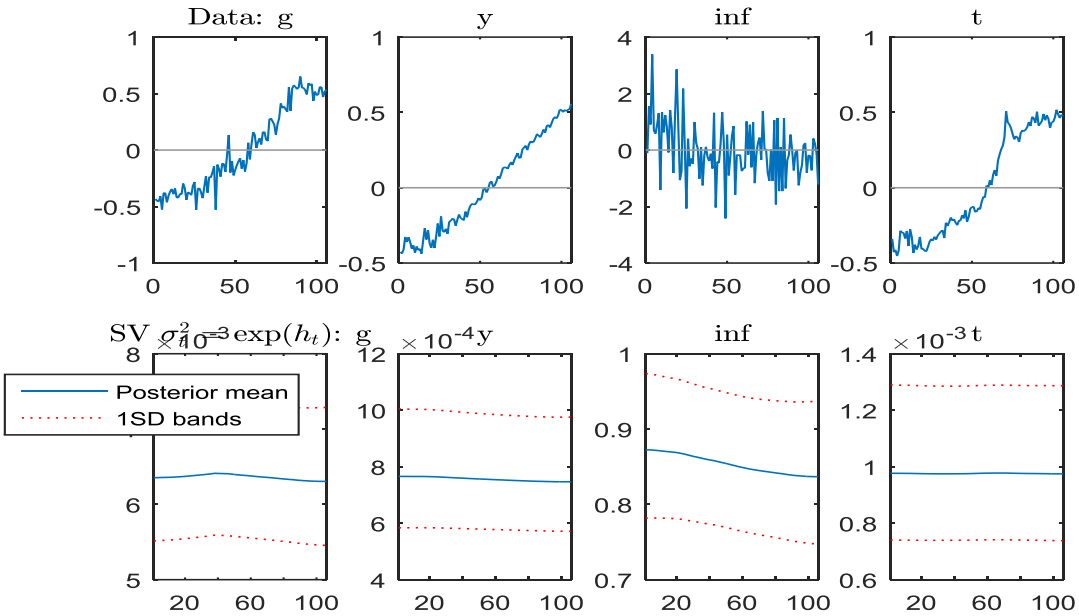
[ESTIMATION RESULT]

Parameter	Mean	Stdev	95%U	95%L	Geweke	Inef.
sb1	0.0318	0.0184	0.0088	0.0784	0.475	225.02
sb2	0.0485	0.0304	0.0108	0.1244	0.223	252.17
sa1	0.0056	0.0017	0.0034	0.0099	0.487	25.80
sa2	0.0056	0.0017	0.0034	0.0097	0.461	44.05
sh1	0.0057	0.0018	0.0034	0.0100	0.951	44.26
sh2	0.0059	0.0021	0.0034	0.0108	0.927	44.71

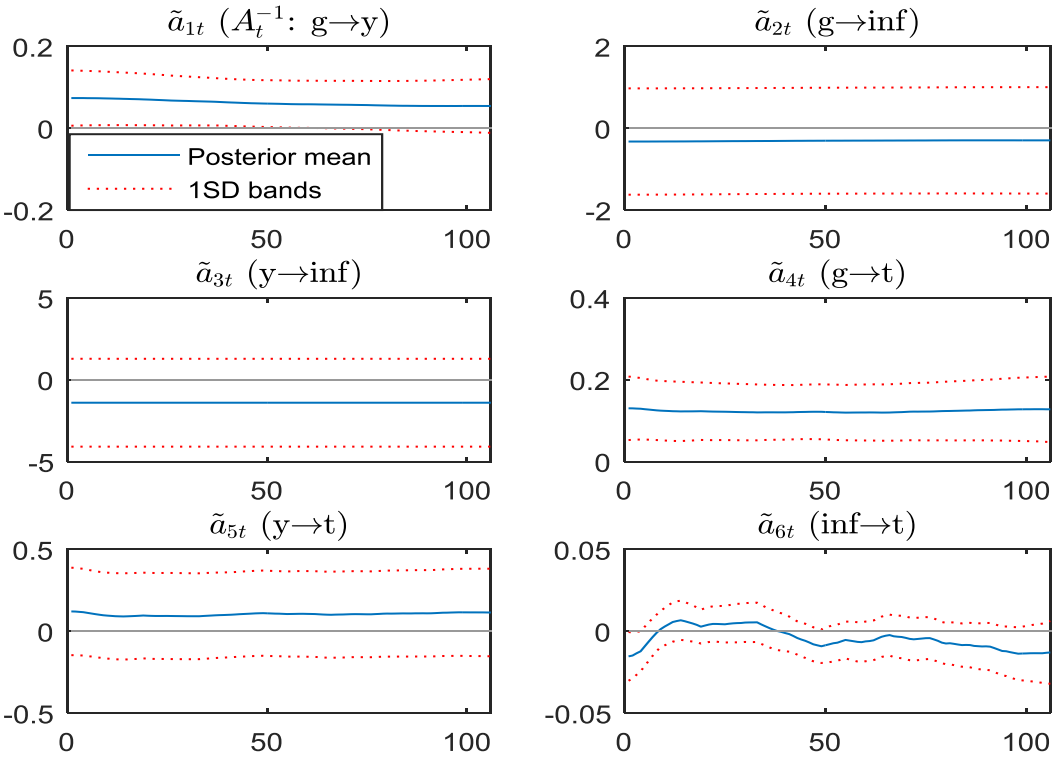
TVP-VAR model (Lag = 2)
Iteration: 25000



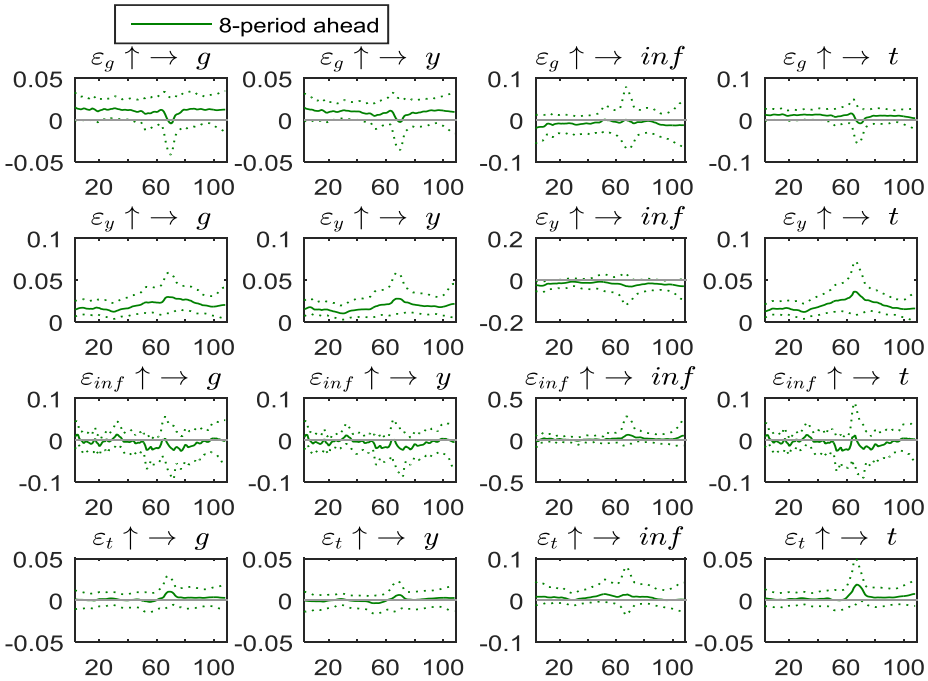
6. Volatilité stochastique des variables du TVP-VAR

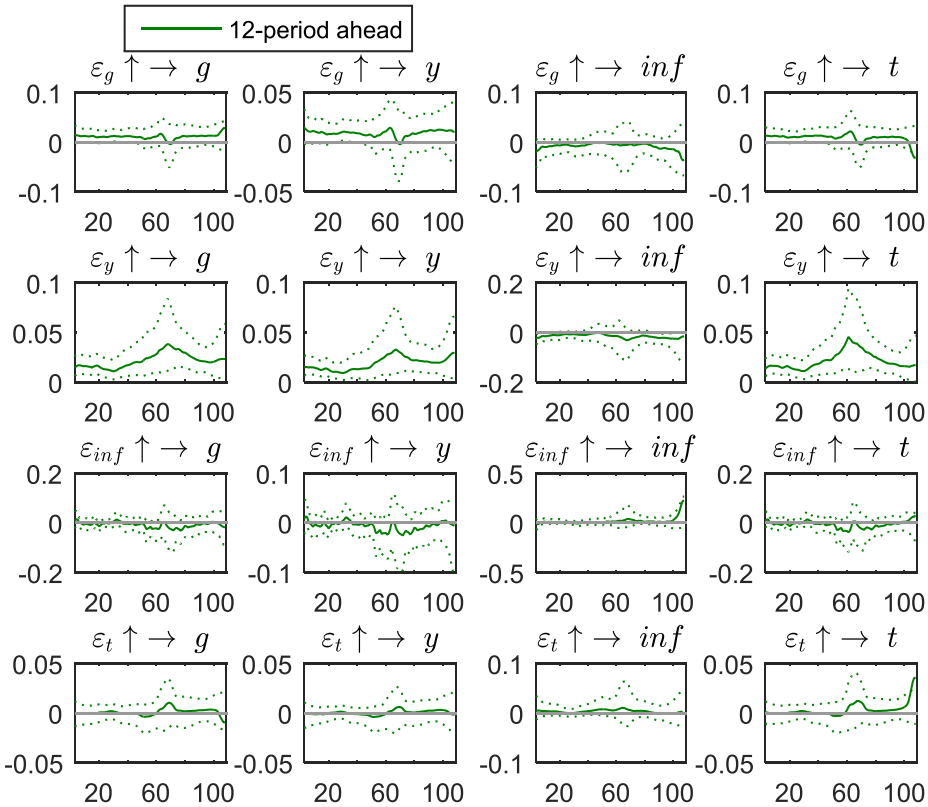


7. Relations simultanés entres les variables du TVP-VAR

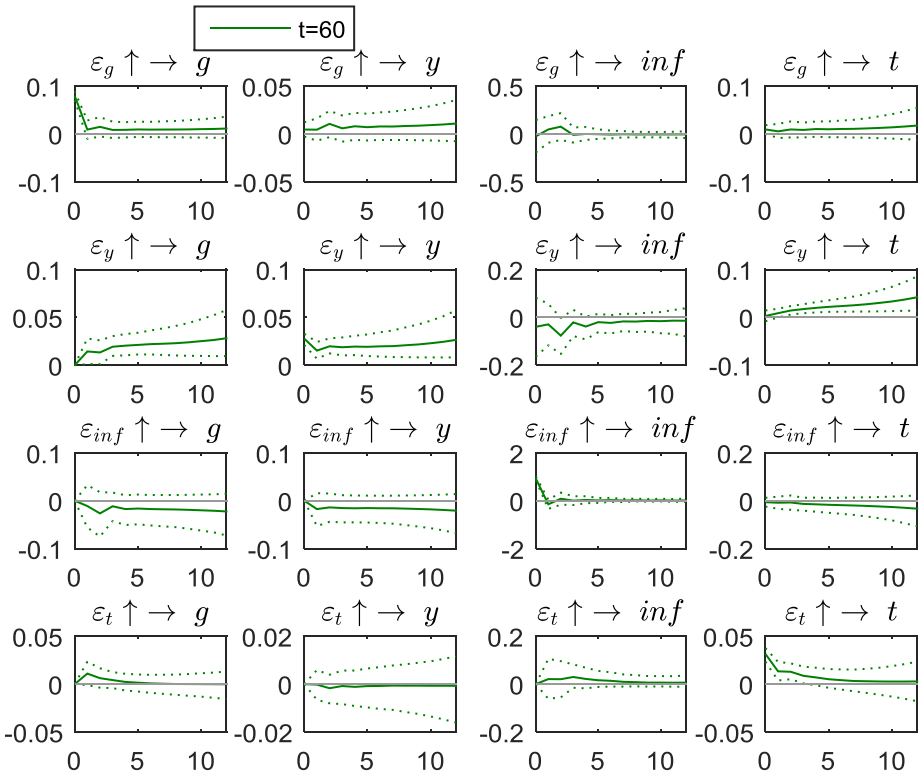


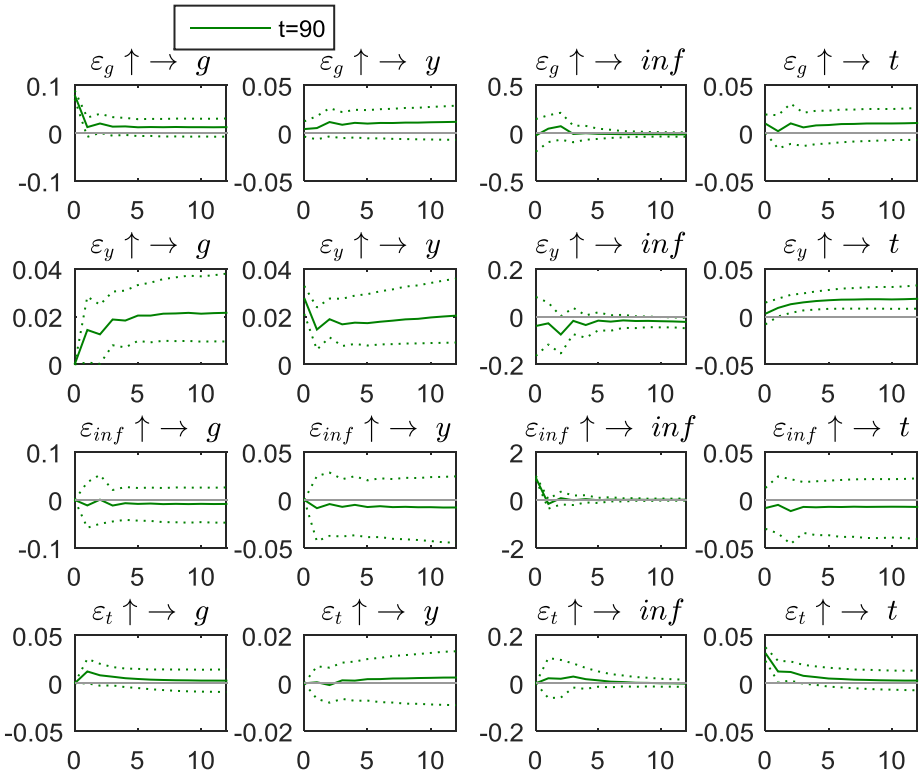
8. Réponse temporelle des variables suite à un choc de dépense





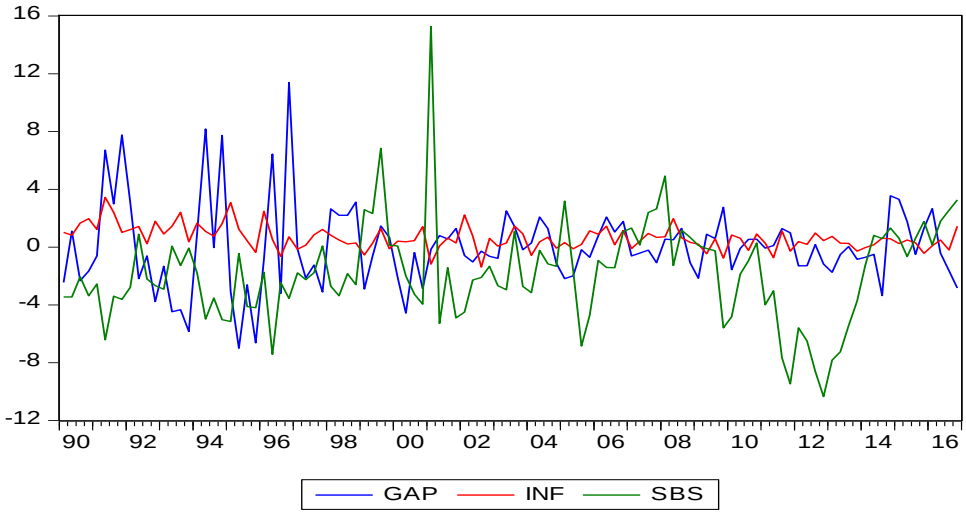
9. Réponses des variables aux différentes date du choc





Annexe C (chapitre 4)

1. Variables du MS-VAR : écart de production, inflation, solde budgétaire structurel



2. Test usuel de racine unitaire (GAP, INF, SBS)

Le Test ADF

-La première variable : Ecart de production (GAP)

Variable en niveau

Modèle a (avec constante)

Null Hypothesis: GAP has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-8.336555	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.494378	
	5% level	-2.889474	
	10% level	-2.581741	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Modèle b (avec constante et tendance)

Null Hypothesis: GAP has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-8.292024	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.048682	
	5% level	-3.453601	
	10% level	-3.152400	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Modèle c (sans constante ni tendance)

Null Hypothesis: GAP has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-8.374443	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.587387	
	5% level	-1.943943	
	10% level	-1.614694	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Variable en différence première

Modèle a (avec constante)

Null Hypothesis: D(GAP) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 6 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-7.811273	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.497029	
	5% level	-2.890623	
	10% level	-2.582353	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Modèle b (avec constante et tendance)

Null Hypothesis: D(GAP) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 6 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-7.800237	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.052411	
	5% level	-3.455376	
	10% level	-3.153438	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Modèle c (sans constante ni tendance)

Null Hypothesis: D(GAP) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 6 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-7.847916	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.588292	
	5% level	-1.944072	
	10% level	-1.614616	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

-La deuxième variable : solde budgétaire structurel (SBS)

Variable en niveau

Modèle a (avec constante)

Null Hypothesis: SBS has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.049917	0.0017
Test critical values:	1% level	-3.493129	
	5% level	-2.888932	
	10% level	-2.581453	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Modèle b (avec constante et tendance)

Null Hypothesis: SBS has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.058098	0.0097
Test critical values:	1% level	-4.046925	
	5% level	-3.452764	
	10% level	-3.151911	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Modèle c (sans constante ni tendance)

Null Hypothesis: SBS has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.490190	0.0006
Test critical values:	1% level	-2.586960	
	5% level	-1.943882	
	10% level	-1.614731	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Variable en différence première

Modèle a (avec constante)

Null Hypothesis: D(SBS) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-17.11175	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.493129	
	5% level	-2.888932	
	10% level	-2.581453	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Modèle b (avec constante et tendance)

Null Hypothesis: D(SBS) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-17.03612	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.046925	
	5% level	-3.452764	
	10% level	-3.151911	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Modèle c (sans constante ni tendance)

Null Hypothesis: D(SBS) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-17.18493	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.586960	
	5% level	-1.943882	
	10% level	-1.614731	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Le Test PP

-La première variable : Ecart de production (GAP)

Variable en niveau

Modèle a (avec constante)

Null Hypothesis: GAP has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 38 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-12.13902	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.492523	
	5% level	-2.888669	
	10% level	-2.581313	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Modèle b (avec constante et tendance)

Null Hypothesis: GAP has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 38 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-11.81226	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.046072	
	5% level	-3.452358	
	10% level	-3.151673	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Modèle c (sans constante ni tendance)

Null Hypothesis: GAP has a unit root
Exogenous: None
Bandwidth: 38 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-12.27741	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.586753	
	5% level	-1.943853	
	10% level	-1.614749	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Variable en différence première

Modèle a (avec constante)

Null Hypothesis: D(GAP) has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 32 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-45.06965	0.0001
Test critical values:	1% level	-3.493129	
	5% level	-2.888932	
	10% level	-2.581453	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Modèle b (avec constante et tendance)

Null Hypothesis: D(GAP) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 32 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-44.78087	0.0001
Test critical values:	1% level	-4.046925	
	5% level	-3.452764	
	10% level	-3.151911	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Modèle c (sans constante ni tendance)

Null Hypothesis: D(GAP) has a unit root
Exogenous: None
Bandwidth: 32 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-45.24604	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.586960	
	5% level	-1.943882	
	10% level	-1.614731	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

-La deuxième variable : solde budgétaire structurel (SBS)

Variable en niveau

Modèle a (avec constante)

Null Hypothesis: SBS has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-6.774240	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.492523	
	5% level	-2.888669	
	10% level	-2.581313	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Modèle b (avec constante et tendance)

Null Hypothesis: SBS has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-6.788622	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.046072	
	5% level	-3.452358	
	10% level	-3.151673	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Modèle c (sans constante ni tendance)

Null Hypothesis: SBS has a unit root
Exogenous: None
Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-5.742711	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.586753	
	5% level	-1.943853	
	10% level	-1.614749	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Variable en différence première

Modèle a (avec constante)

Null Hypothesis: D(SBS) has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 89 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-50.43079	0.0001
Test critical values:	1% level	-3.493129	
	5% level	-2.888932	
	10% level	-2.581453	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Modèle b (avec constante et tendance)

Null Hypothesis: D(SBS) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 96 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-55.29067	0.0001
Test critical values:	1% level	-4.046925	
	5% level	-3.452764	
	10% level	-3.151911	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Modèle c (sans constante ni tendance)

Null Hypothesis: D(SBS) has a unit root
Exogenous: None
Bandwidth: 81 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-43.35014	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.586960	
	5% level	-1.943882	
	10% level	-1.614731	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Le Test KPSS

-La première variable : Ecart de production (GAP)

Variable en niveau

Modèle a (avec constante)

Null Hypothesis: GAP is stationary
Exogenous: Constant
Bandwidth: 21 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.112076
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Modèle b (avec constante et tendance)

Null Hypothesis: GAP is stationary
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 21 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.112076
Asymptotic critical values*:	1% level	0.216000
	5% level	0.146000
	10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Variable en différence première

Modèle a (avec constante)

Null Hypothesis: D(GAP) is stationary
Exogenous: Constant
Bandwidth: 23 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.153818
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Modèle b (avec constante et tendance)

Null Hypothesis: D(GAP) is stationary
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 23 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.098155
Asymptotic critical values*:	1% level	0.216000
	5% level	0.146000
	10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

-La deuxième variable : solde budgétaire structurel (SBS)

Variable en niveau

Modèle a (avec constante)

Null Hypothesis: SBS is stationary
Exogenous: Constant
Bandwidth: 7 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.086562
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Modèle b (avec constante et tendance)

Null Hypothesis: SBS is stationary
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 7 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.074633
Asymptotic critical values*:	1% level	0.216000
	5% level	0.146000
	10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Variable en différence première

Modèle a (avec constante)

Null Hypothesis: D(SBS) is stationary
Exogenous: Constant
Bandwidth: 77 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.351369
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Modèle b (avec constante et tendance)

Null Hypothesis: D(SBS) is stationary
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 81 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.360508
Asymptotic critical values*:	1% level	0.216000
	5% level	0.146000
	10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

3. Test de non linéarité

Le test BDS

BDS Test for GAP
Date: 08/01/17 Time: 21:02
Sample: 1990Q1 2016Q4
Included observations: 108

Dimension	BDS Statistic	Std. Error	z-Statistic	Prob.
2	0.018966	0.010024	1.892149	0.0585
3	0.082849	0.016023	5.170500	0.0000
4	0.120542	0.019199	6.278426	0.0000
5	0.140038	0.020139	6.953486	0.0000
6	0.153260	0.019549	7.839798	0.0000

Raw epsilon	3.593993		
Pairs within epsilon	8214.000	V-Statistic	0.704218
Triples within epsilon	690028.0	V-Statistic	0.547766

Dimension	C(m,n)	c(m,n)	C(1,n-(m-1))	c(1,n-(m-1))	c(1,n-(m-1))^k
2	2905.000	0.512255	3983.000	0.702345	0.493289
3	2375.000	0.426774	3899.000	0.700629	0.343925
4	1950.000	0.357143	3808.000	0.697436	0.236601
5	1644.000	0.306945	3744.000	0.699029	0.166908
6	1409.000	0.268228	3663.000	0.697316	0.114968

BDS Test for SBS
Date: 08/01/17 Time: 21:03
Sample: 1990Q1 2016Q4
Included observations: 108

Dimension	BDS Statistic	Std. Error	z-Statistic	Prob.
2	0.047590	0.007820	6.085860	0.0000
3	0.074371	0.012529	5.935996	0.0000
4	0.082627	0.015041	5.493541	0.0000
5	0.083071	0.015804	5.256202	0.0000
6	0.070226	0.015366	4.570345	0.0000

Raw epsilon	4.539899		
Pairs within epsilon	8252.000	V-Statistic	0.707476
Triples within epsilon	681462.0	V-Statistic	0.540967

Dimension	C(m,n)	c(m,n)	C(1,n-(m-1))	c(1,n-(m-1))	c(1,n-(m-1))^k
2	3138.000	0.553342	4033.000	0.711162	0.505751
3	2445.000	0.439353	3977.000	0.714645	0.364982
4	1890.000	0.346154	3912.000	0.716484	0.263527
5	1449.000	0.270538	3832.000	0.715459	0.187467
6	1089.000	0.207310	3772.000	0.718066	0.137084

BDS Test for INF
Date: 08/01/17 Time: 21:04
Sample: 1990Q1 2016Q4
Included observations: 108

Dimension	BDS Statistic	Std. Error	z-Statistic	Prob.
2	-0.001493	0.008072	-0.185015	0.8532
3	0.010308	0.012874	0.800672	0.4233
4	0.022401	0.015386	1.455871	0.1454
5	0.035856	0.016096	2.227620	0.0259
6	0.040548	0.015580	2.602566	0.0093

Raw epsilon	1.126392		
Pairs within epsilon	8212.000	V-Statistic	0.704047
Triples within epsilon	677006.0	V-Statistic	0.537429

Dimension	C(m,n)	c(m,n)	C(1,n-(m-1))	c(1,n-(m-1))	c(1,n-(m-1))^k
2	2796.000	0.493035	3988.000	0.703227	0.494528
3	1992.000	0.357951	3913.000	0.703145	0.347643
4	1436.000	0.263004	3824.000	0.700366	0.240603
5	1086.000	0.202763	3744.000	0.699029	0.166908
6	838.0000	0.159528	3684.000	0.701314	0.118980

Le test LM

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	7.905660	Prob. F(4,99)	0.0000
Obs*R-squared	25.66171	Prob. Chi-Square(4)	0.0000

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 12/16/18 Time: 22:17
Sample: 1990Q3 2016Q4
Included observations: 106
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000525	0.002471	0.212388	0.8322
GAP(-1)	-3.644448	3.066924	-1.188307	0.2376
GAP(-2)	-0.781699	1.277819	-0.611744	0.5421
RESID(-1)	3.590996	3.026204	1.186634	0.2382
RESID(-2)	1.430263	1.638475	0.872924	0.3848
RESID(-3)	0.488274	0.532631	0.916720	0.3615
RESID(-4)	-0.264886	0.249799	-1.060396	0.2915

R-squared	0.242092	Mean dependent var	3.93E-19
Adjusted R-squared	0.196158	S.D. dependent var	0.028114
S.E. of regression	0.025206	Akaike info criterion	-4.459701
Sum squared resid	0.062900	Schwarz criterion	-4.283813
Log likelihood	243.3641	Hannan-Quinn criter.	-4.388413
F-statistic	5.270440	Durbin-Watson stat	1.951692
Prob(F-statistic)	0.000095		

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.595915	Prob. F(2,97)	0.5531
Obs*R-squared	1.262328	Prob. Chi-Square(2)	0.5320

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 12/16/18 Time: 22:45
Sample: 1991Q1 2016Q4
Included observations: 104
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.208195	3.050376	0.396081	0.6929
SBS(-1)	0.156257	4.658901	0.033539	0.9733
SBS(-2)	1.442823	2.303519	0.626356	0.5326
SBS(-3)	-0.518053	1.004638	-0.515661	0.6073
SBS(-4)	-0.368783	0.411897	-0.895330	0.3728
RESID(-1)	-0.157393	4.659463	-0.033779	0.9731
RESID(-2)	-1.498413	1.442863	-1.038500	0.3016

R-squared	0.012138	Mean dependent var	5.98E-16
Adjusted R-squared	-0.048967	S.D. dependent var	3.083316
S.E. of regression	3.157905	Akaike info criterion	5.202630
Sum squared resid	967.3191	Schwarz criterion	5.380618
Log likelihood	-263.5368	Hannan-Quinn criter.	5.274738
F-statistic	0.198638	Durbin-Watson stat	2.010289
Prob(F-statistic)	0.976448		

4. Sélection du retard du MS-VAR

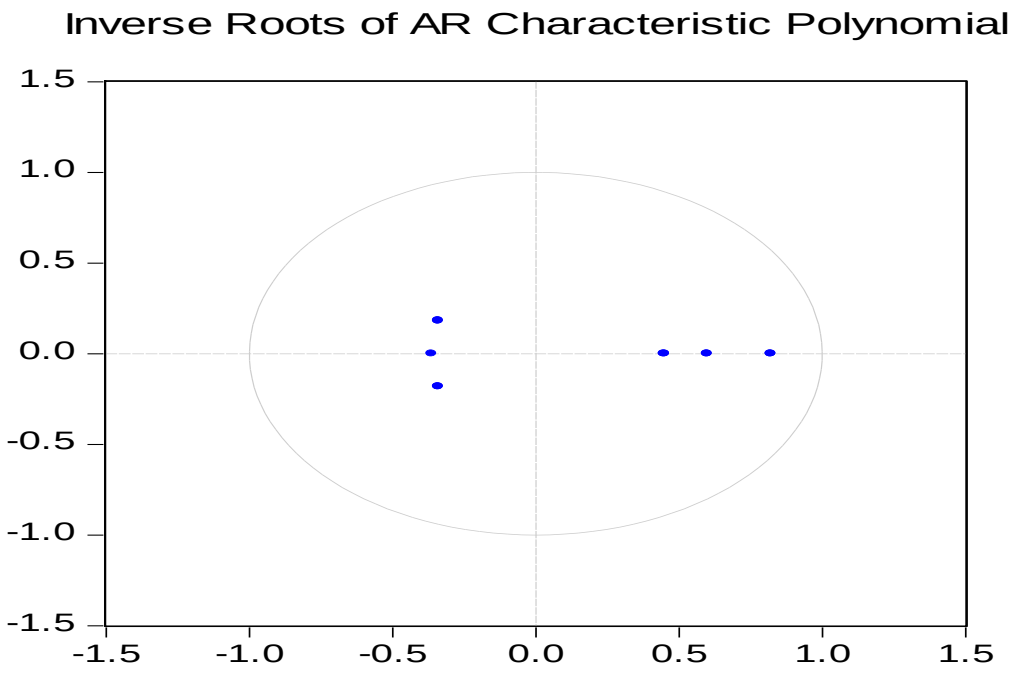
VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: SBS GAP INF
Exogenous variables:

Sample: 1990Q1 2016Q4
Included observations: 100

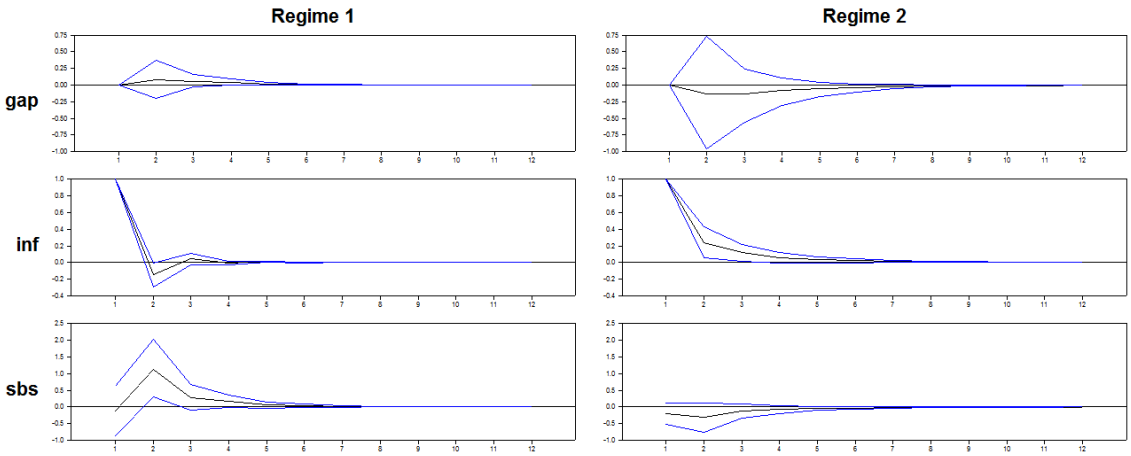
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	-620.8761	NA	59.37927	12.59752	12.83199*	12.69241*
2	-609.9367	20.56615	57.14176	12.55873	13.02766	12.74852
3	-600.1075	17.88912	56.25999	12.54215	13.24555	12.82683
4	-584.5148	27.44319	49.40987*	12.41030*	13.34816	12.78986
5	-579.9133	7.822513	54.13479	12.49827	13.67059	12.97273
6	-567.1626	20.91107*	50.47699	12.42325	13.83004	12.99261
7	-564.1092	4.824461	57.25874	12.54218	14.18344	13.20643
8	-556.5497	11.49042	59.50184	12.57099	14.44672	13.33013

* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion

5. Stabilité du modèle MS-VAR



6. Réponses suite à un choc d'inflation



Sortie du logiciel RATS

Liste des figures

Figure 1 : Effets de la politique budgétaire de relance (modèle IS-LM) 24

Figure 2 : Effets de la politique budgétaire expansionniste et trappe de liquidité 25

Figure 3: Politique budgétaire et effet d'éviction (IS-LM) 29

Figure 4 : Politique budgétaire et effet d'éviction (OA-DA) 30

Figure 5 : Déplacement de la courbe de DA et les nouveaux classiques 33

Figure 6 : Déplacement de la DA dans les nouveaux modèles keynésiens..... 38

Figure 7 : Déplacement de la demande agrégée et les classiques 45

Figure 8 : Politique budgétaire anticipée dans les modèles des nouveaux classiques 48

Figure 9 : L'équivalence Ricardienne dans un cadre IS-LM 50

Figure 10 : réponses à un choc structurel de dépenses budgétaires (approche BP) 86

Figure 11 : réponses à choc structurel de recettes fiscales (approche BP)..... 88

Figure 12 : Réponses temporelle des variables suite à leur choc 121

Figure 13 : Réponses des variables à leur choc à la date=30 122

Figure 14 : Ecart de production (filtre HP) 135

Figure 15 : Solde budgétaire, solde budgétaire structurel 138

Figure 16 : Le taux d'inflation 140

Figure 17 : Probabilité lissée pour le régime 1..... 152

Figure 18 : Probabilités lissées du régime 2..... 153

Figure 19 : Réponses à un choc de solde budgétaire structurel 155

Figure 20 : Réponses suite à un choc d'output gap..... 157

Figure 21 : Evolution de la structure fiscale au Maroc 170

Liste des tableaux

Tableau 1 : Effets non linéaires de la consolidation budgétaire 62

Tableau 2 : Variables du modèle VARs linéaire 73

Tableau 3 : Résultats du test ADF 74

Tableau 4 : Résultats du test KPSS 75

Tableau 5 : Ordre d'intégration des variables 75

Tableau 6: Le retard optimal du modèle VARs 78

Tableau 7: Elasticités exogènes des recettes fiscales (T) 83

Tableau 8 : multiplicateur de dépenses budgétaires 90

Tableau 9 : multiplicateur de recettes fiscales 91

Tableau 10 : Effets non linéaires de la politique budgétaire (résultats empiriques) 99

Tableau 11 : Test de Perron (1997) et rupture structurelle 103

Tableau 12 : Rupture structurelle et test de Zivot et andrews (1992) 106

Tableau 13 : Ruptures structurelles et test de Lee and Strazicich (2003) 108

Tableau 14 : Choix du retard du modèle TVP-VAR 114

Tableau 15 : Estimations postérieures des paramètres du TVP-VAR 117

Tableau 16 : Résultats du test ADF 141

Tableau 17 : Résultats du Test KPSS 142

Tableau 18: Résultat du test de PP 142

Tableau 19 : Résultats du test BDS 145

Tableau 20 : Résultat du Test LM (multiplicateur de Lagrange) 146

Tableau 21: Probabilités de transition entre les régimes 151

Tableau 22 : politique budgétaire au Maroc et changement de régime 156

Tableau 23 : Evolution des dépenses d'investissement de 1990 à 2016 164

Tableau 24 : Evolution du solde budgétaire entre 1990 à 2016 165

Table des matières

Résumé **7**

Abstract **8**

Sommaire **9**

INTRODUCTION GENERALE **10**

Chapitre 1 : Revue de littérature sélective sur les effets macroéconomiques de la politique budgétaire **19**

1.1 Effets positifs de la politique budgétaire 21

1.1.1 Efficacité de la politique budgétaire de relance 22

1.1.2 Politique budgétaire de relance et effets d'éviction 28

1.1.3 Effets temporaires de la politique budgétaire et les nouveaux classiques 31

1.1.4 La nouvelle macroéconomie keynésienne et fondements microéconomiques 36

1.2 Effets nuls de la politique budgétaire 43

1.2.1 Les classiques et l'efficacité du marché concurrentiel 43

1.2.2 Les nouveaux classiques et la politique budgétaire anticipée 46

1.2.3 Théorème de l'équivalence ricardienne 49

1.3 Effets négatifs de la politique budgétaire expansionniste 51

1.3.1 Effets de richesse sur la consommation 52

1.3.2 Effets de crédibilité sur les taux d'intérêt 56

1.4 Effets non linéaires de la politique budgétaire 59

1.4.1 Fondements théoriques 59

1.4.2 Effets de la politique budgétaire et modélisation non linéaire 63

Chapitre 2 : Effets linéaires de la politique budgétaire sur l'activité économique au Maroc **67**

2.1 Revue des travaux empiriques 69

2.2 Etude de la stationnarité des variables 72

2.2.1 Définition des variables 72

2.2.2 Tests usuels de racine unitaire 73

2.3 Méthodologie d'estimation du VAR structurel linéaire 76

2.3.1 Estimation du modèle VAR canonique 77

2.3.2 Estimation du modèle VAR récursif 79

2.3.3 Estimation du VAR structurel à la Blanchard et Perotti 81

2.3.4 Détermination des élasticités exogènes 82
2.4 Résultats et interprétations 84
2.4.1 Effets d'un choc structurel des dépenses budgétaires 84
2.4.2 Effets d'un choc structurel des recettes fiscales 86
2.4.3 Calcul des multiplicateurs budgétaires 88
Chapitre 3 : Effets non linéaires des chocs budgétaires au Maroc et changements structurels 94
3.1 Travaux empiriques 96
3.2 Données et tests de racine unitaire avec ruptures 100
3.2.1 Test de Perron (1989 et 1997) 101
3.2.2 Test de Zivot and Andrew (1992) 105
3.2.3 Test de Lee and Strazicich (2001 et 2003) 107
3.3 Estimation du modèle VAR à paramètres temporels variables 110
3.3.1 Modèle VAR à paramètres temporels variables 111
3.3.2 Méthode d'estimation : Chaine de Markov Monte Carlo 114
3.4 Résultats des estimations 116
3.4.1 Volatilité stochastique et relations simultanées 117
3.4.1.1 Volatilité stochastique des variables 118
3.4.1.2 Relations simultanés entre les variables 119
3.4.2 Effets variables d'un choc de dépenses budgétaires 120
3.4.3 Effets variables d'un choc de recettes fiscales 124
Chapitre 4 : Effets non linéaires de la politique budgétaire et état du cycle économique au Maroc 128
4.1 Revue de littérature empirique sélective 130
4.2 Variables et tests de racine unitaire 134
4.2.1 Définition des variables 134
4.2.1.1 L'Ecart de production 134
4.2.1.2 Le solde budgétaire structurel 136
4.2.1.3 Le taux d'inflation 139
4.2.2 Tests usuels de racine unitaire 140
4.2.2.1 Le test ADF 141
4.2.2.2 Le test KPSS 141
4.2.2.3 Test de Philips et Perron 142
4.3 Tests de non linéarité des variables 143
4.3.1 Le test BDS 143

4.3.2 Le test du multiplicateur de Lagrange 145
4.4 Estimation du VAR Markovien à changement de régime 147
4.4.1 Présentation du modèle MS-VAR 147
4.4.2 Estimation du modèle MS-VAR 148
4.4.3 Identification du modèle MS-VAR 149
4.5 Résultats et interprétations 151
4.5.1 Résultats des estimations 151
4.5.2 Effets de la politique budgétaire et état du cycle 154
Chapitre 5 : Modélisation linéaire et non linéaire : leçons à tirer pour la politique budgétaire au Maroc 160
5.1 Leçons à tirer pour la politique budgétaire au Maroc 161
5.1.1 Politique budgétaire à effet faible et pouvoir de relance limité 161
5.1.2 Politique budgétaire à effet temporels invariant malgré les changements structurels de l'économie 164
5.1.3 Politique budgétaire pro-cyclique qui aggrave l'instabilité macroéconomique 167
5.1.4 Politique budgétaire à effets indépendants de l'état de la conjoncture économique 171
5.1.5 Importance de la modélisation non linéaire dans l'évaluation des effets de la politique budgétaire 172
5.2 Pistes d'améliorations et de recherches 174
5.2.1 Introduire la dynamique de la dette dans le modèle VARs 174
5.2.2 Evaluer les effets désagrégés de la politique budgétaire sur l'activité économique .. 176
5.2.3 Evaluer les effets macroéconomiques de la politique à l'aide d'un modèle DSGE (Dynamic Stochastic General Equilibrium) 177
CONCLUSION GENERALE 180
BIBLIOGRAPHIE 188
ANNEXES 198
Liste des figures 230
Liste des tableaux 231
Table des matières 232