

Effets non linéaires de court terme de la politique budgétaire sur l'activité économique au Maroc : Analyse empirique à changement de régime

[Short-run non-linear effects of fiscal policy on economic activity in Morocco : Switching regime empirical analysis]

Anouar Ghazi

Département des sciences économiques, Faculté des sciences économiques juridiques et sociales Souissi,
Université Mohamed V de Rabat, Maroc

Copyright © 2018 ISSR Journals. This is an open access article distributed under the *Creative Commons Attribution License*, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

ABSTRACT: This paper aims to evaluate the non-linear macroeconomic effects of fiscal policy on activity in Morocco. We estimate a three-variable MS-VAR over the period from 1990 to 2015 (quarterly basis). The results reveal that the economic activity in Morocco experienced at least one regime change in 1998. Indeed, two regimes emerge: i) the first one occurs over the period 1999 to 2015 and the ii) the second one from 1990 to 1998. In both regimes, fiscal policy does not significantly affect economic activity, and so its effects can be qualified as non-expansionist. Moreover, fiscal policy is found to be pro-cyclical especially over the period from 1999 to 2015, displaying a non-Keynesian behavior. In other words, the fiscal policy in Morocco does not play its role of stabilization policy.

KEYWORDS: Fiscal policy, economic activity, regime change, non-linear effects, non-linear VAR.

RESUME: Ce travail se propose d'évaluer les effets macroéconomiques non linéaires de la politique budgétaire sur l'activité au Maroc. Sur la période allant de 1990 à 2015 (base trimestrielle) nous estimons un MS-VAR à trois variables. Les résultats dégagés 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 1^{er} régime correspond à la période 1999 à 2015 et le ii) le 2^{ème} régime concerne la période allant de 1990 à 1998. Sur les deux régimes, la politique budgétaire n'affecte pas de manière significative l'activité économique, et donc ses effets peuvent être qualifiés de non expansionnistes. De plus, la politique budgétaire est trouvée pro-cyclique surtout sur la période allant de 1999 à 2015, affichant ainsi un comportement, d'un point de vue théorique, non Keynésien. En d'autres termes, la politique budgétaire au Maroc ne joue pas son rôle de politique de stabilisation conjoncturelle censée être contra-cyclique.

MOTS-CLEFS: Politique budgétaire, activité économique, changement de régime, effets non linéaires, VAR non linéaire.

1 INTRODUCTION

Les effets macroéconomiques de la politique budgétaire sur l'activité est un sujet qui a toujours l'objet d'un grand débat à la fois théorique et empirique. Sur le plan théorique, la théorie keynésienne nous enseigne que l'augmentation des dépenses budgétaires exerce un effet positif sur la demande privée et donc sur la production (effet multiplicateur). En revanche, la théorie néoclassique qui repose sur l'équivalence Ricardienne, les anticipations rationnelles, et l'effet signal, suggère que l'augmentation des dépenses encourage l'activité du secteur privé stimulant ainsi l'économie dans son ensemble (effet non keynésien ou anti-keynésien).

Ce débat théorique a conduit à l'émergence d'une littérature récente traitant les effets non linéaires de la politique budgétaire et qui suggère que les deux théories peuvent avoir raison, mais à des périodes économiques différentes. Ainsi, la

réponse de l'économie à la politique budgétaire peut changer selon que l'économie est en expansion (haut du cycle) ou en récession (bas du cycle).

Cette évolution théorique s'est appuyée sur le développement des outils économétriques et informatiques en l'occurrence la modélisation non linéaire. Ainsi, sur le plan empirique, bien qu'il existe des études qui trouvent un support pour l'une ou l'autre théorie, la littérature empirique récente fournit des preuves que les deux effets (keynésien ou anti-keynésien) peuvent coexister et que généralement la politique budgétaire est keynésienne dans les périodes de récession c'est-à-dire lorsque l'économie est en ralentissement.

Récemment, la crise financière et économique de 2008 semble justifier l'usage des instruments de la politique budgétaire contra-cyclique pour stimuler l'activité économique surtout que l'efficacité de la politique monétaire s'est affaiblie avec des taux d'intérêt nominaux de court terme égal ou proche de zéro limitant la capacité des banques centrales à stimuler l'activité économique.

Sur le plan empirique, la modélisation linéaire des séries chronologiques et la modélisation en équilibre général ne réussissent pas à capter les éventuelles asymétries, irrégularités, et effets non linéaires de la politique budgétaire sur l'économie. Par conséquent, le recours aux modèles non linéaires à l'instar des modèles VAR à changement de régime, les modèles VAR à effet de seuil, les modèles VAR à transition lisse semble judicieux pour traiter, évaluer et analyser les effets de la politique budgétaire sur l'activité économique.

Dans ce cadre, ce chapitre se propose de tester les preuves théoriques et empiriques récentes des effets non linéaires de la politique budgétaire pour le cas du Maroc, et ce à l'aide d'un modèle VAR markovien à changement de régime. L'objectif est de proposer un moyen pour évaluer les effets de la politique budgétaire sur la dynamique économique dans vision non linéaire.

Nous partons de l'hypothèse de base de ce chapitre, que la politique budgétaire stimule l'activité économique en période de récession plus qu'en période d'expansion. Sur la période allant de 1990 à 2015 (base trimestrielle), nous estimons un MSVAR à trois variables (solde budgétaire structurel, l'output gap, l'inflation) pour répondre aux questions suivantes : Comment la politique budgétaire affecte-t-elle l'activité économique au cours du cycle ? L'effet de la politique budgétaire sur l'activité économique est-il symétrique tout au long de la période étudiée ? Existente-t-ils des changements de régime dans la relation politique budgétaire activité économique ?

Pour répondre à ces questions ce chapitre sera organisé comme suit: i) la première section dresse une revue de littérature empirique traitant les effets non linéaires de la politique budgétaire, ii) la deuxième section présente les variables de l'étude et les tests usuels de racine unitaire, iii) la 3^{ème} section présente la méthodologie d'estimation du modèle VAR markovien à changement de régime et les méthodes probabilistes d'estimation notamment la méthode d'espérance-maximisation de Hamilton 1989 et la méthode MCMC (chaîne de Markov à la monte Carlo). VI) la 4^{ème} section analyse les résultats des estimations en s'appuyant sur les fonctions de réactions impulsives, et V) la 5^{ème} conclut.

2 REVUE DE LITTÉRATURE EMPIRIQUE

Cette section dresse une revue de littérature empirique traitant les effets non linéaires de la politique budgétaire sur l'activité économique. Dans ce cadre, l'ensemble des travaux examinés ci-dessous s'appuie sur la modélisation VAR non linéaire, en l'occurrence les VAR à changement de régime, et les VAR à effet de seuil.

Dans leurs articles F.Hoppner et al (2000), estiment un modèle VAR markovien à changement de régime sur la période allant de 1973 à 1993 pour évaluer les effets non linéaires de la politique budgétaire sur la consommation privée en Allemagne. L'article fournit une identification des non-linéarités possibles de la politique budgétaire dans un cadre statistique à-théorique, celui du modèle MSVAR qui 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. Ils concluent qu'il existe deux régimes différents ; l'un peut être interprété de keynésien et l'autre correspond aux prédictions néoclassiques. Le second régime a émergé pendant les périodes 1972-74, 1979-82, 1992-93 et révèle des effets non Keynésien de la politique budgétaire sur la consommation privée en Allemagne. Toutefois l'auteur souligne que ces dates ne correspondent pas aux périodes de « contraction budgétaire expansionniste » que la littérature a soulevé pour l'économie Allemande.

Dans le cadre des effets non linéaires de la politique budgétaire, S. Herbert (2014) estime un vectoriel-autorégressif à transition lisse (STVAR) à trois variables. L'objectif étant d'évaluer les multiplicateurs budgétaires variant dans le temps (time-variant fiscal multipliers) pour l'économie de la France, l'Allemagne, l'Italie et les États-Unis. Les résultats suggèrent que pour l'économie de la France, les États-Unis, et l'Allemagne, le multiplicateur de dépense est significativement plus élevé dans les périodes de récession.

En d'autres termes, l'auteur soutient la preuve empirique et théorique selon laquelle les multiplicateurs budgétaires sont plus importants en récession qu'en période de croissance, et souligne que les estimations issues de la modélisation VAR-linéaire masque les différences substantielles qui peuvent exister entre les régimes économiques. Cette asymétrie est plus persistante lorsqu'il introduit la politique monétaire.

Paweł Baranowski et al (2015), en se basant sur un modèle vectoriel à changement de régime déterministe analysent l'efficacité de la politique budgétaire à relancer l'activité économique, pour quatre pays de l'Europe occidentale et orientale à savoir : la République tchèque, la Hongrie, la Pologne et la Slovaquie. Leurs résultats suggèrent que les multiplicateurs budgétaires pour ces pays diffèrent selon la phase du cycle économique, et que les multiplicateurs de dépenses est significativement plus élevés lorsque l'écart de production est négatif (période de récession) pour les quatre économies étudiées. En revanche, les multiplicateurs de taxe, ont une valeur absolue plus élevée pendant les expansions.

Selon les auteurs, ceci fournit une justification supplémentaire en faveur de la politique budgétaire anticyclique qui augmente les dépenses budgétaires pendant les récessions et les diminuent pendant les expansions d'une part, et montre que les plans d'austérité en période de ralentissement économique peuvent entraîner une baisse durable du PIB d'autre part. En outre, P. Baranowski et al (2015) soulignent que leurs résultats sont généralement cohérents avec les analyses réalisées à l'aide des modèles DSGE (dynamic stochastic general equilibrium) et que le multiplicateur de dépense obtenu est plus élevé en comparaison avec ceux des États-Unis et l'Europe occidentale.

La littérature récente montre que les multiplicateurs budgétaires dans les économies développées sont plus élevés pendant la récession que l'expansion. Jusqu'à présent, des analyses empiriques similaires ont manqué pour les pays d'Europe centrale et orientale.

Anja Baum et al (2011) à l'aide d'un VAR à effet de seuil (TVAR) de trois variables évalue les effets de la politique budgétaire sur l'activité économique pour l'économie allemande sur la période 1976 à 2009. L'article se fixe comme objectif de répondre à 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, l'article fournit une évaluation des effets de la politique budgétaire selon que l'économie est en période de récession ou en période d'expansion. Et fournit aussi une vérification de l'asymétrie de la politique budgétaire sur la période étudiée. Les auteurs concluent, que dans le cadre du VAR linéaire le multiplicateur de dépense à court terme est d'environ 0,70, tandis que le multiplicateur de taxe s'élève à -0,66. De plus, dans le cadre du VAR à effet de seuil (TVAR) les multiplicateurs de dépense sont beaucoup plus importants en période de récession (écart de production négatif), et un effet très limité en période d'expansion (écart production positif).

Par conséquent, les auteurs suggèrent que la politique budgétaire visant à renforcer la collecte de recette ne doit être menée que dans les périodes d'expansion (output gap positif), tandis que, les mesures de dépenses discrétionnaires destinées à stimuler l'économie ont un impact plus important en période de ralentissement économique (écart de production négatif).

A. Chibi et al (2014), en utilisant un modèle de Markov Switching Vector Autoregressive (MSVAR), évaluent les effets de la politique budgétaire sur l'activité économique en Algérie sur la période allant de 1970 à 2011. L'article fournit des preuves sur l'asymétrie des effets de la politique fiscale en fonction de l'état du cycle économique (régime de ralentissement et boom). Leurs résultats montrent que dans les deux régimes, les multiplicateurs de dépense et des taxes sont faibles à court terme. En outre, un choc de politique budgétaire a un impact plus important en période de crise économique qu'en période d'expansion, confirmant ainsi l'hypothèse de l'existence d'effets asymétriques de la politique budgétaire.

Cependant, l'impact de la dépense publique est plus fort que l'impact de la recette publique en période de récession, par conséquent, dans le court terme, une politique de déficit semble plus efficace en matière de stabilisation de l'économie plutôt qu'une politique de réduction des impôts.

Selon ces auteurs, les décideurs de la politique budgétaire interagissent avec une vision anti-keynésienne (pro-cyclique), du fait qu'ils augmentent les dépenses et les recettes dans les périodes d'expansion et inversement dans les périodes de ralentissement économique. Ceci explique selon les auteurs, la faiblesse de l'efficacité des actions de la politique budgétaire dans les pays émergents et en développement.

Partant de la question suivante : comment les effets de la politique budgétaire en Espagne ont-ils varié dans le temps ? Alejandro Ricci-Risquete et al estiment un modèle vectoriel autorégressif à changement de régime sur la base des données trimestrielles sur la période allant de 1986 à 2012. 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 les auteurs, les mesures visant à accroître le déficit budgétaire pour sortir des ralentissements économiques ou d'une crise comme celles des années 2000,

2005 et 2009, n'ont pas atteint leurs objectifs socio-économiques. Par conséquent, pour stimuler l'activité économique, l'action budgétaire doit porter sur l'augmentation des recettes, la réduction des dépenses et l'augmentation de la stabilité budgétaire.

3 DONNEES DE L'ETUDE

Cette section sera consacrée, à définir les variables utilisées dans l'estimation du modèle MS-VAR, à analyser leurs évolutions sur de la période étudiée, et à tester leur stationnarité à l'aide des tests usuels de racine unitaire.

3.1 DEFINITION DES VARIABLES

En s'inspirant des travaux examinés dans la revue de littérature ci-dessous qui s'appuient sur le modèle MS-VAR pour évaluer les effets non linéaires de la politique budgétaire sur l'activité économique, nous spécifions un modèle à trois variables ; i) l'écart de production ou l'output gap comme indicateur de l'activité économique, ii) Le solde budgétaire structurel comme variable de la politique budgétaire, et iii) l'inflation comme variable de la politique monétaire. Ces variables, 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).

La spécification d'un MSVAR 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.

3.1.1 L'ÉCART DE PRODUCTION

L'écart de production (output gap en anglais) est une grandeur économique 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 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 cette variable : i) les méthodes structurelles qui se réfèrent à la théorie économique, et ii) les méthodes statistiques d'extraction de la tendance et du cycle (notamment le filtre HP). Les premières méthodes fournissent une estimation de la croissance potentielle, alors que les secondes évaluent la croissance tendancielle.

Dans ce travail, le calcul de l'écart de production de la période 1990 à 2016 est effectué à l'aide du filtre Hodrick-Prescott (HP). Le Filtre HP consiste à minimiser le programme mathématique suivant : $\text{Min} \sum [(y_t - y_t^p)^2 + \lambda((y_t^p - y_{t-1}^p) - (y_{t-1}^p - y_{t-2}^p))^2]$. Avec λ paramètre de lissage. Pour les données trimestrielles $\lambda = 1600$ permet une meilleure estimation de la tendance.

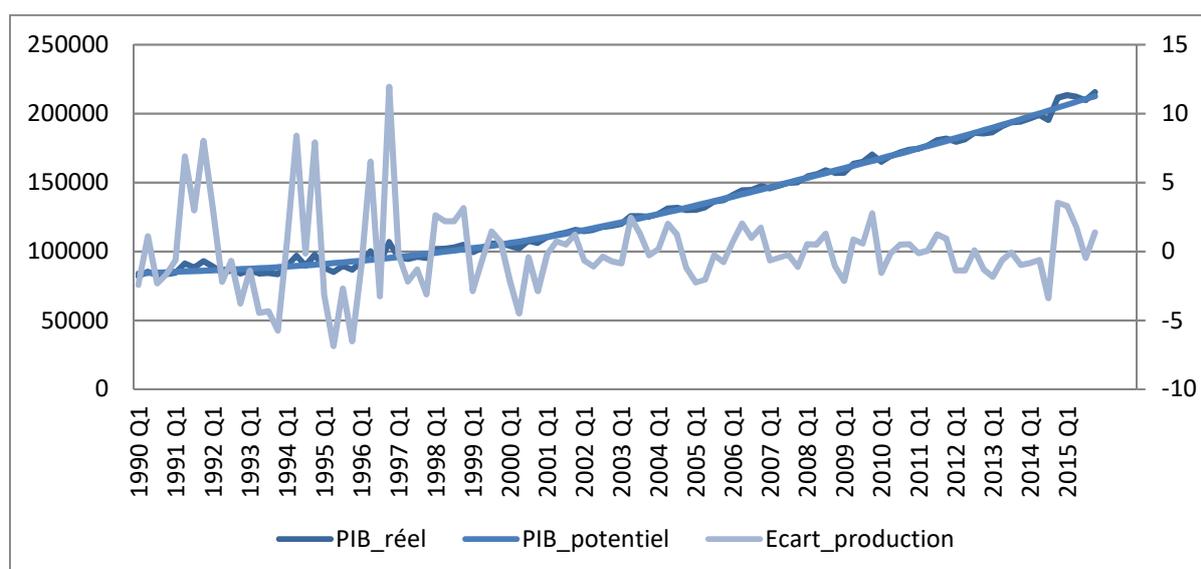


Fig. 1. Ecart de production (filtre HP)

3.1.2 LE SOLDE BUDGÉTAIRE STRUCTUREL

Le solde budgétaire structurel est indicateur d'orientation de la politique budgétaire. Il est suivi par un la plupart des institutions économiques et financières (FMI, OCDE, commission européenne) afin de suivre la situation financière publique des leurs Etats membres. L'analyse de l'évolution du solde budgétaire seulement peut conduire à une lecture erronée de la politique budgétaire.

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 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 et de ne garder que la partie résultant de la décision discrétionnaire des autorités financières publique.

Le solde budgétaire structurel peut être calculé par un ensemble de techniques que prévoit la littérature. La majorité de ces techniques nécessitent un scénario de référence économique (une trajectoire potentielle) [7] entre autres, la méthode en deux étapes. La première étape consiste à estimer l'écart de production, la seconde à supprimer l'influence du cycle dans les variations du déficit budgétaire observé.

Dans ce travail, après avoir désaisonnalisé les recettes ordinaires et les dépenses globales, on calcule le déficit primaire qui est donné par la différence entre les recettes ordinaires et les dépenses globales. Nous avons opté pour le déficit au lieu du solde pour faciliter l'interprétation. Une relation négative entre le déficit budgétaire et l'écart de production signifie qu'on est dans une optique non Keynésienne. Une relation positive s'inscrit dans l'optique Keynésienne. Une relation nulle ou statistiquement non significative signifie une relation non Keynésienne.

- Elasticité de recette : La régression de l'équation ci-dessous à l'aide de la MCO donne une élasticité $\alpha = 1.13$. Il est à signaler que A. Tlidi (2013) trouve une élasticité recette de 1.33.

$$\log(\text{Recette}) = \alpha \cdot \log(\text{PIB}) + \varepsilon \text{ avec } \hat{\alpha} = \frac{\Delta \log(\text{RECETTE})}{\Delta \log(\text{PIB})}$$

- 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 structurel : est égal à la différence entre les recettes structurelles et les dépenses structurelles

$$\text{SBS} = (\text{Rec} - \alpha \cdot \text{Rec. Ecart}) - (\text{Dep} - \beta \cdot \text{Dep. Ecart})$$

- Avec :
- Rec : Recettes ordinaires
 - Dep : Dépenses globales
 - Ecart : Ecart de production (première variable du modèle)
 - α et β : Elasticités budgétaires

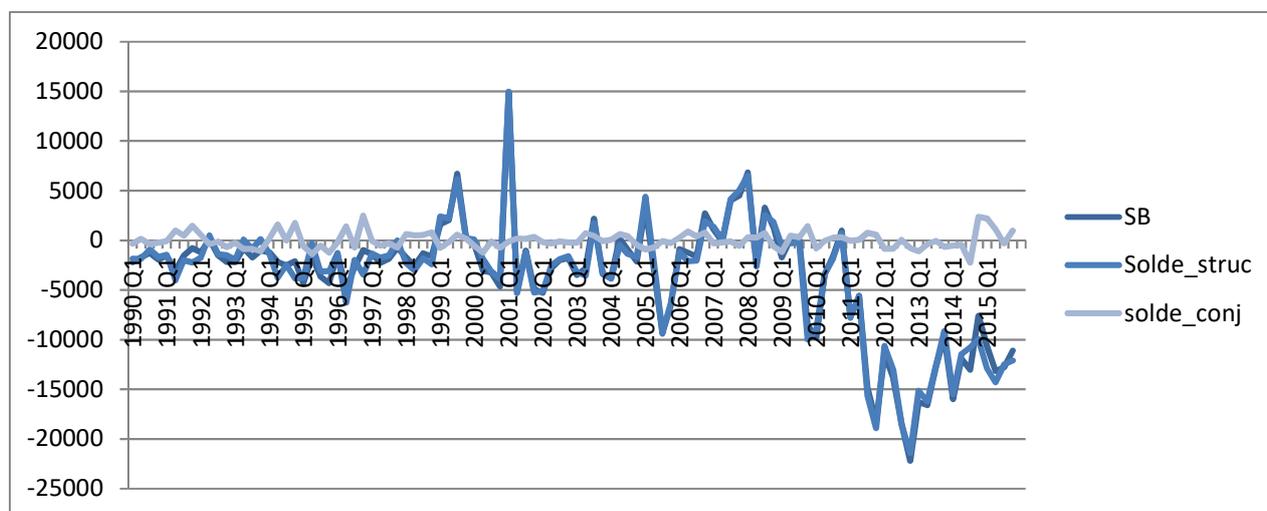


Fig. 2. solde budgétaire, solde budgétaire structurel, solde budgétaire conjoncturel

Le solde budgétaire structurel au Maroc sur la période allant de 1990 à 2015 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.

En effet, sur la période allant de 1990 à 1998 le solde budgétaire a enregistré une évolution négative moyenne moins prononcée que dans la période allant de 1998 à 2015. 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.

3.1.3 LE TAUX 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.

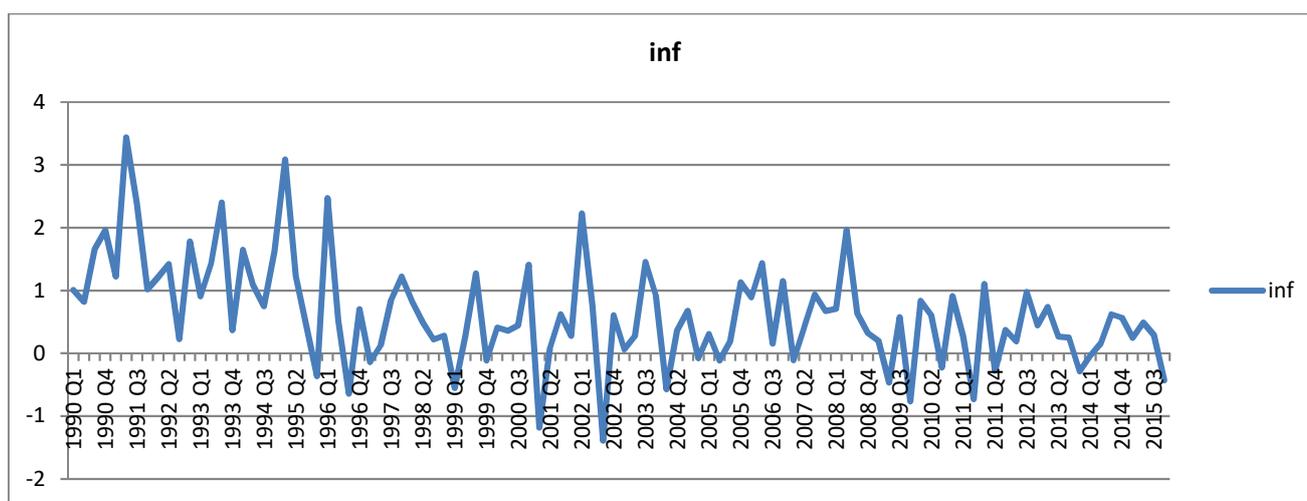


Fig. 3. Le taux d'inflation

3.2 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 MSVAR (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 nous testons l'existence des racines unitaires.

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.

3.2.1 LE TEST ADF (AUGMENTED DUCKY FULLER)

Ce test est basé sur l'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires de trois modèles autorégressif 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'absence d'existence de racine unitaire (stationnarité) contre l'hypothèse alternative d'existence de racine unitaire (non stationnarité). Le test ADF appliqué sur les variables de l'étude fait ressortir que les séries sont stationnaire en niveau.

Tableau 1. 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 ***

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

3.2.2 LE TEST KPSS

Le teste KPSS (Kwiatkowski, Philips, Schmidt et Shin) 1992 consiste à tester l'hypothèse H0 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 elle est I(1) c'est-à-dire que la série est stationnaire en différence première.

Tableau 2. Résultats du test KPSS

	Avec constante	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 ***
L'inflation	I(0)/ en niveau ***	I(0)/ en niveau ***

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

3.2.3 LE TEST PP

Le test de Philips et Perron (1988) consiste aussi à tester l'hypothèse H0 de stationnarité contre l'hypothèse alternative H1 présence de racine unitaire. Ce test indique que les trois variables sont stationnaires en niveau.

Tableau 3. Résultats du test 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 ***

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

Il est à signaler que les tests usuels de racine unitaire mentionnés ci-dessus en l'occurrence le test ADF, KPSS, et PP sont critiquable par la littérature empirique. En effet, ces tests ne sont valables que dans 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 une analyse empirique non linéaire qui peut capter les changements structurels.

4 METHODOLOGIE D'ESTIMATION : VAR MARKOVIEEN A CHANGEMENT DE REGIME

Le modèle MSVAR introduit par Hamilton en 1989 constitue un outil économétrique important pour capter les non linéarités ou les asymétries dans les processus économiques. Ces modèles ont été proposé comme une alternative aux modèles linéaires à paramètres constants prévus par la modélisation de Box et Jenkins (1970) [10].

En effet, les MSVAR sont utilisés dans la littérature pour rendre compte et 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 ou guerre ou une crise etc.

4.1 PRÉSENTATION DU MSVAR

L'idée sous-jacente du MSVAR que le processus générant une série chronologique Y_t dépend d'une variable régime inobservable $S_t \in (1, \dots, M)$ qui représente la probabilité d'être dans un régime particulier. Le modèle MSVAR spécifié dans ce chapitre peut être décrit par l'équation (1) suivante.

$$Y_t = \begin{cases} v_1 + \beta_{11}Y_{t-1} + \dots + \beta_{p1}Y_{t-p} + A_1u_t & \text{si } S_t = 1 \\ v_2 + \beta_{12}Y_{t-1} + \dots + \beta_{p2}Y_{t-p} + A_2u_t & \text{si } S_t = 2 \end{cases}$$

Selon ce modèle, Y_t 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_iu_t avec $u_t \sim N(0, I)$. Ces paramètres peuvent changer entre le régime 1 ($S_t = 1$) et le régime 2 ($S_t = 2$).

La matrice variance-covariance des résidus A_iu_t dépend du régime ($i=1,2$) et suit la forme suivante :

$$\Sigma_i = E(A_iu_tu_t'A_i') = A_i E(u_tu_t')A_i' = A_i I_k A_i' = A_i A_i'$$

Une généralisation de l'équation (1) est possible pour m régime, toutefois pour le présent article, on considère seulement deux régimes (récession et expansion).

Dans l'équation (1), le régime S_t est supposé suivre une chaîne de Markov à deux états inobservables. 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 de transition sont définies par la matrice de transition P .

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix} \text{ Avec } p_{11} + p_{12} = p_{21} + p_{22} = 1$$

4.2 ESTIMATION DU MSVAR

Pour estimer le MSVAR, la littérature empirique prévoit plusieurs méthodes en l'occurrence i) le maximum vraisemblance (ML), ii) l'espérance-maximisation (EM), iii) la chaîne de Markov à la méthode de Monte Carlo (MCMC). Dans le présent article, nous nous concentrons sur la méthode proposée par Hamilton (1990) à savoir l'espérance-maximisation ou l'algorithme d'espérance-maximisation. Cette méthode est effectuée en deux étapes.

La première étape celle de l'espérance consiste à inférer de manière optimale la chaîne 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 :

$$\hat{\xi}_{t/t} = P(S_t = i / Y_t) = \frac{\hat{\xi}_{t/t-1} \odot \eta_t}{1^T (\hat{\xi}_{t/t-1} \odot \eta_t)}$$

$$\hat{\xi}_{t/t+1} = P(S_{t+1} = i / Y_t) = P^T \hat{\xi}_{t/t}$$

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 MSVAR pour la ξ trouvée à l'étape 1. L'estimation de la vraisemblance du MSVAR est équivalente à la méthode des moindres carrés ordinaires pondérées par ξ_t estimée [9].

4.3 IDENTIFICATION DU MSVAR

Pour déterminer la relation entre les distributions fondamentales (erreur) et les variables de chaque régime, il faut identifier les matrices A_1 et A_2 . Pour ce faire, la littérature empirique prévoit d'imposer des restrictions d'ordre théorique économique sur les paramètres estimés du modèle non restreint de l'équation (1).

Le choix de la méthode d'identification ou des restrictions à imposer est sujet de la littérature du VAR principalement Sims (1980), qui prévoit une variété de schémas d'identification. Dans notre travail, nous identifions notre MSVAR à l'aide de la méthode de Cholesky (discuté dans le chapitre 2). Dans le cadre de la modélisation VAR, les fonctions de réaction impulsionnelles

(FRI) présentent les effets d'un choc dans une variable du modèle sur les autres variables. Elles constituent un outil important pour mesurer les dépendances entre les variables du modèle VAR en général et le modèle MSVAR en particulier.

Pour calculer les IRF, nous avons besoin d'estimer la matrice B_i . L'algorithme EM estime seulement la matrice de variance-covariance $\Sigma_1, \dots, \Sigma_m$ mais pas les matrices B_1, \dots, B_m . Pour identifier ses dernières nous imposons des restrictions sur les modèles non restreint (pour notre cas, on opte pour la méthode de triangularisation de cholsky).

Dans le modèle MSVAR, la réaction d'une variable endogène Y_t de l'équation (1) à un choc d'un écart-type par rapport à la $k^{\text{ème}}$ perturbation au temps t pour un horizon h , se présente comme suit :

$$\left(\frac{\partial E_t Y_{t+h}}{\partial u_{k,t}} \mid s_t = \dots = s_{t+h} = i \right) = \theta_{ki,h}$$

Dans son article de base pour la modélisation MSVAR Erhmann et al. (2003) démontrent que les fonctions de réaction impulsionnelles suivent:

$$\hat{\theta}_{ki,0} = \hat{B}_1 \varepsilon_0$$

$$\hat{\theta}_{ki,h} = \sum_{j=1}^{\min(h,p)} \hat{A}_{ji}^{h-j+1} \hat{B}_1 \varepsilon_0$$

5 RESULTATS ET INTERPRETATIONS

Dans cette section, nous présentons les résultats des estimations du modèle MSVAR spécifié dans la section 3. L'analyse des probabilités lissées, des probabilités de transition, et des fonctions de réactions impulsionnelles, permet d'évaluer les effets de la politique budgétaire au Maroc dans un cadre non linéaire à changement de régime.

L'estimation du modèle MSVAR spécifié à l'équation (1) fait ressortir que généralement la modélisation non linéaire est plus adaptée pour évaluer les effets 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 ainsi la présence des asymétries importantes dans le cycle économique pour l'économie marocaine.

Le régime 1 qui émerge sur la période allant de 1999-2013 semble persistant 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 4. Probabilités de transition entre les régimes

	Régime 1	Régime 2
Régime 1	0.95	0.05
Régime 2	0.07	0.93

La durée de vie moyenne de 1^{er} régime est évaluée à 20 trimestres. La probabilité inconditionnelle du régime 1 s'élève à 0.54. Par conséquent, le nombre d'observation classée dans ce régime est égal à 58.

L'examen des probabilités lissées estimées en calculant l'algorithme Espérance-Maximisation (Hamilton 1989) indique que le régime 1 a émerge sur la période allant de 1999-2013. 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 de l'agriculture).

Compte tenu de ces évolutions le régime 2 correspond à une période de ralentissement économique comparativement au régime 1.

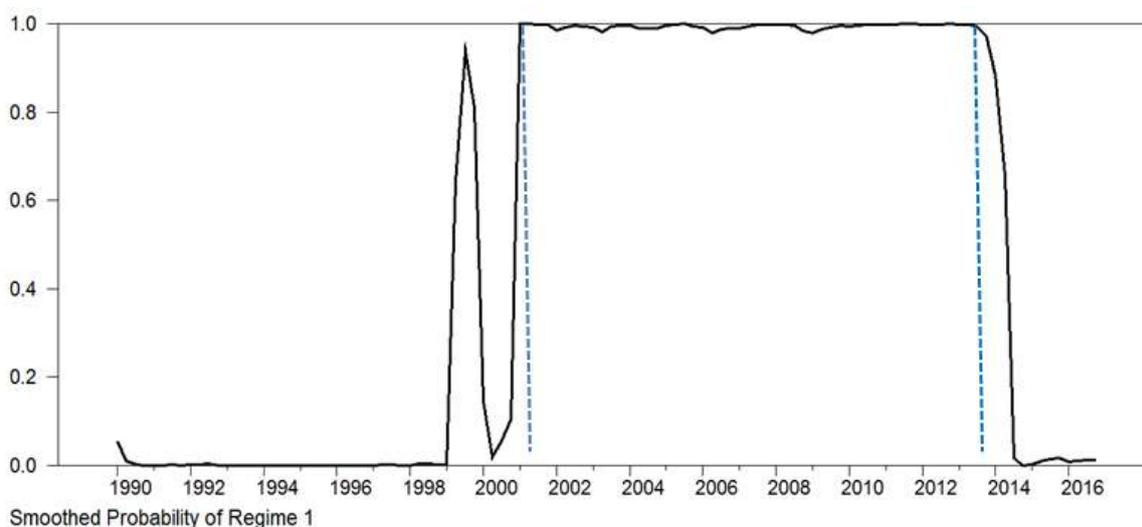


Fig. 4. Probabilité lissée pour le régime 1

Le régime 2 qui émerge sur la période allant de 1990-1998 semble persistant 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 2, il est difficile d'en sortir une autre fois vers le régime 1.

La durée de vie moyenne de 2^{ème} régime est évaluée à 20 trimestres. La probabilité inconditionnelle du régime 1 s'élève à 0.54. Par conséquent, le nombre d'observation classée dans ce régime est égal à 46.

L'examen des probabilités lissées estimées en calculant l'algorithme Espérance-Maximisation indique que le régime 1 a émergé 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 sécheresses fréquentes, et de la baisse de la compétitivité des exportations marocaines. Le taux de croissance moyen été autour de 1.4 %. Sur le plan budgétaire, la situation des finances publiques est restée fragile avec un déficit budgétaire avoisinant les 3.7%. Tenant compte de ces évolutions, le régime 2 peut être qualifié d'expansionniste par rapport au régime 1.

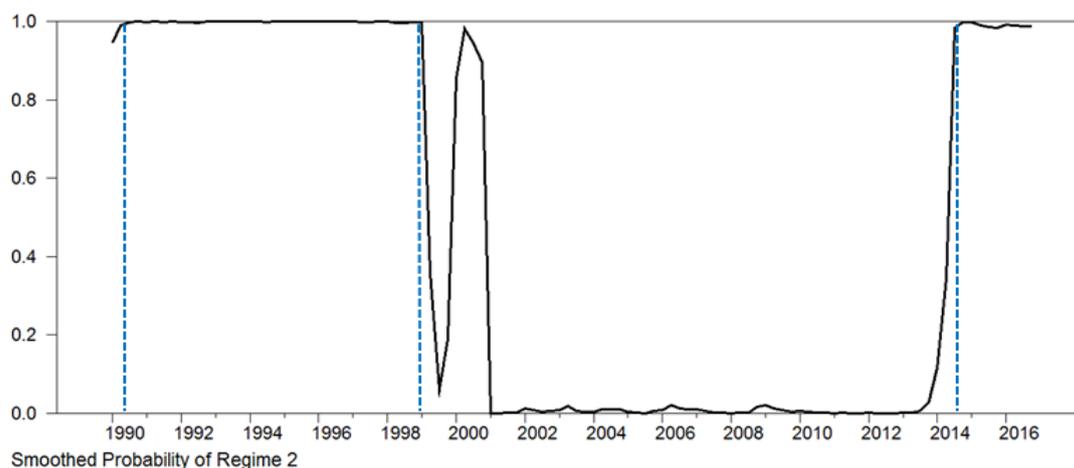


Fig. 5. Probabilité lissée pour le régime 2

Un outil important de la modélisation VAR est les fonctions de réactions impulsionnelles. Ces dernières sont obtenues à l'aide du code proposé par Ehrmann et al (2003) sous le logiciel RATS.

D'un point de vue économique, la réaction de l'output gap à un choc du solde budgétaire représente l'effet d'une politique budgétaire discrétionnaire. Trois cas de figure peuvent se présenter :

- Une réponse de signe positif implique un effet anti-keynésien (AK), c'est-à-dire que l'amélioration du solde budgétaire stimule l'activité économique.

- Inversement une réponse de signe négatif reflète un effet keynésien où l'amélioration du solde budgétaire freine l'activité économique (K).
- Un choc budgétaire n'a pas d'effet significatif sur l'output gap, cela implique un effet non keynésien (NK) pour la politique budgétaire.

Nous définissons comme «statistiquement significatives» les fonctions de réactions pour lesquelles la bande d'erreur ne comprend pas zéro [13]

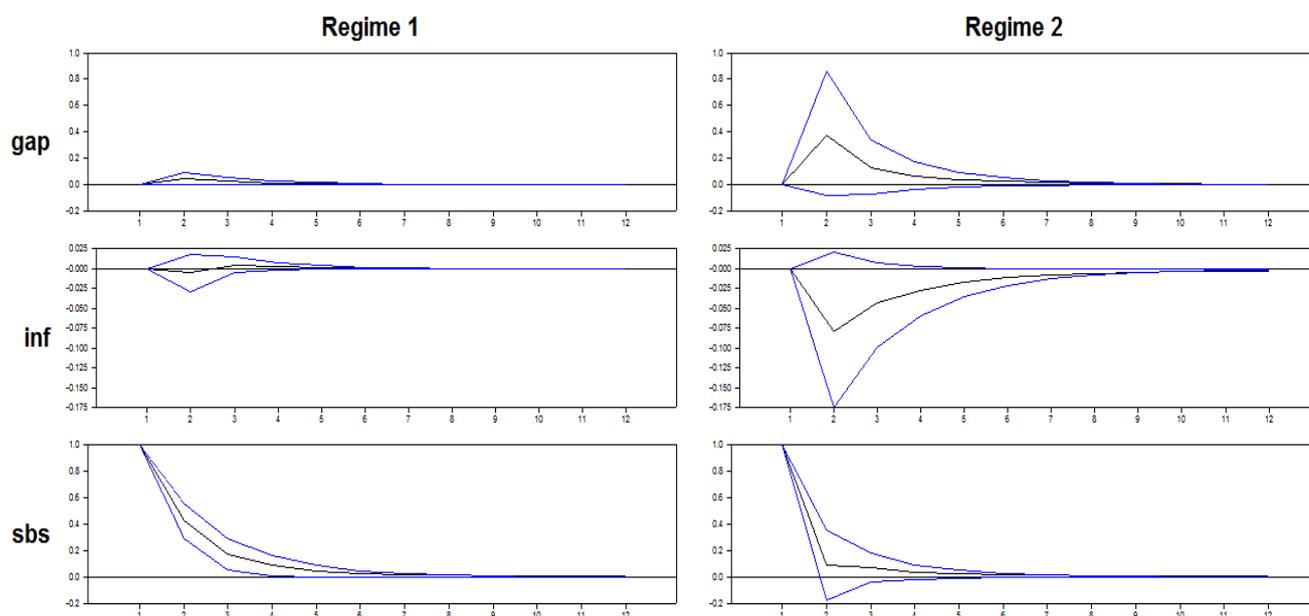


Fig. 6. Réponses à un choc de solde budgétaire structurel

L'analyse des fonctions de réactions laisse conclure que la réponse des variables d'intérêt à savoir l'output gap et l'inflation suite à un choc de 1% du solde budgétaire structurel est plus prononcé lorsque l'économie est sous le régime 1 que lorsque l'économie est sous le régime 2. Ceci dit, qu'un choc budgétaire engendre plus d'effet lorsqu'il intervient en période de déséquilibre économique comparativement à une période stable.

Selon les fonctions de réaction ci-dessus, un choc positif du solde budgétaire structurel (amélioration du solde à travers la diminution des dépenses ou l'augmentation des recettes), exerce un effet statistiquement non significatif sur l'activité économique mesurée par l'output gap et par l'inflation.

En effet, la fonction de réaction impulsionnelle de l'output gap et de l'inflation démarre par une valeur nulle (axe des abscisses), et donc effet statistiquement non significative. Dans ce cadre, lorsqu'un choc budgétaire n'affecte pas l'activité économique de manière statistiquement significative, la littérature empirique qualifie la politique budgétaire dans ce cas de non keynésienne.

Tableau 5. politique budgétaire au Maroc et changement de régime

	Régime 1 (1999-2014)	Régime 2 (1990-1999)
Politique budgétaire	Non keynésienne	Non keynésienne

6 CONCLUSION

Pour évaluer les effets non linéaires de la politique budgétaire sur l'activité économique au Maroc, un VAR markovien à changement de régime à trois variables a été spécifié pour le cas du Maroc sur la période allant de 1990 à 2015.

Pour ce faire ce chapitre été organisé autour de quatre sections : i) la première section a dressé une revue de littérature empirique traitant les effets non linéaires de la politique budgétaire, ii) la deuxième section a présenté les variables de l'étude et les tests usuels de racine unitaire, iii) la troisième section a traité les tests de non linéarité de l'ensemble des variables,

l'objectif de cette section est de fournir un test uni-varié et se prononcer sur l'utilité ou non de mener une étude non linéaire, iv) la 4ème section a été consacré à la méthodologie d'estimation du modèle VAR markovien à changement de régime et les méthodes probabilistes d'estimation notamment la méthode d'espérance-maximisation de Hamilton et la méthode MCMC (chaîne de Markov à la Monte Carlo). V) la 5ème section a analysé les résultats des estimations en s'appuyant sur les fonctions de réactions impulsionnelles.

Les résultats indiquent que l'activité économique a connu un changement structurel vers l'année 1998. En d'autres termes, sur l'ensemble de la période étudiée, il existe deux régimes :

- le 1er régime a émergé tout au long de la période 1999-2015 ; celui-ci peut être qualifié de stable économiquement comparativement au 2ème régime ;
- le 2ème régime a surgi sur la période allant de 1990 à 1998 et correspond à une période de ralentissement économique.

Les résultats concluent aussi que pour 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, c'est 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 un comportement régulier et symétrique tout au long de la période étudiée.

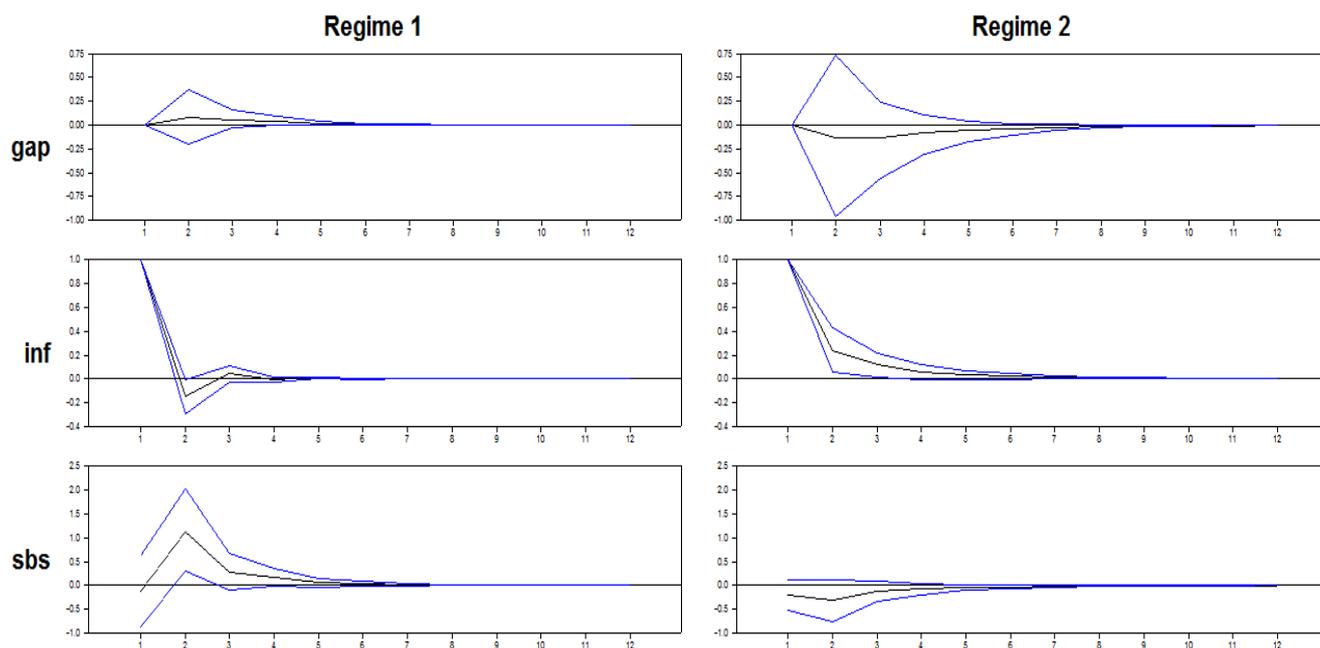
En bref, la politique budgétaire ne réussit pas ni à stimuler l'activité économique au Maroc ni atténuer les fluctuations en cas de ralentissement. Ceci s'explique en grande partie par l'effort d'ajustement et de viabilisation budgétaire qu'a entrepris le Maroc depuis la sortie du PAS.

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).

REFERENCES

- [1] J. D. Hamilton, "Analysis of time series subject to changes in regime", *Journal of Econometrics* 45, pp.39–70. 1990.
- [2] F. Höppner et K. A. Wesche, "Non-linear Effects of Fiscal Policy in Germany: A Markov Switching Approach", *Bonn Econ Discussion Papers*, No. 9/2000, 2000.
- [3] S. Herbert, "Econometric analysis of regime switches and of fiscal multipliers", *OFCE working paper*, 01-2014. 2014.
- [4] P. Baranowski, P. Krajewski, M. Mackiewicz, et A. Szymańska, "The Effectiveness of Fiscal Policy Over the Business Cycle: A CEE Perspective", *Emerging Markets Finance & Trade*, pp.1-12. 2015.
- [5] A. Baum et G. B. Koester, "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*, 2011.
- [6] A. Chibi, M. Benbouziane et S. M. Chekouri, "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. 2014.
- [7] A. Ricci-Risquete, J. Ramajo et F. D. Castro, "Time-varying effects of fiscal policy in Spain : a Markov-switching approach", *Applied Economics Letters*, vol 23. No 8, pp.597-600. 2016.
- [8] C. Bouthevillain et S. Garcia. "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. 2000
- [9] A. Tlidi, "The Calculation of Structural Budget Balance: Case of Morocco", *International Journal of Economics and Financial Issues*, Vol. 3, No. 4, 2013, pp.932-937. 2013.
- [10] H. M. Krolzig et J. Toro, J, "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*, 1999.
- [11] M. Ehrmann, M. Ellison, et N. Valla, "Regime-dependent impulse response functions in a Markov switching vector autoregression model", *Economics Letters* 78, pp. 295–299. 2003.
- [12] C.A Sims. "Macroeconomics and reality", *Econometrica* 48, pp. 1–48. 1980.
- [13] C. Schalck, "Effects of Fiscal Policies in Four European Countries: A Non-linear Structural VAR Approach". *Economics Bulletin*, Vol. 5, No. 22, pp. 1-7. 2007

ANNEXE 1. RÉPONSES SUITE À UN CHOC D'INFLATION



ANNEXE 2. RÉPONSES SUITE À UN CHOC D'OUTPUT GAP

