

Effets macroéconomiques des chocs de la politique budgétaire au Maroc : Une analyse en VAR structurel linéaire

[Macroeconomic effects of fiscal policy shocks in Morocco : A linear structural VAR analysis]

Anouar Ghazi

Département des sciences économiques, Faculté des sciences économiques juridiques et sociales Souissi,
Université Mohamed V - 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 article assesses the short-term macroeconomic effects of fiscal policy on economic activity in Morocco. Over the period from 1990 (Q1) to 2015 (Q4), a structural autoregressive vector (VAR) of five variables is estimated and identified using the recursive approach and Blanchard and Perotti's approach (2002). The estimates reveal the following main results: (i) an expenditure shock has a positive statistically significant effect between the sixth and twelfth quarter; (ii) the interest rate and inflation react positively to the expenditure shock, but this effect is not statistically significant. ii) A tax revenue shock affects negatively output, inflation, while the interest rate reacts positively. In addition, iii) the fiscal multipliers calculated from the reaction functions indicate that the expenditure multiplier, has a positive sign, but it doesn't exceed one. In contrast, (iv) the revenue multiplier has a negative sign and exceeds one, indicating that a tax revenues have a greater impact in comparison with expenditures. However, the tax multiplier varies according to the estimated methodology, unlike the expenditure multiplier whose result is robust according to the two identification approaches.

KEYWORDS: Budgetary expenditure, tax revenue, budget shocks, budget multipliers, SVAR model, economic activity.

RESUME: Cet article évalue les effets macroéconomiques de court terme de la politique budgétaire sur l'activité économique au Maroc. Sur la période allant de 1990 (T1) à 2015 (T4), un vectoriel autorégressif structurel (VARs) de cinq variables est estimé et identifié selon l'approche récursive et l'approche de Blanchard et Perotti (2002). Les estimations laissent dégager les principaux résultats suivants : i) un choc de dépense exerce un effet positif statistiquement significatif entre le 6^{ème} et le 12^{ème} trimestre, ii) Le taux d'intérêt et l'inflation réagissent aussi positivement à 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 réagit positivement. En outre, iii) 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, iv) 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.

MOTS-CLEFS: Dépense budgétaire, recette fiscale, chocs budgétaires, multiplicateurs budgétaires, modèle SVAR, activité économique.

1 INTRODUCTION

Les effets macroéconomiques de la politique budgétaire constituent l'un des sujets les plus débattus de la théorie économique. La littérature suggère que les positions théoriques sur ce sujet divergent souvent. La première vision théorique de ce débat est l'approche Keynésienne, selon laquelle la politique budgétaire expansionniste exerce un effet positif sur la demande agrégée et par conséquent, augmente la production (Effets Keynésiens de la politique budgétaire).

En revanche, l'approche néoclassique fondée sur l'hypothèse des anticipations rationnelles, et sur le théorème de l'équivalence Ricardienne, suggère que la production est déterminée par l'offre agrégée et non pas la demande et donc la politique budgétaire agissant sur la demande agrégée n'a pas d'effets (Effets non keynésiens de la politique budgétaire).

Une autre vision théorique appelée « effets keynésiens de la politique budgétaire non keynésienne », suggère que la contraction (expansion) budgétaire peut accroître (baisser) la production. En fait, les agents économiques anticipent que la baisse des dépenses publiques se traduirait par une réduction permanente des impôts futures, et donc augmentent les dépenses de consommation privée, grâce à cet effet de richesse (Effets anti-keynésiens de la politique budgétaire).

En plus du débat théorique, sur le plan empirique l'évaluation des effets macroéconomiques de la politique budgétaire constitue aussi un des problèmes les plus controversés. Bien qu'il existe des études qui trouvent un support pour l'une ou l'autre théorie, les résultats diffèrent selon la méthodologie d'estimation utilisée, des hypothèses d'identification du modèle, et de la période du temps étudiée [1]. En d'autres termes, il n'y a pas de consensus absolu sur les effets de la politique budgétaire sur la macroéconomie.

L'absence d'un consensus dans la littérature sur les effets de la politique budgétaire suggère que l'investigation empirique dans ce domaine a encore un rôle très important à jouer, et si les effets macroéconomiques de la politique budgétaire sont suffisamment étudiés pour les économies développées, le sujet est loin d'être cerné pour les pays en développement, dont les effets de la politique budgétaire surtout ceux du court terme restent encore mal connus [2], constituant ainsi une lacune majeure à l'élaboration d'une politique budgétaire et économique efficaces.

Dès lors, l'évaluation des effets macroéconomiques de la politique budgétaire constitue toujours bon et paritaire sujet de recherche surtout pour les pays en développement, surtout que récemment ce sujet s'est renouvelé et a pris de l'ampleur après la crise financière mondiale de 2007-2008.

Dans ce cadre, le présent article se propose d'analyser les effets macroéconomiques de la politique budgétaire sur les principaux indicateurs de l'activité économique au Maroc à savoir la production, le niveau des prix, et le taux d'intérêt. L'objectif en définitive est d'évaluer le pouvoir stimulateur de la politique budgétaire. La méthodologie économétrique utilisée est le VARs (vectoriel autorégressif structurel), qui permet de simuler les effets des chocs budgétaires.

Sur la période allant de 1990 (1er trimestre) à 2015 (4ème trimestre), l'estimation du VARs est effectuée selon deux schémas d'identification : i) l'approche récursive appliquée à la politique budgétaire par Fatas et Mihov (2001), et ii) l'approche de Blanchard et Perrotti (2002), méthode référence largement utilisée par la littérature empirique pour l'évaluation des effets économiques des chocs budgétaires. La comparaison des résultats émanant des deux approches d'identification permettra de tester la robustesse de ces résultats et fournira plus de preuves empiriques pour une meilleure compréhension de la politique budgétaire au Maroc.

Pour ce faire, ce travail sera structuré autour des quatre sections suivantes : i) la première section dressera une revue de littérature empirique sélective traitant les effets de court terme 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 présentera la méthodologie d'estimation du modèle VARs et les deux approches d'identification, iv) la quatrième section exposera les résultats et les interprétations des différentes fonctions de réactions impulsionnelle, mais aussi le calcul des multiplicateurs budgétaires; vi) la cinquième section conclut.

2 REVUE DE LITTÉRATURE EMPIRIQUE SELECTIVE

La littérature empirique relative à l'évaluation des effets dynamiques de la politique budgétaire sur l'activité économique à l'aide de la méthodologie VARs a reçu moins d'intérêt par rapport à la politique monétaire. En outre, la grande partie de cette littérature empirique s'est concentrée sur les pays développés (USA, l'Europe, Japan) beaucoup plus que les pays en développement. L'offre statistique constitue l'une des principales causes de cette pénurie d'études dans ces pays.

Dans ce cadre, cette section dresse une revue de littérature empirique traitant les effets macroéconomique de court terme de la politique budgétaire à l'aide de la méthodologie VARs (vectoriel autorégressif structurel).

Fatas et Mihov (2001) estiment un modèle VAR à cinq variables appliqué aux USA et identifié à l'aide de l'approche récursive introduite par Sims (1980). Leurs résultats indiquent que dépenses exerce un effet expansionniste sur la production (multiplicateur supérieur à 1). Cette augmentation est due principalement à l'augmentation de la consommation privée, tandis que l'investissement ne réagit pas significativement.

Dans un article de référence en matière d'évaluation des effets macroéconomiques de court terme de la politique budgétaire, Blanchard et Perotti (2002) estiment un modèle VAR à trois variables (dépenses, recettes, PIB réel), identifié avec une méthode qui repose sur l'exploitation des informations institutionnelles du système budgétaire pour identifier les réponses automatiques des dépenses et des recettes et par la suite isoler les chocs budgétaires. Les résultats indiquent qu'un choc de dépense (augmentation) affecte positivement la production. Tandis qu'un choc des impôts (augmentation) exerce un effet négatif sur la production. En outre, les multiplicateurs d'un choc de dépense et de recette sont faibles.

Caldara et Kamps (2008) estiment un modèle VAR à cinq variables (Dépenses, Recettes, le PIB réel, taux d'inflation et le taux d'intérêt de court terme) sur la période allant de 1955 à 2006 afin d'évaluer les effets des chocs de politique budgétaire pour l'économie des Etats unis d'Amérique (USA). Pour identifier ce modèle, ils utilisent quatre approches d'identification en l'occurrence : i) l'approche récursive, ii) l'approche de Blanchard et Perotti, iii) l'approche des signes, et iv) l'approche événementielle. Les résultats indiquent qu'un choc de dépense affecte positivement la production selon toutes les approches d'identification que les dépenses publiques. Tandis que pour les effets d'un choc de recettes (choc fiscal) les résultats divergent ; par exemple, l'approche des signes indique qu'un choc de recette affecte négativement l'économie réelle, tandis que les autres approches indiquent qu'un choc de recette n'a pas d'effet.

Mountford et Uhling (2005), en appliquant l'approche des signes pour identifier un VARs appliqué aux données des USA pour la période allant de 1955 à 2000, concluent que la meilleure politique budgétaire pour stimuler l'économie est celle qui s'appuie sur la réduction des impôts, et que les coûts de long terme d'une expansion budgétaire basée sur les dépenses sont probablement plus importants que les gains de court terme.

Giordano et al (2007), évaluent les effets de la politique budgétaire en Italie sur le produit intérieur brut réel, le taux d'inflation et le taux d'intérêt pour la période allant de 1982 (T1) à 2004 (T2). A l'aide d'un modèle VARs identifié selon la méthode de Blanchard et Perotti (2002), les résultats indiquent qu'un choc de dépense budgétaire (achats) affecte positivement le PIB réel avec une hausse de 0,6 dans 3 trimestres. Cet effet s'annule après deux ans. L'emploi, la consommation et l'investissement privés répondent aussi positivement à choc de dépense. La réaction de l'inflation est positive mais faible et de courte durée. En revanche, le choc de recettes a des effets négligeables sur toutes les variables macroéconomiques de l'étude.

Afin d'évaluer l'efficacité macroéconomique de la politique budgétaire, Biau et Girard (2005), s'appuient sur la méthode d'identification de Blanchard et Perotti (2002) pour estimer un modèle VARs sur la période allant de 1978 à 2003 pour l'économie française. Les résultats indiquent qu'un choc structurel de dépense publique impacte positivement l'activité économique à court terme (multiplicateur proche de 1,4 euro), tandis qu'un choc structurel de recette impacte négativement l'activité. Selon Biau et Girard (2005), ces réactions de l'activité aux chocs budgétaires sont cohérentes avec les effets attendus d'une relance keynésienne.

En plus, plusieurs autres travaux en Europe ont adopté la même méthodologie de Perotti et Blachard (2002). Entre autres on cite : i) De Castro (2006) Pour l'Espagne, ii) Heppke-Falk, Tenhonen, et Wolff (2006) Pour l'Allemagne, iii) K. Karagyoza-Markova et al (2013) pour la bulgarie.

Afin d'évaluer les effets macroéconomiques de la politique budgétaire pour l'économie colombienne Ignacio Lozano et al (2009), estiment un modèle VARs identifié aussi selon la méthode de Blanchard et Perotti (2002) sur la période allant de 1980 à 2007. Les résultats indiquent que dans le court terme, un choc de dépense exerce un effet positif et significatif sur la production, la consommation privée, l'emploi, les prix et le taux d'intérêt de court terme. En revanche, un choc des impôts directs affecte négativement l'investissement privé, tandis que les chocs des impôts indirects ne semblent pas affecter l'économie réelle de manière significative.

Pour les pays en développement, Hemming et al (2002) avancent 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.

Pour le Maroc, Lankouï et Saidi (2007) à l'aide d'un modèle VARs à la Blanchard et Perotti (2002), concluent que l'augmentation des recettes conduit à une baisse du PIB avec un effet cumulé maximum d'environ -1.4% dans un horizon de trois trimestres et un multiplicateur est de -0.5. Tandis que la réaction du PIB à un choc de dépense 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.

Dans ce cadre, Sarra BenSliamne et al (2011) estiment un VARs sur la période allant de 1980 à 2008, pour l'économie Tunisienne. Le VARs est identifié à l'aide de la méthode de Blanchard et Perotti (2002). Les auteurs concluent qu'une politique budgétaire expansionniste exerce un effet de type keynésien mais faible sur l'activité économique, et engendre des pressions inflationnistes.

Dans une autre étude similaire pour évaluer les effets de la politique budgétaire sur les agrégats macroéconomiques, Sarra BenSliamne et al (2012) estiment un VARs à cinq variables pour l'économie Tunisienne et égyptienne. Les résultats concluent que, pour les deux économies, la politique budgétaire est procyclique. De plus, un choc de dépense engendre un effet d'éviction.

3 DONNEES DE L'ETUDE

En s'inspirant de l'ensemble des travaux dressés dans la section précédente, ce travail se propose d'évaluer les effets d'un choc budgétaire (dépense et recette) sur l'activité économique au Maroc (production, taux d'inflation et taux moyen pondéré). L'analyse empirique est menée à l'aide d'un modèle VARs à cinq variables, estimé sur la période allant de 1990 (T1) à 2015 (T4).

3.1 DEFINITION DES VARIABLES

L'estimation du VARs porte sur la période allant de 1990 (1^{er} trimestre) à 2015 (4^{ème} trimestre). Cinq variables sont utilisées dans l'estimation à savoir, les dépenses globales (G), les recettes fiscales (TA), le produit intérieur brut (Y), l'inflation calculée à partir de l'indice des prix à la consommation (P), et le taux moyen pondéré (R).

Cet ensemble de variables est qualifié par Blanchard et Perotti (2002) comme le minimum de variables nécessaire pour évaluer les effets de la politique budgétaire sur la dynamique économique. La littérature empirique prévoit des modèles extensifs comportant plus que ce minimum. Toutes les 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).

Tableau 1. Variables de l'étude

Variables	Définition	Période d'observation
G	Dépenses globales (dépenses courantes+ dépenses d'investissement)	1990 (T1) à 2015 (T4)
TA	Recettes fiscales (impôts directs, indirects, droits de douane, droits d'enregistrement)	1990 (T1) à 2015 (T4)
Y	Produit Intérieur Brut (base 1998)	1990 (T1) à 2015 (T4)
P	Taux d'inflation calculé à partir de l'IPC	1990 (T1) à 2015 (T4)
R	Taux Moyen pondéré des opérations du marché bancaire)	1990 (T1) à 2015 (T4)

Les variables dépense globale (G), recette fiscale (T), et le PIB sont désaisonnalisées, exprimés en terme réel, et introduites dans le modèle en logarithme. Le taux moyen pondéré (R) est désaisonné et introduit dans le modèle sans logarithme (voir annexe 1). En effet, Plusieurs études empiriques introduisent le taux d'intérêt sans transformation entre autres, Biau et al (2004) et Caldara et al (2008).

3.2 TESTS USUELS DE RACINE UNITAIRE

Après avoir construit les séries de l'étude, l'étape indispensable à toute estimation en série chronologique est les tests de racine unitaires. Ces derniers permettent de prédire si les séries sont stationnaires en niveau ou en différence. En cas de variables 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. A signaler que le test de cointégration de Johansen indique la présence de trois relations de cointégration.

Dans ce cadre, nous estimons un modèle VAR avec des variables non transformées (variables en niveau), surtout que l'objectif de ce travail est dans un premier temps l'analyse des interactions dynamiques entre les variables budgétaires et les autres variables plutôt qu'aux coefficients.

Les tests usuels de racine unitaire en l'occurrence le test ADF (Dickey-Fuller-augmenté), le test KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) et le test PP (Phillips et Perron), indique que l'ensemble des variables sont intégré d'ordre 1 (c'est-à-dire stationnaire en différence première), sauf le taux d'inflation qui est stationnaire en niveau (I(0)).

Tableau 2. Ordre d'intégration des variables

	Dépenses totales (G)	Recettes fiscales (TA)	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(0) ***	I(1) ***
PP	I(1) ***	I(1)***	I(1) ***	I(0) ***	I(1) ***

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

4 METHODOLOGIE D'ESTIMATION

Afin d'évaluer les effets de court terme de la politique budgétaire sur l'activité économique au Maroc sur la période allant de 1990 (T1) à 2015(T4), nous menons une estimation à l'aide d'un modèle vectoriel autorégressif structurel (VARs). Celui-ci, permet de simuler les effets d'un choc de dépense et d'un choc de recette sur l'activité économique tout en évitant les restrictions théoriques lourdes imposées par les modèles macro-économétriques des équations simultanées.

Dans une première étape, nous spécifions 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 Perotti (2002). Les deux approches d'identifications permettent une comparaison des résultats et une bonne compréhension des effets de court et de moyen terme de la politique budgétaire, et par conséquent évaluer le pouvoir stimulateur ou régulateur de la politique économique au Maroc.

4.1 VECTORIEL AUTOREGRESSIF REDUIT

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

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

Où :

- μ est le terme constant;
- $X_t = (G, Y, P, TA, R)$;
- $A(L)$ polynôme de retard ;
- Le vecteur des résidus canoniques $U_t = (u_t^G, u_t^Y, u_t^P, u_t^{TA}, u_t^R)$, Avec $E(u_t) = 0$, $E(u_t, u_t') = \Sigma_u$, et $E(u_t, u_s') = 0$ pour tout $t \neq s$.

Le modèle (1) peut être estimé par la méthode des moindres carrés ordinaires ou la méthode de maximum vraisemblance. Toutefois, pour éviter des régressions fallacieuses, il faut ajouter un nombre suffisant de retards, car la spécification incorrecte du nombre de retards dans modèle le VAR peut entraîner des réponses impulsionnelles et une décomposition de la variance erronée. Pour déterminer le nombre de retard approprié, on se base sur les critères d'information d'Akaike (AIC) et Schwartz (SIC), mais aussi sur la théorie économique.

Tableau 3. Le retard optimal du VAR

	Retard 1	Retard 2	Retard 3	Retard 4	Retard 5	Retard 6
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

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 d'Akaike, tandis que le SC indique un retard optimal de 1.

Puisque les critères d'information ne permettent pas de statuer sur un seul retard optimal, on choisit un retard de 4. Ce dernier permet d'éliminer la corrélation sérielle des données trimestrielles tout en captant plus de dynamique en comparaison avec un retard de 1 ou 2 par exemple. Mountford et Uhling (2005) suggèrent que lorsque le nombre de retard est élevé cela n'influence pas les résultats.

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 [5]. Par conséquent, des restrictions d'ordre théorique doivent être imposées. Dans ce cadre, 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 Perrotti (2002).

4.2 VECTORIEL AUTOREGRESSIF RECURSIF (RVAR)

Pour identifier les chocs de la politique budgétaire discrétionnaire, nous utilisons ici l'approche d'identification récursive basée sur la décomposition de Cholesky de la matrice variance covariance des résidus canoniques. Dans ce cadre, l'ordre des variables est d'une grande importance.

Comme la forme réduite des résidus U_t est souvent corrélée simultanément, il est nécessaire de les transformer en chocs structurels interprétables économiquement. Pour cela, on doit multiplier l'équation 1 par la matrice A_0 , qui est une matrice diagonale. De cette manière, le choc structurel $e_t = A_0 u_t$ n'est pas corrélé et peut être interprété économiquement. Ainsi, l'équation (1) devient :

$$A_0 X_t = \mu_0 + A_0 A(L) X_{t-1} + B e_t \quad (2)$$

$$\text{Avec } A_0 U_t = B e_t \quad (3)$$

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 être restreintes. Ainsi, la décomposition de Cholesky de la matrice de variance-covariance du VAR résiduel définit la matrice A_0 comme une matrice triangulaire inférieure dont les éléments diagonaux sont égaux à un. Dans ce cadre, l'ordre des variables dans le modèle VAR est d'une grande importance.

Dans ce travail, on adopte le même ordre que celui de Fatas et Mihov (2001) et Caldara et al (2008) : i) les dépenses (G) ne réagissent pas simultanément dans le même trimestre à aucun choc des autres variables du modèle, ii) la production (PIB) répond simultanément à un choc de dépenses, iii) l'inflation (P) est affectée par un choc de dépense et de production, iv) les recettes (TA) répondent à un choc de dépenses, de production et d'inflation, v) le taux moyen pondéré subit les chocs de toutes les autres variables du modèle (R).

Dans l'équation (3), les éléments non diagonaux de la matrice B 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 entre les recettes et les dépenses.

Ainsi, l'équation $A_0 U_t = B e_t$ peut être représentée sous la forme matricielle suivante :

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -\alpha_{gy} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ -\alpha_{gp} & -\alpha_{yp} & 1 & 0 & 0 \\ -\alpha_{gta} & -\alpha_{yta} & -\alpha_{pta} & 1 & 0 \\ -\alpha_{gr} & -\alpha_{yr} & -\alpha_{pr} & -\alpha_{rta} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_t^g \\ u_t^y \\ u_t^p \\ u_t^{ta} \\ u_t^r \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \beta_{22} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \beta_{33} & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & \beta_{44} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & \beta_{55} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_t^g \\ e_t^y \\ e_t^p \\ e_t^{ta} \\ e_t^r \end{pmatrix} \quad (4)$$

Les α_{ij} indiquent comment la variable i répond 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.

4.3 L'APPROCHE D'IDENTIFICATION DE BLANCHARD ET PERROTTI

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

L'équation (3); $A_0 U_t = B e_t$ nous permet le passage des chocs canoniques U_t aux chocs structurels e_t . Dans ce cadre Blanchard et Perrotti (2002) proposent le système ci-dessous.

$$\begin{cases} u_t^{ta} = \alpha_{ty}u_t^y + \alpha_{tp}u_t^p + \alpha_{tr}u_t^r + \beta_{tg}e_t^g + e_t^{ta} \\ u_t^g = \alpha_{gy}u_t^y + \alpha_{gp}u_t^p + \alpha_{gr}u_t^r + \beta_{gta}e_t^{ta} + e_t^g \\ u_t^y = \alpha_{yta}u_t^{ta} + \alpha_{yg}u_t^g + e_t^y \\ u_t^p = \alpha_{py}u_t^y + \alpha_{pta}u_t^{ta} + \alpha_{pg}u_t^g + e_t^p \\ u_t^r = \alpha_{ry}u_t^y + \alpha_{rp}u_t^p + \beta_{rta}e_t^{ta} + \beta_{rg}e_t^g + e_t^r \end{cases} \quad (5)$$

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 Perrotti (2002). Selon ces derniers, les innovations ou les résidus (u_t^g ou u_t^T) des variables budgétaires peuvent être exprimés comme une combinaison linéaire des innovations des variables macroéconomiques et des innovations structurelles des variables budgétaires.

$$\begin{cases} u_t^{ta} = \alpha_{ty}u_t^y + \alpha_{tp}u_t^p + \alpha_{tr}u_t^r + \beta_{tg}e_t^g + e_t^{ta} \\ u_t^g = \alpha_{gy}u_t^y + \alpha_{gp}u_t^p + \alpha_{gr}u_t^r + \beta_{gta}e_t^{ta} + e_t^g \end{cases} \quad (6)$$

Etant donné que les résidus de la forme réduite u_t^j sont corrélés avec les chocs structurels e_t^j il est impossible d'estimer les coefficients α et β 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.

$$\begin{cases} u_t^{ta,ca} = u_t^{ta} - (\alpha_{tay}u_t^y + \alpha_{tap}u_t^p + \alpha_{tar}u_t^r) = \beta_{tag}e_t^g + e_t^{ta} \\ u_t^{g,ca} = u_t^g - (\alpha_{gy}u_t^y + \alpha_{gp}u_t^p + \alpha_{gr}u_t^r) = \beta_{gta}e_t^{ta} + e_t^g \end{cases} \quad (7)$$

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

$$\begin{cases} u_t^{ta,ca} = e_t^{ta} \\ u_t^{g,ca} = \beta_{gta}e_t^{ta} + e_t^g \end{cases} \quad (8)$$

β_{gta} Peut être estimé par une régression à la MCO de $u_t^{g,ca}$ sur le choc estimé de la recette e_t^{ta} .

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 1^{ère} équation (e_t^g) et la 4^{ème} équation (e_t^{ta}) dans le système 5. Ces étapes conduisent à la construction des matrices A_0 et B qui sont utilisées pour calculer les fonctions de réactions impulsives pour les chocs budgétaires.

4.4 DETERMINATION DES ELASTICITES EXOGENES

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

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

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

Tableau 4. Elasticités exogènes de recettes

	PIB (Y)	Prix (P)
Recettes fiscales réelles (TA)	1,06	1,70

En plus des élasticités estimées, les éléments non diagonaux des matrices A_0 et B sont fixés en fonction des arguments économiques. Ainsi, $\alpha_{gy} = 0$; la réaction automatique des dépenses publiques à l'activité apparaît difficile à identifier, $\alpha_{gy} = -1$; une hausse du niveau des prix diminue la valeur réelle des dépenses. D'où l'élasticité négative. $\alpha_{rta} = 0$; 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.

Après les restrictions théoriques imposées ci-dessus, notre VARs est juste identifié et les deux matrices A et B deviennent :

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ -\alpha_{gy} & 1 & 0 & -\alpha_{yta} & 0 \\ -\alpha_{gp} & -\alpha_{py} & 1 & 0 & 0 \\ 0 & -1.06 & -1.60 & 1 & 0 \\ -\alpha_{gr} & -\alpha_{yr} & -\alpha_{pr} & -\alpha_{tar} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_t^g \\ u_t^y \\ u_t^p \\ u_t^{ta} \\ u_t^r \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & \beta_{tag} & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_t^g \\ e_t^y \\ e_t^p \\ e_t^{ta} \\ e_t^r \end{pmatrix} \quad (9)$$

5 RESULTATS ET INTERPRETATIONS

Pour apprécier les effets des chocs budgétaires (dépense et recette) sur l'activité économique, il s'agit dans cette section, d'analyser les fonctions de réactions impulsionnelles (IRF) et de calculer les multiplicateurs budgétaires. Dans ce cadre, les IRF sont captées à travers la représentation moyenne mobile du modèle VARs comme suit:

$$X_t = (1-A(L)^{-1})A^{-1}Be_t \quad (10)$$

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 1% de la variable budgétaire (G ou TA), alors que la variation en pourcentage de la variable cible (G, Y, P, TA, R) suite à un choc budgétaire est représentée par la fonction de réaction impulsionnelle (FRI) de cette variable. En outre, la réponse des variables cibles à choc budgétaire est jugée statistiquement non significative lorsque les bandes d'erreur des fonctions de réactions inclues la valeur zéro.

5.1 EFFETS D'UN CHOC STRUCTUREL DE DEPENSE

L'examen des fonctions de réactions impulsionnelles de la figure 1 montre que la production (Y) réagit positivement à un choc de dépenses (G). En effet, une augmentation de 1% des dépenses (G) engendre une hausse de la production de 0.003% avec un effet maximal de 0.012% dans le 8^{ème} trimestre. Cette augmentation affiche une persistance de plus de 3 ans (soit 14 trimestre). Toutefois, cet effet n'est statistiquement significatif que sur la période allant du 6^{ème} trimestre au 12^{ème} trimestre (effet de moyen terme).

L'inflation (P) et le taux moyen pondéré (R) augmentent légèrement suite à un choc de dépense (G) générant ainsi des pressions inflationnistes. Toutefois, les IRF de l'inflation et du taux moyen pondéré (R) sont statistiquement non significatifs. Ceci-dit qu'une augmentation de dépense n'a pas un effet significatif sur les variables de la politique monétaire.

Les recettes fiscales (T) réagissent positivement à un choc de dépense (G). Cet effet positif s'estompe vers le 4^{ème} trimestre, et statistiquement non significatif ; signifiant que l'augmentation des dépenses publiques n'implique nécessairement pas une collection importante des recettes fiscales.

En général, 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.

5.2 EFFETS D'UN CHOC STRUCTUREL DE RECETTE FISCALE

L'examen des fonctions de réactions impulsionnelles de la figure 2, montre qu'un choc de recettes fiscales (TA) affecte négativement la production (Y). L'augmentation des recettes de 1% exerce un effet négatif immédiat et maximal de -0.014% dans le 1^{er} trimestre selon l'approche Blanchard et Perotti. Cet effet négatif persiste pour 7 trimestres. Dans ce cadre, L. Lankaoui et al (2007), 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.

L'inflation (P) réagit négativement au choc de recette selon l'approche Blanchard et Perotti, cette réaction est statistiquement non significative selon le VAR récursif. Par conséquent, l'augmentation des recettes engendre un effet déflationniste suite à la baisse de la production (Y). Cette réaction négative est cohérente avec un ensemble de travaux empiriques examinés dans la section 2.

Le taux d'intérêt (R) réagit positivement à un choc de recette fiscale (TA) dans les 3 premiers trimestres. Cet effet s'estompe pour s'annuler vers le 4^{ème} trimestre selon l'approche Blanchard et Perotti. Mais, cet effet n'est pas statistiquement significatif. L'augmentation du (R) peut être expliquée 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 indirecte qui peut augmenter le coût des crédits et augmenter ainsi les taux d'intérêt.

Suite à un choc de recette (TA), 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 fiscale (TA) diffèrent selon les approches d'identification du modèle VARs. Caldara et al (2008) trouvent un constat similaire.

5.3 LES MULTIPLICATEURS BUDGETAIRES

Le modèle VARs permet aussi le calcul 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, ces dernières sont entrées dans le modèle VARs en différence première avec $X_t = (\Delta G, \Delta Y, \Delta P, \Delta TA, \Delta R)$.

La littérature empirique prévoit plusieurs types de multiplicateurs budgétaires tels que, le multiplicateur d'impact, le multiplicateur de 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), 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 impulsionnelles comme suit :

$$\text{Multiplicateur Budgétaire d'impact} = \frac{\Delta\text{PIB}_1}{\Delta\text{VB}_1} \times \frac{\text{PIB}}{\text{VB}} \tag{11}$$

- ΔPIB_1 est la réponse impulsionnelle du PIB suite à un choc budgétaire dans le 1^{er} trimestre,
- ΔVB_1 est la réponse de la variable budgétaire suite à son propre choc dans le 1^{er} trimestre,
- $\frac{\text{PIB}}{\text{VB}}$ 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 suivante. L'horizon de prévision est fixé à 20 trimestres (soit 5 ans) et ce, pour capter l'effet de court (1 ans) et de moyen terme (2 ans à 5 ans). Au-delà de 5 ans l'effet est qualifié par la littérature empirique de long terme.

$$\text{Multiplicateur Budgétaire cumulé} = \frac{\sum_{j=1}^j \Delta\text{PIB}_j}{\sum_{j=1}^j \Delta\text{VB}_j} \times \frac{\text{PIB}}{\text{VB}} \text{ Avec } j=1\dots 20 \text{ (trimestres)} \tag{12}$$

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 20^{ème} trimestre et 0.88 selon la première approche et 0.77 selon la 2^{ème} approche.

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

Tableau 5. Multiplicateur de dépense

	1 ^{er} Trim	4 ^{ème} Trim	8 ^{ème} Trim	12 ^{ème} Trim	16 ^{ème} Trim	20 ^{ème} Trim
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

L'analyse du multiplicateur budgétaire de recette fait ressortir que la politique budgétaire agit négativement sur l'activité économique. Ainsi, le multiplicateur d'impact de recette s'élève à -1.20 (niveau maximal) et -0.92 vers dans le moyen terme. Ceci dit que la diminution des recettes fiscales est susceptible de stimuler l'activité économique plus qu'une augmentation des dépenses budgétaires.

Dans ce cadre, Blanchard et Perotti (2002) 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. Ceci dit que les effets des recettes fiscales sur l'activité économique restent toujours ambigus.

A.G. GNIP (2014) suggère qu'il n'y a pas de consensus absolu sur les effets macroéconomiques de court terme 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.

Tableau 6. Multiplicateur de recette

	1 ^{er} Trim	4 ^{ème} Trim	8 ^{ème} Trim	12 ^{ème} Trim	16 ^{ème} Trim	20 ^{ème} Trim
Approche récursive	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

6 CONCLUSION

Cet article évalue les effets macroéconomiques de court et de moyen terme de la politique budgétaire sur l'activité économique au Maroc sur la période allant de 1990 (T1) à 2015 (T4). En se référant à un ensemble des travaux empiriques de référence, le présent travail détermine comment un choc de dépense et de recette affecte l'activité économique au Maroc, à travers la production, le taux d'inflation et le taux d'intérêt. L'objectif en définitive étant d'évaluer le pouvoir stimulateur de cette la politique budgétaire.

Pour ce faire, ce travail s'est appuyé sur un modèle VARs linéaire de cinq variables, estimé et identifié selon deux approches : L'approche récursive utilisée pour la politique budgétaire par Fatas et Mihov en 2001, et l'approche-référence de Blanchard et Perotti (2002). Ce modèle permet de simuler l'effet d'un choc de dépense et de recette sur les variables représentant l'activité économique et par conséquent, nous permet de se prononcer sur le rôle économique de politique budgétaire.

Les estimations laissent dégager les principaux résultats suivants : i) un choc de dépense budgétaire exerce un effet positif sur la production surtout après le 6ème trimestre, ii) Le taux d'intérêt et l'inflation réagissent aussi positivement à 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 réagit positivement. En outre, iii) 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, iv) 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.

Dès lors la politique budgétaire au Maroc sur la période 1990 à 2015, exerce dans le court terme un effet faible sur l'activité économique. En effet, pour les pays en développement la politique budgétaire ne joue pas un rôle économique important contrairement aux pays développés et industrialisés.

D'un point de vue analyse empirique, cet article peut faire l'objet d'un approfondissement à travers l'usage de la modélisation non linéaire à l'instar des modèles VAR à changement de régime, les modèles VAR à effet de seuil, les modèles VAR à transition lisse, pour évaluer et analyser les effets de la politique budgétaire sur l'activité économique. En effet, les modèles linéaires surtout la modélisation ne réussissent pas à capter les éventuelles asymétries et effets non linéaires de la politique budgétaire sur l'économie.

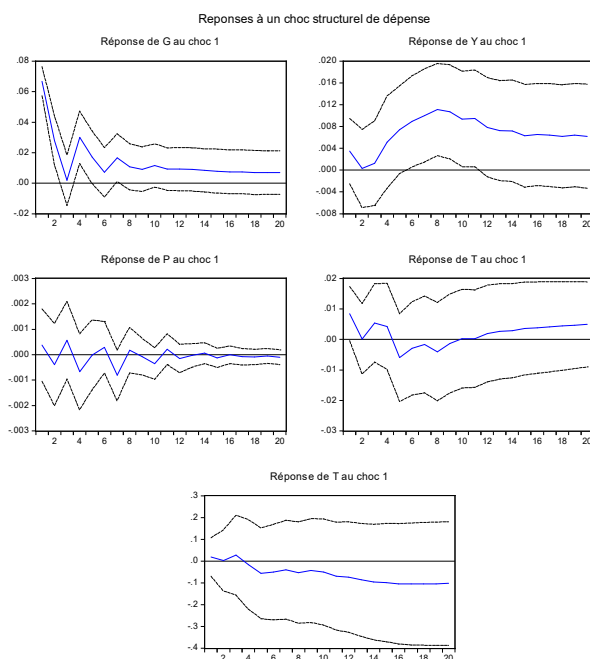
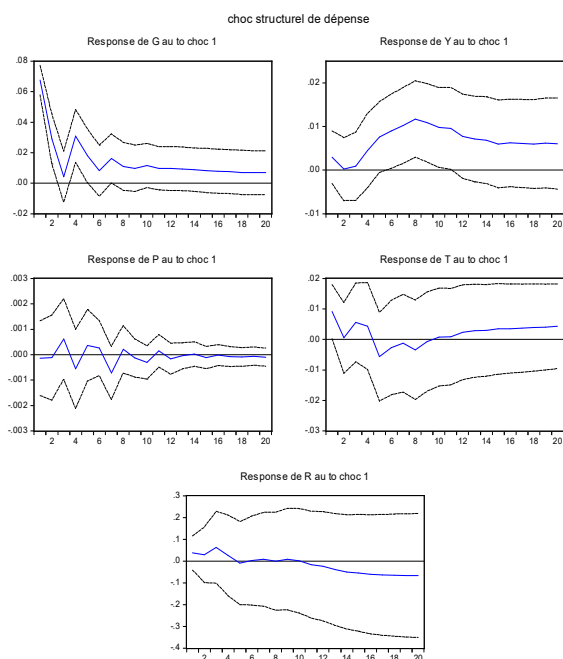
REFERENCES

- [1] A. Spilimbergo, S. Symansky, M. Schindler, O. Blanchard, et C. Cottarelli, "Fiscal Policy for the Crisis", *IMF Staff Position Note*, SPN/08/11, International Monetary Fund, 2008.
- [2] R. Hemming, M. Kell, et S. Mahfouz, "The Effectiveness of Fiscal Policy in Simulating Economic Activity- A Literature Review", *IMF Working Paper* No.02/208, 2002.
- [3] A. Fatas, and I. Mihov, "The Effects of Fiscal Policy on Consumption and Employment : Theory and Evidence", *CEPR Discussion Paper* No. 2760, 2001.
- [4] O. Blanchard, et R. Perotti, "An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 117 No 4, pp. 1329-1368, 2002.
- [5] D. Caldara, et C. Kamps, "What are the effects of fiscal policy shocks ? a VAR-based comparative analysis", *ECB Working Papers series*, No. 877, European Central Bank, 2008.
- [6] A. Mountford, et H. Uhlig, "What Are the Effects of Fiscal Policy Shocks?", *SFB 649 Discussion Paper 2005-039*, Humboldt University. Berlin, 2005.
- [7] R. Giordano, S. Momigliano, S. Neri, R. Perotti, "The effects of fiscal policy in Italy: Evidence from a VAR model", *European Journal of Political Economy*, vol.23, pp. 707-733, 2007.
- [8] G. Elie, et B. Olivier, « Politique budgétaire et dynamique économique en France : l'approche VAR structurel », *Economie et prévision*, pp. 1-23, 2005.
- [9] D. Castro, and D. Cos, P. H., "The economic effects of fiscal policy: The case of Spain". *Journal OF Macroeconomics*, 30 (3), pp. 1005-1028. 2008.
- [10] K. Heppke-Falk, J. Tenhofen, G. B. Wolff, "The Macroeconomic Effects of Exogenous Fiscal Policy Shocks in Germany: a Disaggregated SVAR Analysis", *Discussion Paper, Series 1: Economic Studies, No 41/2006*, Deutsche Bundesbank, 2006.
- [11] K. Karagyozyova-Markova, G. Deyanov, et V. Iliev, « Fiscal Policy and Economic Growth in Bulgaria », *DISCUSSION PAPERS, DP/90/2013*, BULGARIAN NATIONAL BANK (2013).
- [12] L. I. Lozano et K. Rodriguez, "Assessing the macroeconomic effects of fiscal policy in Colombia, Central Bank of Colombia", *Working Paper*, No. 552, 2009.
- [13] L. Lankaoui et Y. Saidi. « La politique budgétaire-la liberalization financière et la dynamique économique au Maroc. L'approche VAR structurel ». *11èmes rencontres Euro-mediterraneennes. Le financement des économies des pays riverains de la Méditerranée*. 2007.
- [14] S.B. Sliamne, M. B. TAHAR, et Z. Essid, "Effects of discretionary fiscal policy in Tunisia: A SVAR model investigation". *Topics in middle eastern and african economies*, vol.13, 2011.
- [15] S. B. Sliamne et M. B. TAHAR. "Is Discretionary Fiscal Policy Effective? Evidences for Tunisia and Egypt", *Review of Economics & Finance*, pp. 81-96. 2012.
- [16] A. Mosadak, « Monetary and Fiscal Policy in an Estimated DSGE Model for Morocco », *British Journal of Science*, pp. 1-17, 2013.
- [17] A. Spilimbergo, S. Symansky, M. Schindler, « Fiscal Multipliers ». *IMF Staff position note*, 09/11, 2009.
- [18] H. Simovic, et M. Deskar-Skrbic, "Dynamic effects of fiscal policy and fiscal multipliers in Croatia" *Zbornik radova Ekonomskog fakulteta u Rijeci*, pp. 55-78, 2013
- [19] A.G. GNIP. "The power of fiscal multipliers in Croatia", *financial theory and practice*, 38 (2), pp. 173-219. (2014).

ANNEXE 1 : RÉPONSES À UN CHOC STRUCTUREL DE DÉPENSE

VAR récursif

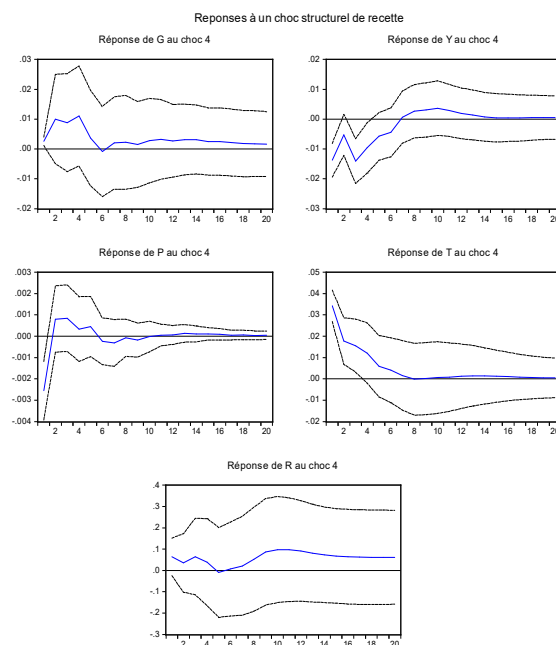
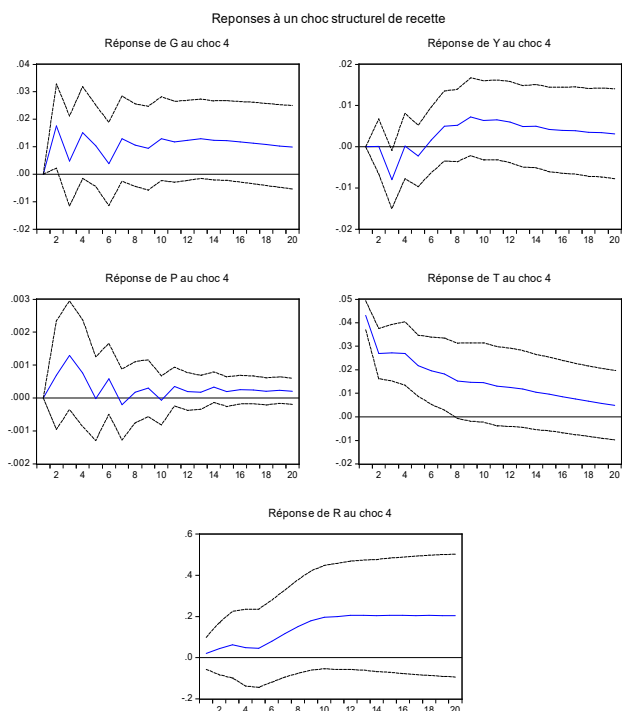
VARs (Blanchard et Perotti)



ANNEXE 2 : RÉPONSES UN CHOC STRUCTUREL DE RECETTE

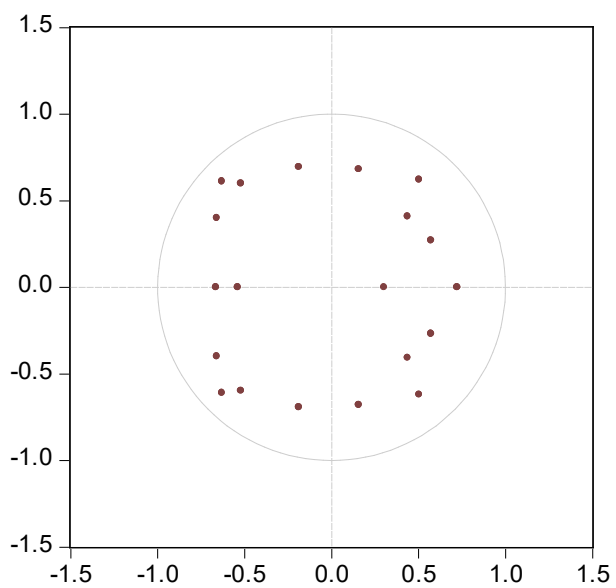
VAR récursif

VARs (Blanchard et Perotti)



ANNEXE 3 : STABILITÉ DU MODÈLE VAR

VAR en niveau



VAR en différence

