



Munich Personal RePEc Archive

# **Budgetary shocks and economic dynamics in Tunisia under a structural VAR approach**

Slimani, Slah

1Département des sciences économiques, LIEI, Faculté des Sciences Economiques et de Gestion de Tunis (FSEGT), Université de Tunis El Manar Tunisie.

25 September 2017

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/81573/>  
MPRA Paper No. 81573, posted 25 Sep 2017 15:05 UTC

# **Chocs budgétaires et dynamique économique en Tunisie sous une approche de type VAR Structurel**

**Slah Slimani<sup>1</sup>**

<sup>1</sup>Département des sciences économiques, LIEI, Faculté des Sciences Economiques  
et de Gestion de Tunis (FSEGT), Université de Tunis El Manar Tunisie.  
Slimani.s2014@gmail.com

## **Résumé**

Pour évaluer l'efficacité de la politique budgétaire en Tunisie, nous nous basons sur l'approche SVAR inspirée des travaux de Blanchard et Perotti (2002). Notre papier atteste l'efficacité macroéconomique à court terme d'une hausse structurelle des dépenses budgétaires en Tunisie avec un multiplicateur budgétaire proche de 2.7%, conformément aux modèles Keynésiens. Toutefois, l'effet estimé d'une hausse structurelle des recettes fiscales sur l'activité est non Keynésien (hausse du niveau de l'activité économique). Ceci est expliqué par la présence de l'effet de voracité pour le cas de l'économie tunisienne. Ainsi, un choc structurel des recettes fiscales entraîne un ajustement rapide et immédiat des dépenses budgétaires ce qui neutralise l'effet récessif de la hausse des impôts sur l'activité économique en Tunisie.

## **Abstract**

To evaluate the effectiveness of fiscal policy in Tunisia, we use the SVAR approach based on the work of Blanchard and Perotti (2002). Our paper shows the short-term macroeconomic efficiency of a structural increase in budgetary expenditure in Tunisia with a budget multiplier close to 2.7%, in line with the Keynesian models. However, the estimated effect of a structural increase in tax revenues on activity is non-Keynesian (increase in the level of economic activity). This is explained by the presence of the voracity effect in the case of the Tunisian economy. Thus, a structural shock in tax revenues leads to a rapid and immediate adjustment of budgetary expenditure, which neutralizes the recessionary effect of the tax increase on economic activity in Tunisia.

## **Introduction**

Nous assistons, dans nos jours, à une reprise d'intérêt envers l'utilité de la politique budgétaire afin de lutter contre les fluctuations du cycle économique, particulièrement, contre ses phases descendantes. Dans ces faits, il serait légitime de s'interroger sur l'efficacité des mesures suivies par les gouvernements en termes de politique budgétaire. Ces mesures discrétionnaires sont-elles capables de stimuler l'économie ou, au contraire, sont-elles nuisibles à l'activité économique?

Ces questions fondamentales ont fait l'objet d'un débat et d'une vaste littérature qui se focalisaient sur la place que doit prendre la politique budgétaire dans la gestion du cycle conjoncturel de l'économie. Plusieurs voix ont été soulevées à nouveau en appelant les autorités publiques à recourir à une politique budgétaire active. A cet égard, plusieurs questions se posent : les mesures discrétionnaires en matière de politique budgétaire sont-elles utiles ou nuisibles à l'économie ? Quant est-il préférable de laisser, simplement, les stabilisateurs automatiques jouer leur rôle ?

Selon une approche interventionniste de l'économie, les dépenses publiques, les transferts et les impôts sont capables de maintenir les équilibres de l'activité économique. Selon d'autres approches, ces mesures interventionnistes de la politique budgétaire sont inefficaces et risquent de créer des distorsions préjudiciables, du fait qu'elles sont prises à des moments défavorables.

En tenant compte de toutes ces considérations, ce papier se focalise sur le rôle de la politique budgétaire dans la relance de l'activité économique. Le premier objectif visé, à travers ce papier, est d'appréhender la prise en compte des chocs budgétaires dans les principales approches empiriques afin d'apprécier les mérites de l'approche VAR structurel à laquelle nous ferons référence dans notre démarche empirique. Le deuxième objectif est d'identifier les canaux de transmission des chocs budgétaires pour, en fin, analyser l'efficacité de la politique budgétaire en Tunisie. Particulièrement, on se propose de mesurer l'impact quantitatif des dépenses publiques et des prélèvements fiscaux sur l'activité économique en Tunisie.

### **I. Les chocs budgétaires dans le cadre d'un modèle VAR structurel**

Depuis quelques années la littérature économique a vécu la naissance d'une nouvelle approche d'analyse empirique, à savoir la modélisation VAR. cette approche est classée parmi les principales œuvres de la macroéconomie moderne. Cette méthodologie développée par

Sims (1980) a été, essentiellement, appliquée dans les analyses liées aux effets des chocs monétaires, alors que peu de travaux ont porté sur les effets des chocs budgétaires.

C'est récemment que d'autres littératures théoriques et empiriques ont vu le jour et qui se sont focalisées sur l'analyse des effets de la politique budgétaire. L'approche VAR Structurel (SVAR) qui, fait référence aux travaux pionniers de Blanchard et Perotti (2002) et qui fera objet de notre étude empirique, est considérée comme la méthodologie la plus fiable dans l'analyse économique des effets de la politique budgétaire.

Blanchard et Perotti (2002) supposent, qu'avec assez d'information sur le cadre institutionnel fiscal et sur les modalités de fonctionnement du système de taxation et des transferts, il est possible d'élaborer des estimations des effets dynamiques de la politique budgétaire sur les variables macroéconomiques, en particulier, sur le PIB à partir d'un modèle de type VAR structurel. La méthodologie SVAR permet de calculer des multiplicateurs budgétaires en s'affranchissant des spécifications inhérentes aux gros modèles macroéconomiques qui postulent plutôt qu'ils n'estiment l'effet de la politique budgétaire sur l'activité économique. En appliquant la méthodologie SVAR, il convient de passer des résidus issus d'estimation d'un modèle VAR canonique à des chocs structurels pouvant être, économiquement, interprétés. Une fois les chocs structurels identifiés, nous pouvons les simuler et observer leur impact sur les variables macroéconomiques.

Blanchard et Perotti (2002)<sup>1</sup> repose sur l'estimation de systèmes de vecteurs autorégressifs multi variés. L'estimation d'un modèle SVAR n'implique pas de contraintes a priori sur les relations entre les variables agrégées du système. L'aspect structurel du modèle SVAR est relié aux restrictions simultanées qui sont imposés afin d'identifier statistiquement les chocs budgétaires et garantir l'exogénéité de ces chocs. Ces contraintes découlent d'une connaissance du cadre institutionnel et fiscal en place qui inclut des informations sur le système de taxation et de transferts ainsi que l'aspect temporel des prélèvements fiscaux.

La méthodologie SVAR est d'une grande utilité dans le sens où elle permet de prendre en compte l'exogénéité des mesures budgétaires obtenues en périodes normales (période de paix) et de leur caractère strictement discrétionnaires. Ces modèles permettent également de générer des fonctions de réponses qui sont capables de donner des renseignements économiques importants tels que :

- Le signe de l'impact d'une variation des dépenses publiques ou des prélèvements fiscaux sur le PIB et les autres variables de contrôle ;

---

<sup>1</sup> Blanchard, O & Perotti, R. (2002): « An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output », *The Quarterly Journal of Economics*, 117(4), p. 1329-1368.

- L'amplitude des réponses dynamiques (forte ou faible) ;
- L'aspect temporel d'ajustement de l'activité et des autres variables en réponses aux chocs budgétaires, notamment la présence ou l'absence de délais dans la réponse maximale des variables ;
- La persistance des réponses (la durée des effets estimés).

Selon Blanchard et Perotti (2002), la dynamique de l'économie est représentée par la relation suivante :

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

$X_t$  est un vecteur composé de trois variables endogènes qui sont  $Y_t$  (PIB),  $G_t$  (dépenses publiques) et  $T_t$  (recettes publiques).  $B(L)$  représente l'opérateur des retards retenus dans le modèle.  $U_t = (u_t^t, u_t^g, u_t^y)$  est le vecteur des résidus canoniques du modèle SVAR pour chacune des variables du vecteur  $X_t$ . Cette représentation permet d'identifier correctement les chocs fiscaux et les chocs des dépenses et de transformer le vecteur des résidus canoniques à un vecteur d'innovations structurelles  $\varepsilon_t = (\varepsilon^t, \varepsilon^g, \varepsilon^y)$ . Dans cette spécification nous supposons que  $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = I_3$ . Pour transformer la forme de la spécification canonique à la forme d'une spécification structurelle, Blanchard et Perotti (2002) suppose l'existence d'une relation linéaire entre les résidus canoniques  $u_t$  et les innovations structurelles  $\varepsilon_t$ .

$$U_t = (A^{-1}D)\varepsilon_t = K\varepsilon_t \quad (2)$$

A, D et K sont des matrices (3×3). En dehors de toute hypothèse économique, l'estimation du modèle SVAR fournit les résidus sous forme réduite ainsi que leur matrice de variance-covariance.

$$\Sigma = UU' \quad (3)$$

La combinaison des équations (2) et (3) implique un jeu de six restrictions sur les coefficients A, D et K qui s'écrit de la forme matricielle suivante :

$$KK' = \Sigma \quad \text{Ou encore } A\Sigma A' = DD'$$

Dans leur méthodologie d'identification des chocs budgétaires, Blanchard et Perotti (2002) propose de distinguer, dans la relation entre les variables d'intérêt, entre les liens dites automatiques et les liens discrétionnaires. Un lien automatique est un lien entre un choc canonique et un autre. A titre d'exemple, une innovation sur le PIB peut engendrer un surplus de recettes fiscales possible à estimer si nous connaissons les taux marginaux de taxation sur

les revenus des particuliers et des entreprises. Un lien discrétionnaire est un lien entre un choc structurel et un choc de forme réduite. Par exemple, un choc non anticipé sur les recettes fiscales peut conduire le gouvernement à augmenter ses dépenses.

La matrice des liens automatiques s'écrit de la forme suivante :

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \alpha_{ty} \\ 0 & 1 & \alpha_{gy} \\ \alpha_{yt} & \alpha_{yg} & 1 \end{bmatrix}$$

En se basant sur des données trimestrielles, Blanchard et Perotti (2002) suppose qu'à l'intérieur d'un trimestre il n'existe pas un lien automatique entre les résidus canoniques des taxes et des dépenses. D'où les coefficients  $\alpha_{tg}$  et  $\alpha_{gt}$  sont nuls. Donc, une variation des recettes publiques, telle qu'une baisse des taxes au cours d'un trimestre ne se traduit pas par des coupures budgétaires. Egalement, une hausse des dépenses au cours d'un trimestre n'affecte pas immédiatement les taxes. L'idée de Blanchard et Perotti (2002) paraît plausible dans le sens où, dans les systèmes fiscaux, en général, un changement majeur aux dépenses et aux taxes est décidé annuellement dans le cadre de budgétisation. Ces restrictions sur les valeurs des paramètres  $\alpha_{tg}$  et  $\alpha_{gt}$  sont un premier jeu d'hypothèses d'identification. Les coefficients  $\alpha_{yt}$  et  $\alpha_{yg}$  constituent les liens automatiques et ils sont différents des coefficients  $\alpha_{ty}$  et  $\alpha_{gy}$ . Ils renseignent, respectivement, sur les effets des variations des recettes et des dépenses sur le PIB que nous cherchons à évaluer. Les coefficients  $\alpha_{ty}$  et  $\alpha_{gy}$  mesurent l'impact automatique de la variation de l'activité sur les dépenses et les recettes. Ces deux paramètres constituent les stabilisateurs automatiques. D'où la matrice D s'écrit sous la forme suivante :

$$D = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \delta_{tg} \\ \delta_{gt} & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

Blanchard et Perotti (2002) construisent le système de relations linéaires entre les résidus canoniques  $u_t$  et les chocs structurels  $\varepsilon_t$  suivant :

$$u_t^t = \alpha_{ty} u_t^y + \delta_{tg} \varepsilon_t^g + \varepsilon_t^t$$

$$u_t^g = \alpha_{gy} u_t^y + \delta_{gt} \varepsilon_t^g + \varepsilon_t^g$$

$$u_t^y = \alpha_{yt} u_t^t + \alpha_{yg} u_t^g + \varepsilon_t^y$$

La deuxième restriction consiste à déterminer et à attribuer une valeur au coefficient  $\alpha_{yt}$ . Ce coefficient mesure l'élasticité des recettes publiques par rapport au revenu et donc mesure l'ampleur des stabilisateurs automatiques du côté des recettes. Pour les cas des Etats Unis,

Blanchard et Perotti suggèrent la valeur 2 pour ce coefficient pour la période allant de 1691 à 2004.

La troisième restriction concerne l'identification des coefficients  $\delta_{tg}$  et  $\delta_{gt}$ . Blanchard et Perotti (2004) et Perotti (2004) constate que si nous attribuons la valeur 0 à  $\delta_{tg}$  pour estimer  $\delta_{gt}$  ou, au contraire, nous attribuons 0 à  $\delta_{gt}$  pour estimer  $\delta_{tg}$ , nous obtenons les mêmes résultats. Toutefois, l'interprétation économique change. En effet, dans le premier cas, un choc inattendu sur les dépenses n'engendre pas un changement discrétionnaire des taxes au cours d'un même trimestre, mais la réciproque peut être vraie. Dans le deuxième cas, un choc inattendu sur les recettes fiscales n'engendre pas un changement des dépenses publiques au sein d'un trimestre, mais la réciproque peut être vraie. Dans leurs résultats, Blanchard et Perotti (2002) constatent qu'un choc positif des dépenses publiques a un effet expansionniste sur la production, alors qu'un choc positif des taxes induit une contraction du niveau de l'activité macroéconomique. Ils constatent, également, que l'ampleur et la persistance de ces chocs varient en fonction des différentes configurations requises pour l'estimation du modèle SVAR.

Perotti (2004) a élargi cette méthodologie en introduisant le taux d'intérêt et les prix en analysant les effets dynamiques des chocs budgétaires dans un échantillon de pays de l'OCDE. Egalement, Perotti (2004), dans un cadre critique, a dressé une étude comparative entre l'approche SVAR et les travaux antérieurs qui se sont intéressés aux cas des Etats Unis en manipulant des outils numériques différents comme ceux de Ramey et Shapiro (1998), Edelberg, Eichenbaum et Fisher (1999)<sup>2</sup>, Fatas et Mihov (2001)<sup>3</sup>, Blanchard et Perotti (2002), Mountford et Uhig (2002)<sup>4</sup>, Burnside, Eichenbaum et Fisher (2003).

Les résultats de ces études varient entre la confirmation de certaines généralités et la mise en évidence de quelques particularités inhérentes probablement à l'outil d'analyse utilisé, particulièrement, aux hypothèses sous-jacentes. Selon Perotti (2004), les effets estimés de la politique budgétaire sur l'activité économique ont tendance à se réduire pour l'ensemble des pays. Egalement, les résultats trouvés ne confirment pas l'efficacité ou la supériorité du multiplicateur fiscal par rapport au multiplicateur budgétaire des dépenses publiques.

---

<sup>2</sup> Edelberg, W; Eichenbaum, M & Fisher, J. (1999), «Understanding the effects of a Shock to Government Purchases», *Review of Economic Dynamics*, 2, p. 166-206.

<sup>3</sup> Fatas, A & Mihov, I. (2001), «Government Size and Automatic Stabilizers: International evidence », *Journal of International Economics*, 55, p. 3-28.

<sup>4</sup> Mountford, A & Harald, U. (2002), « What are the Effects of Fiscal Policy Shocks », *CEPR Discussion Paper* n° 3338.

## II. Spécification d'un modèle VAR structurel pour la Tunisie

### 1. Le modèle VAR canonique

Blanchard et Perotti (2002), puis Perotti (2004), ont relancé le débat sur l'efficacité de la politique budgétaire en proposant une méthodologie d'évaluation de ses effets dynamiques sur les variables macroéconomiques, à travers un modèle de type VAR structurel.

Pour le cas de notre étude sur les effets des chocs budgétaires sur l'activité économique en Tunisie, la dynamique du modèle se représente par la relation suivante :

$$X_t = A(L)X_{t-1} + u_t \quad (4)$$

Avec :

$$X_t = [TA_t, G_t, Y_t, P_t, R_t] \text{ Et } u_t = [u_t^{TA}, u_t^G, u_t^Y, u_t^P, u_t^R]$$

$X_t$  : Le vecteur des variables à expliquer qui dépend de p variables.

$A$  : La matrice carrée des coefficients à estimer.

$u_t$  : Le vecteur des résidus qui représente à chaque instant t la valeur de  $X_t$  non expliquée par son comportement passé.

Notre objectif est d'évaluer l'efficacité de la politique budgétaire en Tunisie à partir d'un modèle VAR structurel à Cinq variables.  $Y_t$ ,  $G_t$  et  $TA_t$  sont retenues afin de déceler l'impact de la politique budgétaire sur l'activité économique en Tunisie et représente, respectivement, le PIB réel par habitant, les dépenses publiques composées des dépenses publiques de consommation et des dépenses d'investissement exprimées en termes réels et par habitant et les recettes fiscales nets des transferts publics exprimées en termes réel et par habitant. Les trois variables sont introduites dans le modèle en différence première logarithmique. Les variables  $P_t$  et  $R_t$  sont respectivement le niveau des prix calculé à partir du déflateur du PIB et le taux d'intérêt de court terme. Ces deux variables, introduites dans le modèle en différence première, permettent de contrôler les effets de la politique monétaire.  $u_t$  représente le vecteur des résidus canoniques du modèle et qui se composent des chocs inattendus sur les variables endogènes. Ces résidus ne peuvent pas être interprétés économiquement. (L) est le polynôme de retard retenu dans le modèle VAR.

Les données des variables macroéconomiques utilisées sont extraites de la base de données World Development Indicators et des statistiques du ministère des finances tunisiennes et de la banque centrale de la Tunisie. Les séries de données sont en fréquences trimestrielles et

couvrent la période 1990 :1-2015 :4. Les données annuelles sont transformées en données trimestrielles par la méthode de Chow et Line (1971) via le logiciel Eviews 9.

L'utilisation des données trimestrielles est justifiée par le fait que le gouvernement peut infléchir la loi de finance initiale pendant l'exercice budgétaire. Sous cette condition, les données trimestrielles (intra-annuelles) peuvent aussi contenir des informations sur les orientations discrétionnaires et probablement inattendues de la politique budgétaire. L'utilisation des données trimestrielles nous permet, aussi, de modéliser le jeu des stabilisateurs automatiques sous l'hypothèse ou ils contraignent les effets instantanés à l'intérieur du trimestre.

## 2. Le modèle structurel statique

Il est convenu que l'estimation directe d'un modèle VAR canonique ne permet une interprétation économique des paramètres, étant donné que la définition de ces chocs risque d'être erronée et les résidus découlant de ce modèle VAR sont corrélés. En conséquence nous utilisons un modèle VAR structurel. Ce dernier nécessite une identification des chocs structurels à travers l'imposition des contraintes d'identification issues de la théorie économique. Les résidus du modèle VAR canonique représentent des chocs ou impulsions qui se traduisent par des fluctuations dynamiques du système économique. Ces chocs ne peuvent pas être interprétés comme des chocs purement structurels. Ce sont la partie non prévisible compte tenu de l'information provenant des réalisations passées des variables endogènes du système.

Nous écrivons le vecteur des chocs structurels comme suit :

$$\varepsilon_t = [\varepsilon_t^{TA}, \varepsilon_t^G, \varepsilon_t^Y, \varepsilon_t^P, \varepsilon_t^R]' \quad (5)$$

$\varepsilon_t^{TA}$ ,  $\varepsilon_t^G$ ,  $\varepsilon_t^Y$ ,  $\varepsilon_t^P$  et  $\varepsilon_t^R$  sont respectivement, un choc de recettes publiques, un choc de dépenses publiques, un choc d'activité, un choc d'inflation et un choc de politique économique. D'un point de vue économique, les résidus canoniques  $u_t^{TA}$  et  $u_t^G$  n'ont pas de signification précise. Selon Blanchard et Perotti (2002), ces résidus du modèle canonique peuvent être interprétés comme une combinaison linéaire de trois types de chocs.

- Les stabilisateurs automatiques : sont les réponses mécaniques et immédiates des dépenses et des recettes publiques aux chocs sur le PIB à l'intérieur du trimestre.
- Les mesures discrétionnaires systématiques et instantanées de la politique budgétaire aux évolutions du PIB, des prix et du taux d'intérêt.

- Les chocs structurels : sont des chocs discrétionnaires autonomes de la politique budgétaire. Ils ne résultent pas d'une situation macroéconomique particulière et ils représentent les décisions discrétionnaires autonomes prises par le gouvernement qui affectent les dépenses et les recettes publiques.

A travers la méthodologie VAR structurel, nous transformons les résidus issus du modèle canonique à des chocs structurels économiquement interprétables. Pour valider ce passage, nous nous basons sur la technique d'orthogonalisation, étant donné que les chocs structurels sont indépendants, donc, orthogonaux. Par conséquent, tout choc structurel fiscal ne résulte pas d'un choc structurel sur le PIB, l'inflation, le taux d'intérêt ou même les dépenses publiques.

### **3. Caractéristiques statistiques des séries des données**

L'étude de la stationnarité des séries et de leur relation de long terme à travers la Cointégration constituent des sources d'information propices afin de mieux conduire et récolter les intérêts de la modélisation SVAR. La caractérisation des processus univariés des séries est une investigation préliminaire à la modélisation alors que l'étude de la relation de long terme des séries réside dans la logique d'une exploitation dynamique des résultats du modèle. La principale contrainte imposée par la modélisation VAR étant la stationnarité des séries des variables afin de mettre en exergue des relations linéaires entre elles.

Dans l'étude des séries temporelles, la non stationnarité des variables génèrent trois inconvénients majeurs :

- La perte d'information : si la chronique est, relativement, absorbée par le facteur temps, des causes réellement significatives risquent d'apparaître fortement diminuées ou négligeables.
- Les risques des régressions fallacieuses apparaissent si le facteur temps masque la nature du processus, d'où, l'estimation sera déformée.
- Si l'influence du temps n'est pas supprimée, il serait difficile à évaluer, exactement, le nombre des retards pour une meilleure spécification du processus autorégressif.

Avant d'estimer le modèle VAR, nous devons déterminer l'ordre d'intégration des séries et tester la présence éventuelle de relations de Cointégration (relations de long terme entre les variables). Les tests de racines unitaires permettent de nous informer sur la nature des tendances des séries étudiées. Les tests usuels les plus utilisés dans la littérature sont le test de Dicky Fuller Augmenté (ADF), le test de Phillips-Perron (PP) et le test Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (KPSS). Les tests ADF et PP supposent, dans leur hypothèse nulle que la série est stationnaire en différence première alors que le test KPSS suppose, inversement, dans

leur hypothèse nulle, que la série est stationnaire en niveau. Les tests de stationnarité sont appliqués sur les logarithmes des séries en incluant des tendances et des constantes. Les résultats des tests de stationnarité en niveau sont résumés dans le tableau suivant :

Variable	Test	T-statistique	1%	5%	10%
LPIB_h	ADF	-0.876719	-4.063233	-3.460516	-3.156439
LG_h		0.917740	-4.063233	-3.460516	-3.156439
LT_h		-1.091872	-4.063233	-3.460516	-3.156439
P		-2.849172	-4.063233	-3.460516	-3.156439
R		-1.910128	-4.063233	-3.460516	-3.156439
LPIB_h	PP	-0.785607	-4.052411	-3.455376	-3.153438
LG_h		-0.618474	-4.052411	-3.455376	-3.153438
LT_h		-0.569899	-4.052411	-3.455376	-3.153438
P		-10.08738	-4.052411	-3.455376	-3.153438
R		-0.566819	-4.052411	-3.455376	-3.153438
LPIB_h	KPSS	0.256811	0.216000	0.146000	0.119000
LG_h		0.244929	0.216000	0.146000	0.119000
LT_h		0.252460	0.216000	0.146000	0.119000
P		0.087031	0.216000	0.146000	0.119000
R		0.239476	0.216000	0.146000	0.119000

**Tableau 1 : Tests de stationnarité en niveau**

Les valeurs observées dans le tableau 1 nous montrent que les différentes variables ne sont pas stationnaires en niveau, étant donné que les valeurs des statistiques de tests (ADF), (PP) sont toutes inférieures à leurs valeurs critiques au niveau du risque de 1%, 5% et 10%. Egalement, la statistique du test (KPSS) confirme le non stationnarité en niveau des séries des variables. Les tests de stationnarité en différence première sont résumés dans le tableau 2. Les valeurs observées, pour les tests (ADF) et (PP), rejettent l'hypothèse nulle de racine unitaire pour toutes les variables. Ce résultat est confirmé, également, par la statistique du test (KPSS) qui accepte l'hypothèse nulle de stationnarité.

Variable	Test	T-statistique	1%	5%	10%
$\Delta$ LPIB_h	ADF	-3.608114	-4.064453	-3.461094	-3.156776
$\Delta$ LG_h		-4.609223	-4.064453	-3.461094	-3.156776
$\Delta$ LT_h		-2.860081	-4.064453	-3.461094	-3.156776
$\Delta$ P		-4.602222	-4.064453	-3.461094	-3.156776
$\Delta$ R		-3.730229	-4.064453	-3.461094	-3.156776

$\Delta$ LPIB_h	PP	-3.734363	-4.053392	-3.455842	-3.153710
$\Delta$ LG_h		-3.806674	-4.053392	-3.455842	-3.153710
$\Delta$ LT_h		-3.545424	-4.053392	-3.455842	-3.153710
$\Delta$ P		-33.59340	-4.053392	-3.455842	-3.153710
$\Delta$ R		-3.409379	-4.053392	-3.455842	-3.153710
$\Delta$ LPIB_h	KPSS	0.041448	0.216000	0.146000	0.119000
$\Delta$ LG_h		0.065660	0.216000	0.146000	0.119000
$\Delta$ LT_h		0.067281	0.216000	0.146000	0.119000
$\Delta$ P		0.057354	0.216000	0.146000	0.119000
$\Delta$ R		0.059170	0.216000	0.146000	0.119000

**Tableau 2 : Tests de stationnarité en différence première**

Nous constatons, alors, que toutes les variables du modèle sont stationnaires en différence première et sont intégrés d'ordre 1. Ce résultat nous permet de retenir une spécification d'un modèle VAR en différence première.

#### **4. Analyse de la relation de long terme entre les variables (Cointegration)**

L'analyse de la Cointegration nous permet d'identifier une éventuelle relation de long terme entre les variables. Les tests usuels utilisés pour cette analyse sont le test d'Engel et Granger (1987) ou le test de Johansen (1988). Le premier test se fonde sur l'hypothèse de stationnarité du résidu de la relation de LT, alors que, le deuxième propose l'estimation par le maximum de vraisemblance en se basant sur les tests de la trace et de la valeur propre maximale. Généralement, le test de Johansen (1988) est le plus utilisé.

La présence de la Cointegration entre les variables suggère l'adoption d'une représentation vectorielle à correction d'erreur (VECM), alors que son absence, il convient de rendre stationnaire toutes les séries à travers leur différence première et adopter une représentation vectorielle autorégressive (VAR). Les résultats du test de Cointegration sont conditionnels à l'estimation d'un modèle VAR et, par conséquent, le choix optimal de la structure de retard. Ce choix nous fera recourir aux critères AIC.

Le tableau 3 résume la structure optimale de retards selon le critère d'AIC :

<b>Retard</b>	<b>AIC</b>
0	-38.49074
1	-56.67238
2	-59.18433
3	-58.79876
4	-58.64150

5	-59.61602
6	<b>-60.49462*</b>
7	-60.15587
8	-60.09418

**Tableau 3 : Structure optimale de retards**

En faisant recours au critère d'AIC, le nombre de retards optimal choisi est égal à six trimestres.

Nous allons tester l'existence d'éventuelles relations de Cointegration selon la méthode de Johansen (1988). Les statistiques de la trace et de la valeur propre maximale permettent de déterminer le nombre de relations de Cointegration de notre modèle appliqué à l'économie tunisienne. Les résultats des tests sont résumés dans le tableau 4.

Hypothèse	Valeur propre	Statistique de la trace	Valeur critique au seuil de 5%	Probabilité
R=0	0.264656	78.22888	60.06141	0.0007
R<=1	0.218201	49.33170	40.17493	0.0047
<b>R&lt;=2*</b>	<b>0.148514</b>	<b>26.19282</b>	<b>24.27596</b>	<b>0.0283</b>
R<=3	0.080722	11.08026	12.32090	0.0800
R<=4	0.033146	3.168554	4.129906	0.0889
Hypothèse	Valeur propre	Max de vraisemblance	Valeur critique au seuil de 5%	Probabilité
R=0	0.264656	28.89718	30.43961	0.0770
R<=1	0.218201	23.13887	24.15921	0.0683
R<=2	0.148514	15.11257	17.79730	0.1212
R<=3	0.080722	7.911705	11.22480	0.1801
R<=4	0.033146	3.168554	4.129906	0.0889

**Tableau 4 : Nombre de relations de Cointegration**

Selon le résultat du test de la trace, nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle de l'absence de Cointegration au niveau du seuil de 5%. En revanche, nous acceptons l'hypothèse pour laquelle il existe au plus deux relations de Cointegration entre les cinq variables de notre modèle. Toutefois, ce résultat n'a pas été confirmé par le test de la valeur propre maximale. En effet, ce test accepte l'hypothèse nulle de l'absence de Cointegration. D'où, il n'existe pas de relations de long terme entre les cinq variables du modèle.

Selon la littérature théorique, il existe potentiellement une seule relation de long terme (Cointegration) entre les dépenses publiques et les recettes fiscales du gouvernement. Cette relation est conjuguée par l'éventuelle stationnarité du déficit budgétaire sous l'hypothèse de la soutenabilité des finances publiques. En effet, le solde budgétaire doit être stationnaire

autour d'une moyenne tolérable et économiquement acceptable, donc, un solde budgétaire soutenable. Cette moyenne peut être nulle pour une configuration d'équilibre de long terme. Pour notre cas d'étude, le test de la trace montre l'existence de deux relations de Cointegration au seuil de 5%. Contrairement à ce résultat, le test de la valeur propre maximale ne confirme pas l'existence de ces relations de long terme. En revanche, il sera difficile de donner une interprétation économique aux deux relations de long terme existantes. Dans le cadre de cette logique, et en s'inspirant des travaux de Biau et Girard (2005), nous allons rejeter la modélisation d'un modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM) en faisant recours, dans ce qui suit, à la modélisation vectorielle autorégressive (VAR). La modélisation VAR nécessite la détermination un nombre de retard P qui minimisent les critères d'AIC, SC et HQ. Nous adoptons un nombre de retards égal à six trimestres.

### 5. Identification du modèle VAR structurel

Afin de mieux représenter notre système dynamique, nous recourons à la modélisation VAR. cette modélisation est capable d'identifier et de quantifier les effets des chocs budgétaires sur l'activité et les agrégats macroéconomiques. Notre modèle appliqué est une représentation VAR à quatre retards et incorpore cinq variables en différences premières. Comme déjà évoqué précédemment, les résidus canoniques  $u_t$  n'ont pas de signification économique. Ces résidus ne permettent pas d'isoler les effets d'un choc structurel. A cet égard, nous devons identifier les résidus structurels en éliminant des résidus canoniques de chaque variable endogène les effets automatiques ou discrétionnaires des autres variables endogènes. En conséquence, les résidus structurels des recettes fiscales et des dépenses publiques peuvent être interprétés comme des chocs discrétionnaires, dont les effets sur les autres variables peuvent être étudiés à partir des fonctions de réponse.

En se basant sur la méthode d'identification des chocs structurels de Blanchard et Perotti (2002), nous déterminons une matrice de transformation P qui relie les chocs canoniques  $u_t$  aux chocs structurels  $\varepsilon_t$  telle que  $u_t = P\varepsilon_t$ . Cette relation met en relations linéaires les chocs canoniques aux chocs structurels contenus dans le vecteur  $\varepsilon_t = [e_t^{TA}, e_t^G, e_t^Y, e_t^P, e_t^R]$ .

La transformation des résidus canoniques en chocs structurels s'écrit selon le modèle suivant :

$$\begin{aligned} u_t^{ta} &= \alpha_{tay}u_t^y + \alpha_{tap}u_t^p + \alpha_{taR}u_t^R + \beta_{tag}e_t^g + e_t^{ta} \\ u_t^g &= \alpha_{gy}u_t^y + \alpha_{gp}u_t^p + \alpha_{gR}u_t^R + \beta_{gta}e_t^{ta} + e_t^g \\ u_t^y &= \gamma_{yta}u_t^{ta} + \gamma_{yg}u_t^g + e_t^y \\ u_t^p &= \gamma_{py}u_t^y + \gamma_{pta}u_t^{ta} + \gamma_{pg}u_t^g + e_t^p \\ u_t^R &= \gamma_{Ry}u_t^y + \gamma_{Rp}u_t^p + \beta_{Rta}e_t^{ta} + \beta_{Rg}e_t^g + e_t^R \end{aligned}$$

- La première équation signifie qu'un mouvement inattendu des recettes fiscales peut être du à la réponse à un mouvement inattendu de l'activité, des prix et du taux d'intérêt à l'intérieur du trimestre, à la réponse instantanée à un choc structurel sur les dépenses publiques (exemple : baisse de prélèvements pour renforcer un programme de relance par la dépense publique) et un choc structurel de recettes publiques (nouveau résidu).
- La deuxième équation est semblable à la première équation.
- La troisième équation suppose que les mouvements inattendus des prix et du taux d'intérêt n'ont pas d'effet instantané sur le PIB. En revanche, les mouvements inattendus des recettes fiscales et des dépenses publiques peuvent avoir un impact rapide sur l'activité.
- La quatrième équation suppose que les mouvements inattendus du PIB, des recettes fiscales et des dépenses publiques influencent, instantanément les prix. Egalement, elle suppose que les délais de diffusion des mouvements de taux d'intérêt aux prix sont supérieurs à un trimestre.
- La cinquième équation signifie que les mouvements inattendus du PIB et des prix peuvent avoir, instantanément, un effet sur le taux d'intérêt. De même, les décisions de la politique budgétaire peuvent éventuellement provoquer des réactions rapides de politique monétaire.

Les contraintes de la matrice P sont déterminées à partir de trois jeux de contraintes :

- $n(n-1)/2$  contraintes d'orthogonalité qui identifient l'indépendance des chocs structurels.
- $n$  contraintes de normalisation correspondant, souvent, à la diagonale de l'égalité  $PP' = \Omega$  avec  $\Omega$  est la matrice variance covariance des résidus canoniques.
- $n(n-2)/2$  contraintes de comportements économiques.

A la manière de Biau et Girard (2005), nous réécrivons l'égalité  $u_t = P\varepsilon_t$  sous la forme  $M_1 u_t = M_2 \varepsilon_t$ . Donc, la forme matricielle de notre modèle s'écrit comme suit:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & -\alpha_{tay} & -\alpha_{tap} & -\alpha_{taR} \\ 0 & 1 & -\alpha_{gy} & -\alpha_{gp} & -\alpha_{gR} \\ -\gamma_{yta} & -\gamma_{yg} & 1 & 0 & 0 \\ -\gamma_{pta} & -\gamma_{pg} & -\gamma_{py} & 1 & 0 \\ 0 & 0 & -\gamma_{Ry} & -\gamma_{Rp} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^{ta} \\ u_t^g \\ u_t^y \\ u_t^p \\ u_t^R \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & \beta_{tag} & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{gta} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ \beta_{Rta} & \beta_{Rg} & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^{ta} \\ e_t^g \\ e_t^y \\ e_t^p \\ e_t^R \end{bmatrix}$$

À ce niveau, nous fixons à 0 certains éléments non diagonaux des matrices  $M_1$  et  $M_2$  en fonction d'arguments économiques. Par exemple, nous supposons qu'une innovation n'influe

pas sur une autre à l'intérieur du même trimestre. Par conséquent, nous fixons alors l'élément à 0. Si, au contraire, l'innovation influe sur une autre à l'intérieur du trimestre, nous devons dans ce cas quantifier l'effet via la fixation d'un paramètre  $\alpha$ . Les éléments diagonaux des deux matrices sont fixés à 1. Finalement, nous utilisons l'orthogonalité des résidus structurels pour mener des régressions à variables instrumentales à la manière de Shapiro et Watson (1988). Ces régressions permettent de déterminer les éléments restants des matrices, à savoir,  $\beta$  et  $\gamma$

### **Détermination des élasticités instantanées**

Nous fixons, dans une première étape, quelques coefficients non diagonaux des matrices  $M_1$  et  $M_2$  en se basant sur des contraintes de comportements économiques. Les coefficients  $\alpha$  non diagonaux qui n'obéissent pas aux contraintes d'arguments économiques sont déterminés sur la base des élasticités instantanées, par référence aux informations institutionnelles, tels que les stabilisateurs automatiques. Nous attribuons, pour chaque élasticité  $\alpha$ , une valeur estimée. Les coefficients  $\alpha_{ay}$  et  $\alpha_{gy}$  captent deux effets de l'activité économique sur les recettes fiscales et les dépenses publiques : d'un côté, l'effet des stabilisateurs et, de l'autre côté, les réponses discrétionnaires automatiques reflétant l'ajustement discrétionnaires de la politique budgétaire pour faire face à des chocs de l'activité économique à l'intérieur du trimestre. L'identification des chocs structurels des dépenses publiques et des recettes fiscales nécessite que les résidus soient expurgés de ces deux mécanismes afin d'analyser, véritablement, les effets d'une politique budgétaire discrétionnaire. La clé d'indentification est de connaître que l'utilisation des données trimestrielles élimine le canal concernant les réponses discrétionnaires.

Nous supposons, selon la conduite de la politique budgétaire en Tunisie, que les responsables politiques et les législateurs ont besoin de plus d'un trimestre pour connaître la nature d'un choc sur le PIB, pour décider quelle décision budgétaire prendre en réponse à ce choc et pour, éventuellement, la mettre en œuvre<sup>5</sup>. Dans le cadre de cette logique, il est, seulement, nécessaire de calculer des élasticités des dépenses publiques et des recettes fiscales par rapport au PIB.

- L'élasticité des recettes fiscales par rapport au PIB est à l'élasticité trimestrielle des recettes fiscales nettes des transferts.

---

<sup>5</sup> Sur des données annuelles, ce raisonnement est faux, étant donné que, dans le courant de l'année, il est effectivement possible d'ajuster la politique budgétaire en réponse, par exemple, à un choc sur le PIB.

$$\alpha_{tay} = \frac{\partial TA/TA}{\partial PIB/PIB}$$

Cette élasticité est la somme pondérée des élasticités de chaque type de recette publique par rapport au PIB. Nous considérons que l'élasticité de l'impôt sur le revenu est nulle en raison du décalage entre assiette et imposition. L'élasticité de la cotisation sociale est très faible, étant donné que ce type de revenu ne constitue que 23% des revenus fiscaux. Seulement, les impôts indirects sont très sensibles et constituent 55% du revenu fiscal en Tunisie. Après calcul, nous obtenons un coefficient d'élasticité trimestrielle  $\alpha_{tay} = 0.91$ .

- L'élasticité des dépenses publiques par rapport au PIB est équivalente à l'élasticité trimestrielle des dépenses de consommation et d'investissement.

$$\alpha_{gy} = \frac{\partial G/g}{\partial PIB/PIB}$$

Ce coefficient apparaît difficile à l'estimer étant donné qu'il semble difficile d'identifier les réactions automatiques des dépenses publiques à l'activité économique. D'où, nous prenons  $\alpha_{gy} = 0$ .

- L'élasticité des recettes fiscales nettes par rapport aux prix s'écrit sous la formule suivante :

$$\alpha_{tap} = \frac{\partial TA/TA}{\partial P/P}$$

Après tout calcul fait, nous obtenons une valeur de  $\alpha_{tap}$  égale à 0.25.

- L'élasticité des dépenses budgétaires par rapport à la variation du prix s'écrit sous la formule suivante :

$$\alpha_{gp} = \frac{\partial G/G}{\partial PIB/PIB}$$

Pour cette élasticité, nous supposons que l'augmentation du prix au cours d'un trimestre fait diminuer les dépenses budgétaires en terme réel, sachant que ces dépenses sont fixées en valeurs nominales. Nous retenons, pour ce faire, une élasticité négative  $\alpha_{gp} = -1$ .

- L'élasticité des recettes fiscales par rapport à une variation du taux d'intérêt s'écrit comme suit :

$$\alpha_{taR} = \frac{\partial TA/TA}{\partial R/R}$$

En analysant la structure de la dette extérieure tunisienne, nous constatons que notre économie n'est pas exposée à un risque sérieux du taux d'intérêt, étant donné que la majorité de la dette est contracté à des taux d'intérêt fixes. Dans ce sens d'idée, la variation des taux d'intérêt au cours d'un trimestre n'affecte pas, immédiatement, la charge de la dette et les prélèvements fiscaux. Nous attribuons 0, donc, à l'élasticité  $\alpha_{taR}$ .

- L'élasticité des dépenses publiques par rapport à une variation du taux d'intérêt s'écrit sous la formule suivante :

$$\alpha_{gR} = \frac{\partial G/G}{\partial R/R}$$

Nous considérons, dans ce cas, que la consommation publique et les investissements publics ne réagissent pas, immédiatement, à une variation du taux d'intérêt. D'où,  $\alpha_{gR} = 0$ .

Il convient dans une deuxième phase d'estimer le reste des élasticités composantes des matrices M1 et M2. Du système d'équation énoncé précédemment, nous pouvons écrire le système suivant :

$$M_1 u_t = M_2 \varepsilon_t$$

$$\begin{aligned} u_t^{ta} - \alpha_{tay} u_t^y - \alpha_{tap} u_t^p - \alpha_{taR} u_t^R &= \beta_{tag} e_t^g + e_t^{ta} \\ u_t^g - \alpha_{gy} u_t^y - \alpha_{gp} u_t^p - \alpha_{gR} u_t^R &= \beta_{gta} e_t^{ta} + e_t^g \\ u_t^y - \gamma_{yta} u_t^{ta} - \gamma_{yg} u_t^g &= e_t^y \\ u_t^p - \gamma_{py} u_t^y - \gamma_{pta} u_t^{ta} - \gamma_{pg} u_t^g &= e_t^p \\ u_t^R - \gamma_{Ry} u_t^y - \gamma_{Rp} u_t^p &= \beta_{Rta} e_t^{ta} + \beta_{Rg} e_t^g + e_t^R \end{aligned}$$

Les équations des résidus canoniques corrigés du cycle des recettes fiscales et des dépenses publiques sont, respectivement, les suivants :

$$\begin{aligned} u_t^{ta,cc} &= u_t^{ta} - (\alpha_{tay} u_t^y + \alpha_{tap} u_t^p + \alpha_{taR} u_t^R) = \beta_{tag} e_t^g + e_t^{ta} \\ u_t^{g,cc} &= u_t^g - (\alpha_{gy} u_t^y + \alpha_{gp} u_t^p + \alpha_{gR} u_t^R) = \beta_{gta} e_t^{ta} + e_t^g \end{aligned}$$

Afin de résoudre ces équations, nous optons à deux hypothèses alternatives tirées des règles de décision du gouvernement portant sur ses dépenses et ses recettes. Pour la première hypothèse, nous supposons que les décisions qui portent sur les recettes fiscales précèdent les

décisions qui portent sur les dépenses publiques, c'est-à-dire, les prélèvements fiscaux sont complètement exogènes, alors que le volume des dépenses publiques dépend des rentrées fiscales. Selon cette structure budgétaire, les dépenses constituent une variable d'ajustement. Dans cette condition  $\beta_{tag} = 0$  et  $\beta_{gta} > 0$ .

Nous écrivons alors,  $u_t^{ta,cc} = \widehat{e}_t^{ta}$  et nous estimons par MCO la régression  $u_t^{g,cc} = \beta_{gta} \widehat{e}_t^{ta} + e_t^g$ .

La deuxième hypothèse suppose un régime budgétaire alternatif par lequel les décisions sur les dépenses précèdent les décisions sur les recettes fiscales. D'où,  $\beta_{gta} = 0$  et  $\beta_{tag} > 0$ .

Nous écrivons, dans ce cas,  $u_t^{g,cc} = \widehat{e}_t^g$  et nous estimons par MCO la régression :  $u_t^{ta,cc} = \beta_{tag} \widehat{e}_t^g + e_t^{ta}$ .

Les paramètres obtenus seront utilisés en tant que variables instrumentales pour estimer  $\gamma_{yta}$  et  $\gamma_{yg}$  de l'équation du résidu canonique du PIB. Nous estimons par les doubles moindres carrés l'équation :  $u_t^y = \gamma_{yta} u_t^{ta} + \gamma_{yg} u_t^g + e_t^y$

En suite, nous utilisons  $\widehat{e}_t^{ta}$ ,  $\widehat{e}_t^g$  et  $\widehat{e}_t^y$  en tant que des variables instrumentales afin d'estimer les coefficients  $\gamma_{py}$ ,  $\gamma_{pta}$  et  $\gamma_{pg}$ , en régressant par les doubles moindres carrés l'équation :

$$u_t^p = \gamma_{py} u_t^y + \gamma_{pta} u_t^{ta} + \gamma_{pg} u_t^g + e_t^p$$

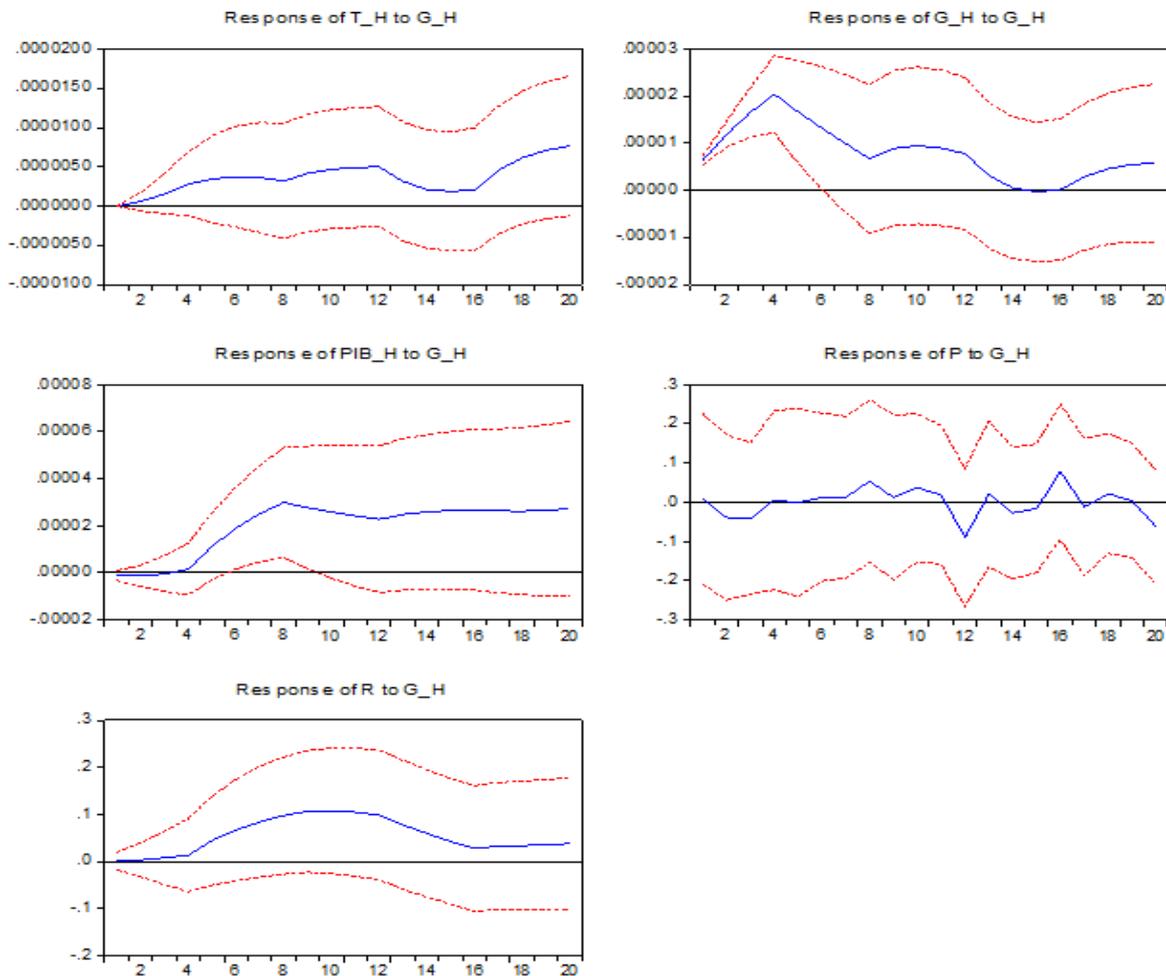
Enfin, nous utilisons  $\widehat{e}_t^y$  et  $\widehat{e}_t^p$  en tant que des variables instrumentales afin d'estimer les coefficients  $\gamma_{Ry}$  et  $\gamma_{Rp}$  à partir de l'équation :

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

### III. Chocs budgétaires et dynamique macroéconomique en Tunisie

Pour analyser les effets des chocs budgétaires sur la dynamique macroéconomique en Tunisie, il convient d'estimer l'impact d'un choc structurel sur les dépenses publiques ou sur les recettes fiscales. Pour ces faits, nous simulons un choc effectué sur  $e_t^g$  ou  $e_t^{ta}$ . Ces chocs se transmettent, immédiatement au vecteur des chocs canoniques  $u_t$  via la matrice de passage P. cette dynamique nous permettra d'obtenir les valeurs des variations de la production, du prix et du taux d'intérêt. Nous obtenons, ainsi, les réponses dynamiques des dépenses publiques, des recettes fiscales, du PIB, des prix et du taux d'intérêt. Les sous-sections suivantes présentent les résultats, pour un horizon de 20 trimestres et successivement, d'un choc structurel effectué sur les dépenses publiques et les recettes fiscales.

## 1. L'effet d'un choc structurel des dépenses publiques sur les variables macroéconomiques.

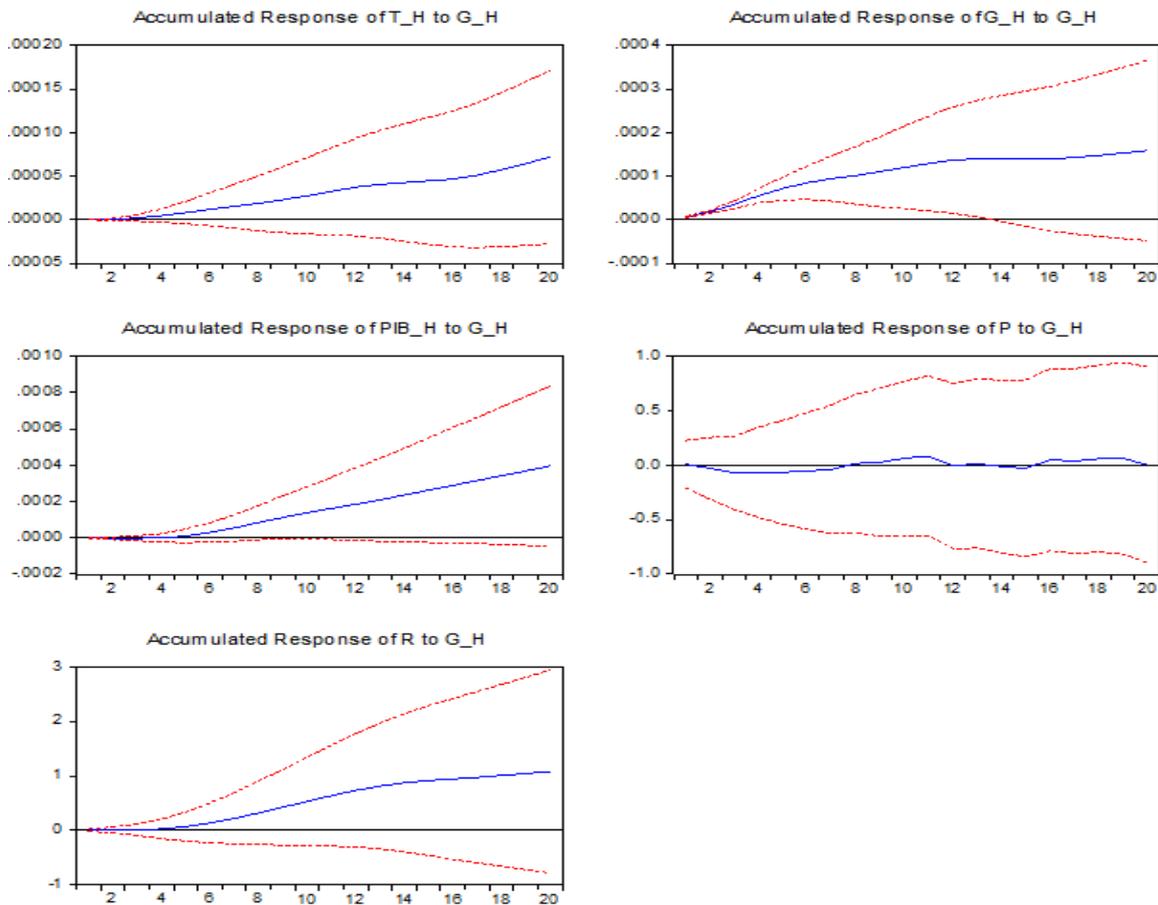


**Graphique 1 : réponse des variables à un choc structurel des dépenses publiques**

Selon les résultats trouvés, suite à un choc structurel des dépenses publiques, il semble que le PIB commence à augmenter, légèrement, au bout de 3 trimestres. En effet, la hausse discrétionnaire des dépenses publiques a un impact très faible de type Keynésien pour une période de 4 à 8 trimestres. Il semble, également, que le délai de transmission est faible qui dépasse 4 trimestres. Après 4 trimestres de la date du choc, le niveau d'activité réelle enregistre une hausse insignifiante en atteignant un pic égal à 0.003% au bout de 8 trimestres. Après 8 trimestres, le niveau d'activité baisse légèrement mais l'effet du choc reste, à long terme, positif.

La dynamique du niveau de l'activité durant la période simulée (20 trimestres) est relativement liée à la dynamique du prix (inflation). En effet, suite au choc structurel de 1% des dépenses publiques, il se produit, parallèlement, une légère augmentation du niveau de l'activité et du niveau du prix (effet inflationniste). Au de 8 trimestres, le niveau de l'activité

tend à la baisse à travers les pressions inflationnistes, en restant au tour d'une valeur légèrement supérieure à sa valeur initiale. Nous constatons que le niveau de l'activité est fortement encadré par l'ajustement des prix. Etant donné que les plans de relance budgétaire peuvent être mises en œuvre au fil du temps et la réaction de l'économie est progressive, nous analysons les fonctions de réponse cumulative des variables du modèle suite à une variation positive de 1% des dépenses publiques.



**Graphique 2 : réponse cumulative des variables à un choc structurel des dépenses publiques**

Il semble que l'effet cumulatif d'un choc structurel des dépenses publiques sur le niveau de l'activité est plus important avec un niveau atteint de 0.004% au bout de 20 trimestres. La variation des dépenses publiques induit, relativement, un effet Keynésien continu durant la période simulée en annonçant l'effet persistant d'un choc de ces dépenses sur le niveau de l'activité économique en Tunisie.

Il s'avère à travers cette analyse, que la politique budgétaire discrétionnaire de relance permet de relancer, globalement, l'activité économique mais avec une faible ampleur.

Afin d'évaluer l'efficacité de la politique budgétaire discrétionnaire en Tunisie, nous devons évaluer l'ampleur du multiplicateur Keynésien des dépenses publiques dans le tableau suivant, nous déterminons les différentes valeurs des multiplicateurs des dépenses publiques.

Ce multiplicateur mesure l'impact d'une augmentation de 1 dinar de dépenses publiques sur l'activité économiques en Tunisie :

<b>Horizon</b>	<b>Multiplicateur Keynésien</b>
T=1	1,291
T=2	1,2908
T=3	1,2910
T=4	1,3193
T=5	1,9932
T=6	2,8709
T=7	2,7551
T=8	1,6453
T=9	0,8446
T=10	0,8340
T=11	0,8353
T=12	0,8304

**Tableau 5 : Impact d'une variation de 1 dinar de dépenses publiques**

Le tableau 5 décrit l'impact d'une variation non anticipée de 1 dinar de dépenses publiques réelles sur le niveau d'activité pour un horizon de 12 trimestres. Il paraît que l'effet de la relance budgétaire, en Tunisie, est positif, essentiellement à moyen terme. Au bout de 3 trimestres de l'expansion budgétaire, la hausse de 1 dinar de dépenses publiques augmente le niveau d'activité économique de 1.29 dinars, alors qu'au bout de 6 trimestres le niveau d'activité augmente de 2.870 dinars. Il semble que le multiplicateur Keynésien est supérieur à l'unité pour les 8 premiers trimestres suite à l'expansion budgétaire. Donc la variation des dépenses budgétaires conduit à une variation plus proportionnelle du niveau de l'activité pour cette période. Cette constatation implique que l'expansion budgétaire contra cyclique, pour une période de 8 trimestres, est efficace en Tunisie. Il paraît que l'effet multiplicateur de dépenses publiques se manifeste au bout de 2 ans. A partir du 9<sup>ème</sup> trimestre, le multiplicateur Keynésien devient inférieur à l'unité, ce qui implique que la relance budgétaire au delà de 2 ans semble moins efficace.

Egalement, nous pouvons constater l'aspect cumulatif de la relance budgétaire ainsi que les délais de réaction de l'économie à la variation du volume de la demande agrégée. Sur la même trajectoire d'idée, et en se référant au graphique 2, un choc de dépenses publiques a un effet persistant sur les dépenses elles mêmes et ce choc ne s'absorbe pas immédiatement.

En termes d'inflation, un choc structurel de dépenses publiques provoque, légèrement, un effet déflationniste (baisse du déflateur du PIB) pour une période de 2 trimestres à 2 ans. Ainsi, il y a un certain regain de pouvoir d'achat de la monnaie qui se traduit par une baisse relative du niveau général des prix. Au delà de 2 ans, les prix commencent à augmenter lentement en provoquant un effet inflationniste. Cet effet inflationniste est expliqué, soit, par

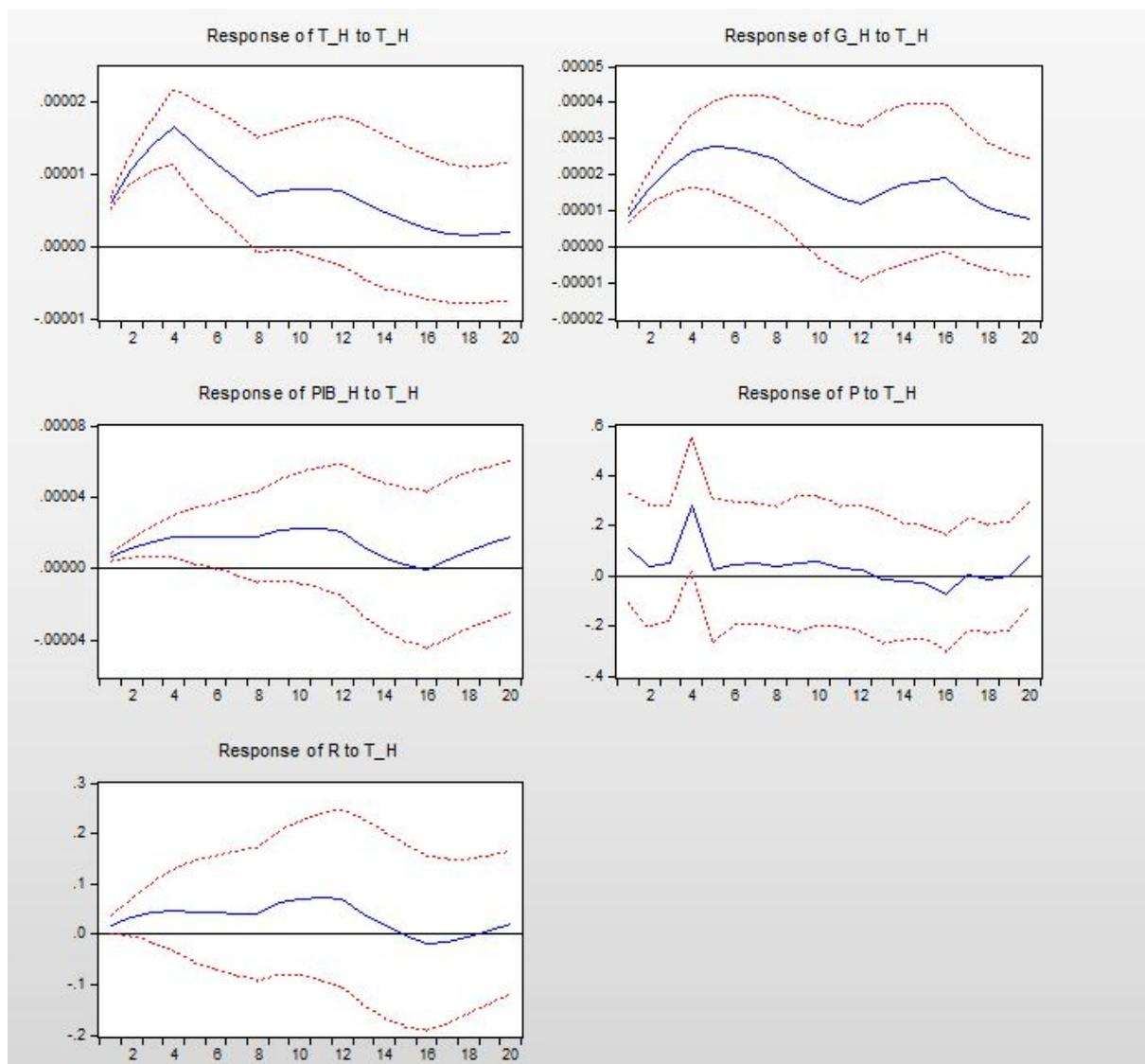
l'augmentation de la demande (demande supérieure à l'offre) ou par l'augmentation des coûts. En effet, si la production n'arrive pas à satisfaire la demande dans un délai raisonnable, les prix tendent à s'ajuster vers le haut. Si l'offre n'est pas totalement élastique pour répondre à la demande, ils apparaissent des tensions inflationnistes.

Généralement, il semble qu'une expansion des dépenses publiques ne représente pas une vraie source d'inflation étant qu'elle ce choc budgétaire provoque une légère baisse de l'indice général des prix suivie d'un léger effet inflationniste.

Les résultats de la simulation montre, également, qu'un choc de dépenses budgétaires provoque une hausse du taux d'intérêt qui est une conséquence à la détérioration du déficit budgétaire. Face à ce déficit, le gouvernement tunisien émet des titres d'emprunts obligataires ou des bons de trésor sur le marché financier. Ces titres sont détenus par les banques et les autres institutions financières. Avec cet arrangement, les autorités monétaires sont en mesure de contrôler le niveau de liquidité des banques et la mobilisation suffisamment de demande détenant ces titres émis par le trésor public. Ce levier est de nature à orienter l'épargne nationale vers le trésor public, ce qui finit par évincer l'investissement privé et, donc, la hausse du taux d'intérêt. En global, cette hausse est la conséquence de la hausse de la demande, de l'inflation et du déficit budgétaire.

## **2. L'effet d'un choc structurel des recettes fiscales**

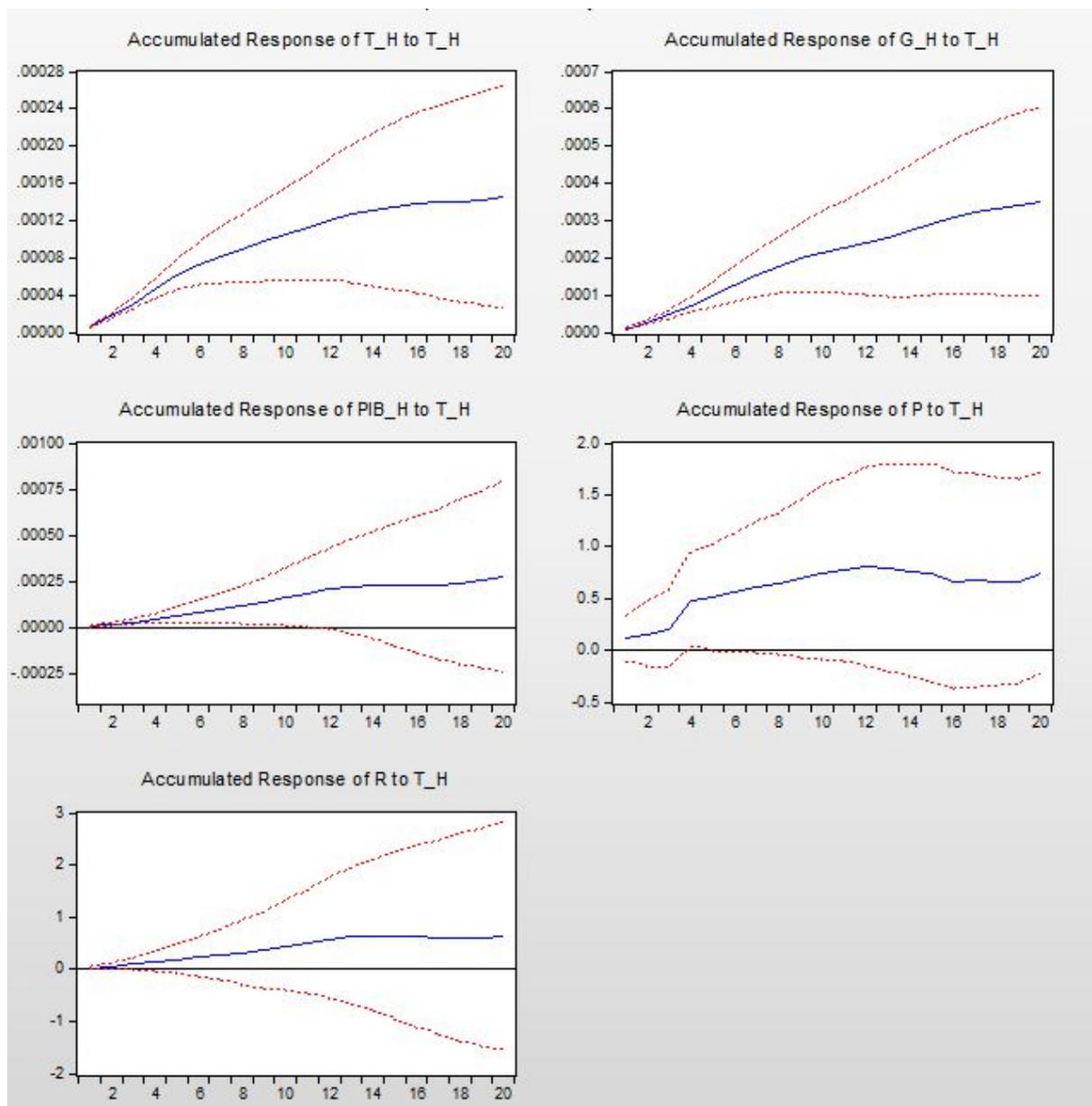
Si nous exerçons un choc discrétionnaire des recettes fiscales qui correspond à une hausse temporaire non anticipée de 1%. Les répercussions de ce choc sur les variables endogènes du modèle sont présentées dans les graphiques suivants.



**Graphique 3 : réponse des variables à un choc structurel des recettes fiscales**

Selon les résultats de la simulation présentés dans le graphique ci-dessus, l'impact d'un choc structurel des recettes fiscales sur le PIB est ambigu durant la période simulée. En effet, la hausse des recettes fiscales provoque une faible hausse persistante du niveau de l'activité durant les premiers 12 trimestres. Par la suite, l'activité économique baisse vers son niveau initial. La présence de cet impact positif renvoie à la présence d'un effet non keynésien sur le niveau d'activité pendant les 12 premiers trimestres. Au-delà de cette période, ce choc conduit au ralentissement de l'activité économique conformément au modèle IS-LM.

Afin de mieux analyser économiquement ces résultats, nous nous basons dans ce qui suit sur les fonctions de réponses cumulatives, représentées dans le graphique 4.



**Graphique 4 : réponses cumulatives des variables à un choc structurel des recettes fiscales**

Selon les graphiques ci-dessus, il paraît clairement que l'effet cumulatif est plus important que l'effet direct du choc. Le choc des recettes fiscales entraîne une variation positive d'activité qui atteint un pic de 0.25% au bout de la période étudiée (effet non Keynésien). Afin d'expliquer cet effet, nous analysons la réaction des dépenses publiques suite à ce choc exercé sur les recettes fiscales. En effet, et en se référant à la contrainte d'identification du modèle SVAR appliqué et qui renvoie à la présence d'un mécanisme d'ajustement des dépenses suite à la variation des recettes, le gouvernement est en mesure d'ajuster à la hausse ses dépenses suite à une hausse favorable de ses revenus budgétaires.

Selon le graphique de la réponse des dépenses budgétaire au choc ci-dessus, il paraît un ajustement net et immédiat des dépenses d' l'Etat suite au choc positif des recettes publiques.

Selon l'approche contra cyclique de la politique budgétaire, il est convenu qu'une hausse des recettes budgétaires entraîne la baisse du revenu. Cet effet récessif des impôts peut être déjoué par le mécanisme du multiplicateur budgétaire des dépenses. La hausse des recettes budgétaires entraîne la hausse des dépenses publiques, qui, de sa part stimule le niveau d'activité économique du pays. D'où l'effet expansionniste des dépenses l'emporte sur l'effet négatif de la hausse des recettes fiscales sur l'activité. Cette pro cyclicité de la politique budgétaire en Tunisie est expliquée par l'effet de voracité<sup>6</sup>, du fait qu'une augmentation de 1% des recettes fiscales provoque la hausse des dépenses de l'Etat.

En matière d'inflation, il paraît qu'un choc structurel des recettes fiscales entraîne une hausse brutale et rapide du niveau général des prix, mais au-delà de 5 trimestres, les prix baissent vers leur valeur initiale à moyen et long terme. En termes d'effet cumulatif, un choc des recettes fiscales provoque l'augmentation du niveau général des prix. Egalement, l'impact du choc des recettes fiscales est légèrement significatif sur le taux d'intérêt mais au bout de 12 trimestres, il commence à baisser vers son état initial. En termes d'effet cumulatif, ce choc entraîne une hausse persistante du taux d'intérêt qui se prolonge sur toute la période étudiée. Globalement, l'impact de l'expansion budgétaire sur l'activité en Tunisie est faible. Cette constatation s'accorde avec d'autres études effectuées sur des pays en développement. Ces études supposent que l'expansion budgétaire dans ces pays a un faible impact sur l'activité, ce qui confirme la petite taille du multiplicateur budgétaire pour les PED.

## **Conclusion**

A travers ce papier, nous avons évalué et mesuré la contribution des chocs budgétaires (dépenses et recettes) aux fluctuations de l'activité économique en Tunisie, en se basant sur un modèle VAR structurel à la manière de Blanchard et Perotti (2002). Nous constatons, à travers les estimations effectuées sur l'économie tunisienne, que les chocs budgétaires discrétionnaires exercent un effet Keynésien sur le niveau d'activité. En matière de dépenses publiques, nous constatons que le multiplicateur budgétaire est supérieur à l'unité dès la date de l'exercice du choc sur des dépenses. Il paraît, donc, que ce multiplicateur opère efficacement pour les 8 premiers trimestres de la période étudiée. Au-delà de cette période, ce multiplicateur devient inférieur à l'unité.

Economiquement, une politique budgétaire expansionniste relance, légèrement, l'activité économique en Tunisie, ce qui entraîne la hausse de la demande (consommation des ménages)

---

<sup>6</sup> *Tornell et Lane (1999)*

à moyen terme. L'excès de la demande entraîne la hausse du niveau général des prix en provoquant des pressions inflationnistes. Avec la hausse du déficit budgétaire et la politique de ciblage d'inflation employé par les autorités monétaires à travers la réduction de l'offre de monnaie, le taux d'intérêt augmente, ce qui répercute négativement sur la demande des entreprises en évinçant relativement l'investissement privé. Par conséquent, le niveau d'activité diminue et les recettes fiscales de l'Etat baissent. En matière de recettes fiscales, un choc exercé sur cette variable entraîne, initialement un effet non Keynésien (hausse du niveau de l'activité). Ceci peut être expliqué par le billet de l'ajustement immédiat des dépenses budgétaires au choc des recettes budgétaires. Il est convenu que dans le cadre d'une approche conta cyclique de politique budgétaire, la hausse des recettes budgétaires entraîne la baisse du revenu de l'Etat. Pour limiter cet effet, le multiplicateur budgétaire exerce son rôle en augmentant les dépenses publiques, et par conséquent, le niveau de l'activité économique.

### **Références bibliographiques**

- Alesia. Et Perotti (1995). Fiscal expansions and adjustments in OECD countries. Economic policy.
- Blanchard O. et Perotti R. (2002). "An Empirical Characterization of Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output", Quarterly Journal of Economics, 117, pp. 1329-1368.
- Bourbonnais. R (2003). Econométrie. 5ième édition, Dunod.
- Bruneau C. et De Bandt O. (1999). "La politique budgétaire dans la transition vers l'union monétaire: un modèle VAR structurel. Économie et Prévision, 137, pp. 67-94.
- Engle R. F. et Granger C. W. J. (1987). "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimating and Testing.", Econometrica, n° 55, pp. 251-276.
- Gali, J., Lopez, J.D. et Vallés, J. (2004). Understanding the effect of government spending on consumption. ECB working paper series, n°339.
- Mountford A. et Uhlig H. (2002). "What Are the Effects of Fiscal Policy Shocks?.", CEPR Discussion Paper, n°3338.
- Perotti R. (2002). "Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries.", ECB Working paper series, n° 168.
- Perotti R. (2004). Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries. Moeo.
- Shapiro M.D. et Watson M.W. (1988). "Sources of Business Fluctuations.", NBER Macroeconomics Annual, pp. 111-148.

- Solow.R. (2002). peut-on recourir à la politique budgétaire ? est ce souhaitable ? revue de l'OFCE. 83.
- Blanchard, O.J. and D.Quah (1989), The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances, American Economic Review, Vol. 79.
- Watson, M.W. (1998), Lecture notes on VAR models, mimeo, Department of Economics, Princeton University.
- Zha, T. A., 1999, « Block Recursions and Structural Vector Autoregressions », Journal of Econometrics, vol. 90 (2), pp. 291-316.
- Gali, J. (1992), How Well Does the IS-LM Model Fit Postwar U.S. Data? Quarterly Journal of Economics, Vol. 107, 709-38.