



Munich Personal RePEc Archive

# **Testing the Automatic Stabilization Effect: Evidence from SVAR Model without Long-Term Constraint**

Ghassan, Hassan B.

Umm Al-Qura University

8 February 2003

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/56387/>

MPRA Paper No. 56387, posted 02 Jun 2014 22:15 UTC

# Test de l'effet de stabilisation automatique par la modélisation SVAR sans contrainte de long terme<sup>1</sup>

Hassan Belkacem Ghassan\*

**Résumé:** Ce papier vise à tester le mécanisme de stabilisation automatique entre les dynamiques de la croissance économique réelle et du déficit budgétaire par la méthodologie VAR structurel sur des données macroéconomiques trimestrielles relatives à l'économie marocaine. Le modèle SVAR permet de tester et d'évaluer l'ampleur de ces mécanismes et exhibe aussi les composantes conjoncturelles et structurelles du déficit budgétaire. Du point méthodologique, nous évitons d'imposer une contrainte de long terme pour adopter une démarche plus souple et plus efficace liant les paramètres de court terme. Les résultats empiriques montrent que les mécanismes stabilisateurs automatique sont vérifiés. La décomposition historique permet de déterminer l'orientation de la politique budgétaire. Elle montre que depuis la crise financière de 1983 le gouvernement respecte en tendance une règle budgétaire dans le sens où le solde observé reflète les mesures de stabilisation automatique à la fois de nature permanente et transitoire.

**Mots clés :** Déficit budgétaire, croissance, stabilisateur automatique, SVAR.

**JEL :** C52, H39, H60

**Abstract:** The purpose of this paper is to test the mechanism of automatic stabilization between the dynamics of real GDP-growth and budget deficit by using structural VAR methodology with quarterly macroeconomic data of Moroccan economy. The SVAR model allows us to test and evaluate the extent of those mechanisms. It exhibits also the conjunctural and structural components of budget deficit. From a methodological point of view, we avoid to impose long run constraints to adopt simple and efficient approach linking the short-term parameters. The empirical results show that the mechanisms of automatic stabilizing are checked in our sample. The historical decomposition permits us to determine the orientation of budget policy. This decomposition shows that since the finance crisis in 1983 the government respects in tendency a budgetary rule in the sense that the observed balance reflects automatic stabilization measures both of transitory and permanent nature.

**Keywords:** Budget deficit, economic growth, automatic stabilizer, SVAR.

**JEL :** C52, H39, H60

---

<sup>1</sup> This paper has been presented at the 2th Spring University of the Mediterranean and Arab Economies, 3-4 June 2003, Fes, Morocco.

\* Ex-ENSSAA, Dijon (France). Now at Umm Al-Qura University, Department of Economics, Address: P.O. Box 175 Al-Abidiya 21955 (Makkah, Saudi Arabia). Email : hbghassan@yahoo.com

## 1 Introduction

Les comptes publics sont sensibles aux fluctuations économiques et notamment aux inflexions conjoncturelles. Ces dernières faussent l'évaluation de l'impact des mesures budgétaires sur la croissance du Pib réel, qui sont établies à partir du déficit budgétaire effectif. Ce déficit peut résulter soit d'un ralentissement de l'activité économique, soit d'une dégradation délibérée du solde budgétaire. Ce problème est résolu habituellement par la décomposition du déficit public en deux composantes conjoncturelle et structurelle. La première composante reflète l'influence de la position de l'économie dans le cycle, alors que la seconde résulte surtout de l'orientation discrétionnaire de la politique budgétaire.

Le calcul du déficit structurel s'appuie usuellement sur le calcul d'un niveau d'écart de production, qui permet de déduire le niveau du déficit conjoncturel à partir de la sensibilité des comptes publics à la croissance<sup>2</sup>. Or, l'estimation de l'écart de production est fragile eu égard d'une part aux méthodes de son calcul biaisant le niveau du déficit structurel et d'autre part à la non prise en compte de l'effet du déficit sur l'activité. Alors que le produit intérieur brut et le déficit public sont déterminés conjointement suivant des mécanismes de stabilisation automatique i.e. plus de croissance conduit à moins de déficit et plus de déficit conduit à plus de croissance. Ces mécanismes fonctionnent notamment à court terme et leur ampleur s'amenuise à long terme<sup>3</sup>. Ils doivent servir à amortir l'ampleur des fluctuations conjoncturelles.

L'article propose d'étudier la dynamique conjointe du Pib et du déficit budgétaire à l'aide d'une modélisation SVAR, comme outil permettant de tester les mécanismes de stabilisation automatique et d'en mesurer l'ampleur. La section 2 montre le rôle des innovations dans la

---

<sup>2</sup> Cette règle consiste à retenir une élasticité apparente du déficit en points de Pib. Par exemple, une élasticité de l'ordre de 0,6, revient à retenir comme part conjoncturelle du déficit (1-0,6) soit 0,4 de l'output gap.

<sup>3</sup> Par exemple en période de récession, les prélèvements fiscaux seront automatiquement moindres, ce qui permet de soutenir la demande privée. Ainsi, pour un niveau constant des dépenses publiques, le déficit budgétaire sera augmenté.

méthodologie VAR. La section 3 présente le diagnostic des données utilisées et prouve la pertinence du modèle VAR. La section 4 exhibe l'importance de l'analyse économique pour déduire le modèle SVAR sous-jacent, dont la résolution, en terme d'innovation structurelles, exige d'introduire des contraintes d'identification. L'interprétation des résultats est présentée dans la section 5. On conclut dans la dernière section.

## 2 Importance des innovations du modèle VAR

Le modèle VAR est un cadre d'analyse qui autorise la prise en compte du caractère endogène de toutes les variables. Cette propriété est très adaptée pour analyser les dynamiques conjointes entre le Pib et le déficit budgétaire. Il permet de mieux prendre en compte la causalité réciproque entre le Pib et le déficit. Avec cette méthodologie l'impact des conjonctures passées est intégré au solde conjoncturel, alors que les méthodes traditionnelles l'affectent implicitement au solde structurel.

Le modèle VAR peut être considéré comme la forme réduite d'un modèle structurel, et ces coefficients estimés s'interprètent comme des paramètres d'impacts. Cette méthode suppose que les parts conjoncturelles et structurelles ne sont pas corrélées ou alors qu'elles découlent de chocs indépendants i.e. des innovations autonomes relatives à la politique budgétaire et à l'activité économique. Soit le modèle économique simplifié suivant :

$$\begin{cases} def = -a \cdot gap + u \\ gap = m \cdot def + v \end{cases} \Rightarrow def = \frac{-a \cdot v + u}{1 + a \cdot m} \quad (2.1)$$

$$def_{conj} = \frac{-a \cdot v}{1 + a \cdot m} \quad \text{et} \quad def_{stru} = \frac{u}{1 + a \cdot m} \quad (2.2)$$

où le paramètre  $m$  correspond au multiplicateur Keynésien et  $a$  est l'élasticité apparente du déficit au Pib. Les termes  $u$  et  $v$  représentent des variables d'erreurs aléatoires qui ne sont pas forcément non corrélées.

Ce modèle stipule qu'il existe une relation de long terme entre le déficit en points de Pib et le niveau de l'écart de production. La deuxième équation inclut l'effet de stabilisation automatique sur l'activité. Le déficit structurel, à droite de (2.2), est ainsi construit comme le reliquat du déficit qui n'est pas directement lié à l'écart de production. L'effet d'une impulsion budgétaire sur le déficit observé est divisé par un facteur  $1 + a \cdot m$  supérieur à 1, ce qui décrit un effet de bouclage macroéconomique<sup>4</sup>. Lorsque ce facteur est négligé, le déficit structurel surestime l'impact d'une impulsion discrétionnaire car  $1 + a \cdot m > 1$ .

Ce modèle simplifié doit être enrichi par une dynamique et faire l'objet d'un traitement explicite du problème de l'indépendance des chocs conjoncturels et structurels. Dans ce cadre, la dynamique exprime la réaction des variables à différents chocs d'offre et à divers chocs de politique budgétaire.

La procédure d'identification des chocs du modèle structurel à partir des résidus d'estimation de la forme réduite du VAR constitue l'approche VAR Structurel, qui donne au modèle un sens économique direct. Cette méthodologie est utilisée afin de distinguer les évolutions du déficit dues aux chocs budgétaires discrétionnaires de celles qui résultent des chocs d'activité. Elle consiste à identifier le vrai modèle sous-jacent à partir de la presque forme réduite estimée i.e. VAR.

Au niveau de la littérature économique, les premiers travaux empiriques fondateurs sont ceux de: Blanchard & Watson (1986), Bernanke (1986), Shapiro & Watson (1988), Blanchard & Quah (1989), King *et al.* (1991). Ces papiers, en plus d'autres travaux de synthèse comme celui de Bruneau & De Bandt (1999), ont évalué la contribution respective des chocs d'offre et de demande en s'attachant à déterminer les impacts de la politique budgétaire ou de la

---

<sup>4</sup> Avec une sensibilité du déficit à la croissance de 0.3 et un multiplicateur Keynésien de 0.8, ce facteur est évalué à 1.24.

politique monétaire sur les fondamentaux de l'économie, et en cherchant à expliquer les principales fluctuations macroéconomiques.

La méthode de ces travaux empiriques consiste à restreindre l'effet d'un choc sur les variables du système vectoriel autorégressif. Les restrictions principalement d'exclusion i.e. neutralité sont fondées sur des considérations théoriques. Elles s'exercent sur une ou plusieurs variables et sont de deux types: soit une restriction de court terme qui contraint un choc à ne pas avoir un effet contemporain, soit une restriction de long terme qui contraint un choc à ne pas avoir d'effets à long terme.

### **3 Données utilisées et Pertinence de la modélisation VAR**

Dans le cadre de la politique fiscale, l'examen économique des mécanismes de stabilisation automatique fait intervenir fondamentalement le choc d'activité et le choc budgétaire. L'examen empirique de ces mécanismes consiste alors à considérer les variables du déficit budgétaire et du Pib. Le choix s'est focalisé sur l'étude des effets de la politique budgétaire sur l'activité.

Néanmoins, il est possible d'étendre cette étude en s'intéressant aux effets de la politique budgétaire sur les prix. De même, le mixage de cette politique avec la politique monétaire sollicite la prise en compte des variables du taux d'intérêt et du taux de change, surtout que le financement du déficit budgétaire est lié à ces variables.

L'importance méthodologique de la parcimonie du modèle VAR et la réduction du nombre des a priori économiques en plus du nombre d'observations trimestrielles disponibles autorisent de considérer un système bi-varié. Souvent, ces systèmes donnent des

résultats statistiquement plus significatifs, quoi qu'ils aboutissent à des chocs structurels sous-jacents agrégés<sup>5</sup>.

Les séries utilisées du Pib et du déficit sont infra-annuelles, elles sont issues du service de la Base de Données à la Direction de la Politique Economique Générale et de la Direction des Statistiques (Rabat, Maroc). Les données sont trimestrielles et s'étendent de 1980q1 à 1997q4<sup>6</sup>. Avant de passer à l'estimation du modèle VAR, l'analyse des propriétés de long terme des séries du Pib et du déficit en points de Pib est nécessaire au choix de la représentation multi variée (Engle et Granger, 1987).

Si la modélisation utilise ici le solde budgétaire, qui tient compte des charges d'intérêt de la dette publique, elle peut se faire à partir du solde budgétaire primaire lorsque le service de la dette n'ampute pas une part considérable du revenu national. Or, selon l'étude de Naanaa (2002) les intérêts de la dette ont globalement provoqué en moyenne chaque année une hausse du taux d'endettement de 5,9 points du Pib, ce qui est considérable. Par conséquent, le problème de la soutenabilité financière surtout de la dette s'est posé fortement depuis 1983 ; et l'impact de la charge de la dette extérieure aggrave toujours le solde budgétaire. Il est alors plus convenable d'utiliser le solde budgétaire global. Par ailleurs, une étude empirique de l'hypothèse de l'équivalence Ricardienne (Ghassan, 2003) a exhibé que le taux de compensation du déficit par l'épargne privée s'élargit progressivement par la croissance des taux de la dette intérieure pour satisfaire les besoins de financement des déficits budgétaires. Ce qui élargit davantage le niveau du service de la dette.

---

<sup>5</sup> Ainsi, le choc structurel lié à la variable du déficit budgétaire traduit un choc agrégé de politique budgétaire, car il intègre d'autres types de chocs comme les chocs de demande publique ou du service de dettes publiques.

<sup>6</sup> Selon Blanchard & Perotti (2002), la relation dynamique entre Pib et déficit budgétaire ne peut être capturée qu'en régressant sur des variables trimestrielles. Le traitement statistique envisagée s'appuie sur des données trimestrielles sans correction des variations saisonnières, surtout que le solde budgétaire corrigé de ces variations serait un indicateur imparfait des actions de politique budgétaire et ne permet pas de déceler correctement les mesures discrétionnaires (Blanchard, 1990).

Au préalable, en effectuant d'un côté les tests de non stationnarité sur les variables du Pib et du déficit en points du Pib, il ressort qu'elles sont I(1). Les tests de non stationnarité et le test de cointégration par la procédure de [Johansen \(1988, 1995\)](#) montrent respectivement que les séries sont non stationnaires et non cointégrées<sup>7</sup>. L'absence de relation de long terme tient à la présence d'une rationalité limitée dans les deux processus de comportements. Elle s'explique par la présence des coûts de distorsion liés soit à l'activité de production soit à la gestion des finances publiques.

Par conséquent, la spécification appropriée consiste à considérer un modèle VAR sur des variables en différence première<sup>8</sup>. Ce qui autorise à modéliser avec les variables  $\Delta pib$  et  $\Delta def$ . En effet, il n'y a pas de raison pour qu'il y ait un lien de long terme entre le logarithme du Pib et le déficit en point de Pib, comme le suggère la théorie économique. D'un autre côté, le test de causalité instantanée peut montrer la pertinence du modèle VAR. Pour effectuer ce test, on utilise la spécification suivante, en tant que régression auxiliaire, dans le but de comparer les paramètres des variables contemporaines dans chaque équation :

$$\Delta pib_t = f(\Delta def_t, \Delta pib_{t-\tau}) + u_{1t} \text{ et } \Delta def_t = f(\Delta pib_t, \Delta def_{t-\tau}) + u_{2t} \quad (3.1)$$

où le retard  $\tau$  prend les indices allant de 1 au nombre optimal de retard 4 (déterminé auparavant par les critères d'Akaike et de Schwarz).

---

<sup>7</sup> Par la procédure de Johansen, il est très vraisemblable de ne pas rejeter l'hypothèse nulle  $H_0$  i.e. absence de toute relation de cointégration entre le Pib et le ratio déficit budgétaire sur Pib. En effet, la statistique de la trace vaut 22.03 pour l'hypothèse nulle  $r=0$  par rapport à une valeur critique de 25.32 à 95%. On peut alors retenir l'hypothèse nulle d'absence de cointégration au seuil de 5%. Ce résultat est conforme à la théorie économique, qui suggère l'absence de lien de long terme entre le niveau du Pib et le déficit en points de Pib. De même, le test de cointégration d'Engle et Granger implémenté sur Gauss 3.2 conduit au même résultat. La statistique t-ratio vaut -2.454, alors que la valeur critique sur échantillon fini est égale à -3.422 au seuil de 5% et -4.064 au seuil de 1%. D'un autre côté, la méthode d'ajustement Census-X11.2 implémenté sur TSP-Eviews pour les deux séries semble prouver l'absence de saisonnalité résiduelle, ce qui renforce le résultat du test de cointégration.

<sup>8</sup> On a utilisé la forme canonique du modèle VAR où le nombre de retards est précisé selon les critères d'information d'Akaike AIC et de Schwarz SC, en plus du test F de Fisher comme critère de présélection globale d'un modèle. En reliant les deux critères, le nombre de retards obtenu est à la fois plus efficace AIC et plus parcimonieux SC, ce qui permet de mieux réduire la corrélation sérielle des résidus VAR ([Lütkepohl, 1985 et 1991](#) ; [Krolzig & Hendry, 2001 et Hendry & Krolzig, 2001](#)). Le choix de 4 retards est confirmé par ces critères. Il relativise l'efficacité du modèle en imposant statistiquement ce nombre optimal de retards, mais n'altère pas fondamentalement l'influence des chocs dans le long terme surtout pour des séries trimestrielles.

En posant que  $x_t = \Delta/pib_t$  et  $y_t = \Delta/def_t$  sont respectivement le taux de croissance du Pib réel et la variation du déficit en points du Pib observés par trimestre, l'estimation de la spécification (3.1) donne les résultats suivants<sup>9, 10</sup> :

	<i>cste</i>	$x_t$	$x_{t-1}$	$x_{t-2}$	$x_{t-3}$	$x_{t-4}$	$y_t$	$y_{t-1}$	$y_{t-2}$	$y_{t-3}$	$y_{t-4}$
$x_t$	0.02 (4.45)		-0.11 (-1.08)	-0.10 (-0.91)	-0.15 (-1.35)	-0.79 (-6.39)	-0.22 (-1.94)	-0.09 (-0.73)	-0.14 (-1.07)	-0.05 (-0.36)	-0.01 (-0.11)
$y_t$	0.01 (1.77)	-0.29 <b>(-1.94)</b>	-0.10 (-0.84)	0.14 (1.06)	0.03 (0.23)	-0.40 (-2.18)		-0.68 (-5.29)	-0.60 (-4.44)	-0.55 (-3.99)	0.06 (0.49)

A ce niveau, ce qui importe le plus c'est la valeur de la statistique  $t$ -ratio associée aux variables explicatives contemporaines  $x_t$  et  $y_t$ . Ainsi, le caractère explicatif de  $\Delta/def_t$  et de  $\Delta/pib_t$  confirme la simultanéité de la détermination des deux variables. Mais ceci ne signifie pas nécessairement une causalité économique, car l'introduction  $\Delta/pib_t$  dans l'équation de  $\Delta/def_t$  donnerait un résultat similaire ; la valeur en gras de la statistique  $t$  est exactement identique. La causalité est donc mutuelle et constitue une justification de ne pas imposer de contraintes a priori de court terme dans un sens entre les deux variables du système VAR.

Ce résultat suggère la pertinence d'un modèle VAR, dont l'estimation donne un résumé des corrélations entre les deux séries. Le modèle obtenu peut s'interpréter comme la forme

<sup>9</sup> Les résultats des deux équations sont soumis à un diagnostic de plusieurs tests de mauvaise spécification : le test de redondance des variables réalisé par la statistique LR ou F exhibe la non redondance pour l'équation de la croissance du déficit budgétaire et une légère redondance de la variable  $x_{t-2}$  dans l'équation de la croissance du Pib. Le test de normalité des résidus par la statistique JB et le test [White \(1980\)](#) d'hétéroscédasticité des résidus montrent que les résidus de l'équation  $x_t$  sont davantage normaux que ceux de l'équation  $y_t$ . Le test de stabilité des paramètres par la régression récursive et utilisant la statistique de Kolmogorov-Sminov dévoile la constance des coefficients et rejette l'hypothèse d'un changement structurel. L'ensemble des tests est réalisé sur le logiciel TSP-Eviews sauf indication contraire.

<sup>10</sup> Dans ce tableau de résultats, les valeurs entre parenthèses sont les statistiques  $t$ -ratios. Ici, les statistiques suivent certes des lois non standards, mais le plus important est que les paramètres sont estimés sans biais. Les  $t$ -ratios obtenus sont vraisemblablement sous-estimés ([Krolzig & Hendry, 2001](#) et [Brüggemann & Krolzig & Lütkepohl, 2002](#)) et doivent être comparés aux valeurs critiques qui dépendent de la taille de l'échantillon. Par ailleurs et eu égard à la vérification de la constance des paramètres estimés, la construction d'un VAR parcimonieux, qui s'opère sur PcGets à travers un algorithme de sélection des modèles, n'est pas tellement nécessaire dans le cadre d'un système bi-varié.

réduite d'un modèle structurel à déterminer. Le modèle VAR en différence première prend la forme générale suivante :

$$\begin{cases} \Delta pib_t = c_1 + \sum_{\tau=1}^p a_{1\tau} \Delta pib_{t-\tau} + \sum_{\tau=1}^p b_{1\tau} \Delta def_{t-\tau} + \varepsilon_{1t} \\ \Delta def_t = c_2 + \sum_{\tau=1}^p a_{2\tau} \Delta pib_{t-\tau} + \sum_{\tau=1}^p b_{2\tau} \Delta def_{t-\tau} + \varepsilon_{2t} \end{cases} \quad (3.2)$$

$$V(\varepsilon_t) = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma_2^2 \end{bmatrix} \quad (3.3)$$

les variables sont stationnaires et le vecteur  $\varepsilon_t$  est supposé suivre une distribution IID d'espérance nulle et de matrice variance-covariance  $V(\varepsilon_t)$ . Le vecteur d'erreur s'interprète comme des innovations ou des chocs exercés sur le processus  $(\Delta pib_t, \Delta def_t)$  (Lütkepohl, 1991 ; Hendry & Krolzig, 2001).

L'estimation du système (3.2) et de la matrice (3.3) fournit les résultats suivants<sup>11</sup> :

	<i>cste</i>	$x_{t-1}$	$x_{t-2}$	$x_{t-3}$	$x_{t-4}$	$y_{t-1}$	$y_{t-2}$	$y_{t-3}$	$y_{t-4}$
$x_t$	0.02 (0.004)	-0.09 (0.10)	-0.14 (0.11)	-0.17 (0.11)	-0.75 (0.12)	0.05 (0.11)	-0.01 (0.12)	0.08 (0.12)	-0.03 (0.10)
$y_t$	0.005 (0.005)	-0.07 (0.12)	0.18 (0.13)	0.08 (0.13)	-0.17 (0.14)	-0.70 (0.13)	-0.59 (0.13)	-0.57 (0.14)	0.07 (0.12)

avec 
$$V(\hat{\varepsilon}_t) = \begin{bmatrix} 0.0299^2 & \sigma_{12} \\ -0.2574\sigma_1\sigma_2 & 0.0348^2 \end{bmatrix} \quad (3.4)$$

<sup>11</sup> Les valeurs entre parenthèses correspondent ici à l'écart-type robuste de White, issu du quasi-maximum de vraisemblance, associé à chaque coefficient. Le calcul des résidus robustes tient compte de leur hétéroscédasticité et de leur corrélation sérielle (dont l'absence est justifiée par le test de Breusch-Godfrey), mais ne prend pas en considération la corrélation contemporaine, dont la présence justifie l'approche SVAR (voir matrice (3.4)). Quoique les statistiques suivent des lois non standards, mais les paramètres sont estimés sans biais. Le test de normalité des résidus par la statistique JB et le test White d'hétéroscédasticité des résidus montrent que les résidus de l'équation de la croissance du Pib sont davantage normaux que ceux relatifs à l'équation de la croissance du déficit. L'effet ARCH est également absent. Le test de stabilité des paramètres par la régression récursive et utilisant la statistique de Kolmogorov-Sminov exhibe la constance des coefficients. Ce diagnostic montre que ces résidus canoniques sont qualifiés pour servir dans la modélisation SVAR et notamment pour déterminer l'orientation d'une politique économique.

Les perturbations  $\varepsilon_1$  et  $\varepsilon_2$  contiennent l'information supplémentaire à la date  $t$  de l'équation du Pib et du déficit. L'innovation  $\varepsilon_1$  peut être considérée comme le choc d'activité recherché et  $\varepsilon_2$  comme le choc budgétaire. Mais, il demeure que ces innovations n'ont à ce stade qu'une signification statistique et ne peuvent être associées à ces chocs économiques.

La corrélation entre ces deux perturbations n'est pas nulle, sa valeur peut être calculée à partir de la covariance empirique soit  $k \cdot \sigma_1 \cdot \sigma_2$ , elle vaut -0.2574. Ce qui correspond à la mesure de la causalité instantanée entre le Pib et le déficit. Si l'on considère le modèle VAR estimé comme un modèle de simulation : lorsque l'on simule un choc sur une des perturbations, il est nécessaire de modifier l'autre perturbation. Sinon, le résultat n'est pas licite et ne peut faire l'objet d'interprétation objective.

#### **4 Importance de l'analyse économique et résolution**

Pour s'en sortir, il faut explicitement modéliser la corrélation entre les deux innovations. L'analyse économique permet d'identifier la forme du lien en question selon la typologie suivante, qui est partiellement confirmée par l'analyse précédente de la causalité instantanée ([Canton, 2001](#)) :

- Lors d'un choc budgétaire, le déficit s'accroît et stimule l'activité : corrélation instantanée et dynamique positive.
- Lors d'un choc d'activité, le déficit diminue sous l'effet de la croissance du Pib : corrélation négative.

##### **4.1 Position du problème**

L'identification du modèle structurel consiste à séparer ces deux effets en identifiant les deux chocs indépendants. Pour identifier le modèle structurel à partir de l'estimation du VAR, on

suppose que les perturbations du VAR sont des combinaisons linéaires du choc budgétaire et du choc d'activité sous-jacents. On spécifie alors le modèle suivant :

$$\begin{cases} \mathcal{E}_1 = s_{11}u_{act} + s_{12}u_{bud} \\ \mathcal{E}_2 = s_{21}u_{act} + s_{22}u_{bud} \end{cases} \Leftrightarrow \mathcal{E} = S u \quad (4.1)$$

où  $u$  est le vecteur des chocs structurels recherchés. Lorsque ces derniers ne sont pas indépendants, comme l'ont montré les travaux pionniers de Sims (1980), il est possible de réaliser l'orthogonalisation statistique. Elle s'opère par la décomposition de Choleski de la variance des innovations canoniques et exige comme a priori le choix de l'ordre des séries, qui sont rangées selon un schéma récursif de la variable la plus exogène à la plus endogène<sup>12</sup>.

En supposant l'indépendance des chocs structurels<sup>13</sup> ou au moins leur orthogonalité :

$$V(u) = \begin{bmatrix} \delta_1^2 & 0 \\ 0 & \delta_2^2 \end{bmatrix}, \quad V(\mathcal{E}) = SV(u)S' \quad (4.2)$$

Pratiquement pour rendre l'identification plus facile, il est usuel de supposer que les chocs structurels  $u_{jt}$  à une même date ne sont pas corrélés entre eux et possèdent une variance unitaire. Ce qui consiste à imposer  $n(n+1)/2$  soit dans notre cas 3 contraintes bilinéaires sur les éléments de la matrice  $S$  pour obtenir le système (4.3) suivant :

$$\text{soit } V(\tilde{u}) = I \quad \text{telle que } V(\tilde{\mathcal{E}}) = SS' \quad (4.3)$$

Dans ces conditions, pour identifier les  $n^2$  soit 4 paramètres, il faut imposer  $n(n-1)/2$  soit 1 contrainte. Cette contrainte supplémentaire porte sur les réponses du système aux différentes impulsions structurelles. Les contraintes identifiantes supplémentaires peuvent

---

<sup>12</sup> La matrice  $S$  traduisant la décomposition de Choleski est définie de façon unique pour un ordre donné des variables du système VAR. Ce choix s'explique par le fait que le modèle SVAR, obtenu en prémultipliant le modèle canonique par l'inverse de la matrice  $S$ , est équivalent à un système récursif. Dans ce dernier les séries sont déterminées par un nombre croissant de variables contemporaines et sont alors de plus en plus endogènes selon l'ordre choisi.

<sup>13</sup> Cette hypothèse importante est vérifiable empiriquement. De même, si les innovations canoniques sont de loi normale centrée, alors les chocs structurels -définis comme combinaison linéaire- suivent aussi une loi normale centrée normée sous la condition de normalisation adoptée.

porter sur les effets de court et de long terme des chocs structurels. Dans notre cas, il s'agit d'imposer soit une contrainte de court terme, soit une contrainte de long terme non nécessairement nulle. Dans l'étape de la résolution, nous évitons d'imposer de telles contraintes pour proposer une relation entre les coefficients  $s_{ij}$  et  $s_{ji}$ . Une fois que ces coefficients sont calculés, on détermine les résidus structurels recherchés.

De manière opérationnelle, pour avoir une matrice de variances-covariances unitaire des résidus structurels inconnus, les résidus canoniques de  $\Delta def$  sont recalculés afin de rendre leur covariance avec  $\Delta pib$  nulle. La procédure de ce recalcul consiste à orthogonaliser la matrice des variances-covariances : en prémultipliant l'équation du déficit par la quantité  $-\sigma_1^2 / \sigma_{12}$  et en lui ajoutant de manière respective les termes de l'équation du Pib<sup>14</sup>.

Il est nécessaire de faire un calcul itératif pour converger vers une matrice de variances covariances unitaire<sup>15</sup>. Ce qui autorise d'écrire le système suivant à 3 équations et 4 inconnues :

$$\begin{cases} \sigma_1^2 = s_{11}^2 + s_{12}^2 \\ \sigma_2^2 = s_{21}^2 + s_{22}^2 \\ \sigma_{12} = s_{11}s_{21} + s_{12}s_{22} \end{cases} \quad (4.4)$$

Il faut donc imposer une restriction supplémentaire pour déterminer complètement les quatre coefficients de la matrice  $\mathbf{S}$  et donc identifier les deux chocs du modèle structurel.

---

<sup>14</sup> L'équation du déficit est ainsi transformée et dont le terme d'erreur est  $\omega_{2t} = \varepsilon_{2t} - \frac{\sigma_{12}}{\sigma_1^2} \varepsilon_{1t}$  et  $\omega_{1t} = \varepsilon_{1t}$  telle

que :  $Cov(\varepsilon_{1t} ; \omega_{2t}) = E[(\varepsilon_{2t} - \frac{\sigma_{12}}{\sigma_1^2} \varepsilon_{1t})\varepsilon_{1t}] - E(\varepsilon_{2t} - \frac{\sigma_{12}}{\sigma_1^2} \varepsilon_{1t})E(\varepsilon_{1t}) = 0$ .

<sup>15</sup> Cette procédure d'orthogonalisation des impulsions structurelles, qui requiert le choix d'un ordre des variables rangées de la plus exogène à la plus endogène, est fondée sur des contraintes identifiantes tirées de la théorie économique et permet d'obtenir, via la forme VAR canonique, une forme VAR structurel. Il n'existe pas une façon universelle pour identifier ces innovations structurelles. Généralement, ce sont des contraintes a priori qui doivent être imposées au modèle.

Elle coïncide avec celle qui est généralement posée dans l'analyse économique traditionnelle, qui tient à la sensibilité a priori du déficit à la croissance, compte tenu du poids des prélèvements obligatoires dans l'économie. La régression en logarithme des recettes fiscales sur le Pib permet d'évaluer cette élasticité  $\beta$  ou sensibilité de long terme, de même la régression entre la croissance du logarithme des recettes fiscales sur celle du Pib retardé peut servir à déterminer une élasticité de court terme. Dans tous les cas, la valeur de l'élasticité dépend de la fréquence des observations (Blanchard & Perotti, 2002).

## 4.2 Résolution

### 4.2.1 Méthodes d'identification des chocs

Il existe des procédures d'identification qui reviennent souvent à contraindre à zéro certains éléments de la matrice  $\mathbf{S}$ , comme la décomposition de Choleski de la matrice des variances covariances utilisée par Sims (1980). Dans ce cas,  $\mathbf{S}$  est choisie comme l'unique matrice triangulaire inférieure ( $s_{12} = 0$ ) vérifiant le système précédent. La simplicité de cette méthode explique son succès. La factorisation de Choleski a l'inconvénient de n'imposer qu'une interprétation semi-structurale. Elle consiste à supposer un lien récursif entre les résidus du VAR et les chocs structurels, a priori elle suppose une structure de causalité en cascade entre les deux chocs.

A partir de l'article de Sims (1980), les premiers travaux fondateurs dans le cadre de la méthodologie VAR vont se succéder pour tenter de donner des explications de politique économique aux fluctuations de l'activité économique (Bernanke, 1986 ; Blanchard & Watson, 1986 ; Blanchard, 1989 ; Blanchard & Quah, 1989).

Les procédures d'identification proposées par Bernanke (1986), Blanchard & Watson (1986) ne constituent qu'un raffinement de la décomposition de Choleski. Les restrictions continuent de porter sur les relations instantanées entre les variables du modèle et sur les

effets instantanés des chocs, ce qui revient à contraindre à zéro certains éléments de la matrice  $\mathbf{S}$ . L'orthogonalisation obtenue par la décomposition de Choleski est remplacée par une orthogonalisation fondée sur des contraintes identifiantes issues de la théorie économique. Les contraintes identifiantes proposées notamment dans [Shapiro & Watson \(1988\)](#), [Blanchard & Quah \(1989\)](#), [King \*et al.\* \(1991\)](#) portent sur les effets de court et de long terme des chocs structurels sur les variables du système. Par exemple, Blanchard et Quah identifient notamment les chocs d'offre et les chocs de demande dans un VAR bi-varié avec le taux de croissance du Pib et le taux de chômage en supposant qu'un choc de demande n'a pas d'effet à long terme sur le Pib en niveau.

Les procédures demeurent la plupart du temps peu satisfaisantes, car elles reposent sur des hypothèses ad hoc plus ou moins fondées sur les causalités instantanées entre les variables. Or, la théorie économique renseigne davantage sur les liens qui unissent plusieurs variables à long terme que sur leur corrélation instantanée. Il serait plus naturel d'imposer des contraintes de long terme que des corrélations instantanées ([Blanchard & Quah, 1989](#)).

Lorsque toutes les séries d'un modèle VAR sont stationnaires : elles ne peuvent s'écarter durablement de la valeur moyenne si bien que tout choc a par construction un impact nul à long terme. Ceci empêche d'imposer des relations sur le long terme des variables stationnaires modélisées. Ce problème peut être résolu lorsque les séries sont stationnaires en différence première. Cette non stationnarité en niveau implique que la série est gouvernée par une tendance stochastique. Un choc sur la tendance aura un effet persistant sur la série en niveau. Ce qui semble être le cas des variables  $lpib$  et  $def$ , et la restriction peut porter sur l'impact de long terme à effet persistant sur les variables en niveau. Cette méthode semble adaptée à l'identification du VAR considéré en ajoutant une équation au système (4.4).

Récemment, d'autres travaux comme ceux de [Bernanke & Mihov \(1998\)](#) et [Blanchard & Perotti \(1999, 2002\)](#) ont élargi les formes de modélisation VAR afin d'avoir de plus en plus d'éclairage sur les mesures de politique monétaire et budgétaire. Les approches d'identification possèdent des logiques similaires, mais les méthodes d'identification sont différentes, car elles sont liées aux hypothèses de théorie économique retenues. Par exemple, l'identification de Bernanke & Mihov suppose que la production et les prix i.e. les variables du secteur privé ne réagissent pas de manière contemporaine aux variables de la politique monétaire. En revanche, Blanchard & Perotti supposent que l'activité économique n'affecte pas de manière contemporaine la politique budgétaire, à l'exception de la réaction automatique liée au système de transferts et au code de la taxation<sup>16</sup>.

Une politique économique est généralement décrite par une seule variable, qui est censée receler toute l'information pertinente. Les travaux récents de [Blanchard & Perotti \(1999, 2002\)](#) ont élargi le nombre de variables représentant la politique budgétaire en modélisant les dépenses et les recettes<sup>17</sup>. Ils ont élaboré un schéma d'explication des chocs structurels, qui suppose une forme particulière de simultanéité entre les résidus canoniques. La combinaison linéaire liant ces derniers aux résidus structurels n'est pas standard. La procédure d'identification est élaborée selon les types de chocs de politique budgétaire sur les recettes et sur les dépenses, qui affectent le Pib.

La forme non standard liant les résidus structurels et réduits fait que la procédure d'identification n'est pas habituelle. L'identification des paramètres de court terme est

---

<sup>16</sup> Blanchard & Perotti admettent que les données trimestrielles éliminent pratiquement tout ajustement discrétionnaire de la politique budgétaire, à l'exception de certaines réactions automatiques, suite à un choc du Pib sur les recettes et les dépenses publiques au cours d'un même trimestre. En effet, les autorités budgétaires ont besoin de plus d'un trimestre pour comprendre le choc du Pib et prendre les mesures appropriées. Cette contrainte n'est pas vraie lorsqu'on utilise des données annuelles.

<sup>17</sup> Cette approche, qui augmente le nombre de variables représentant une politique économique, s'apparente à celle de [Bernanke & Mihov \(1998\)](#) réalisée pour analyser la politique monétaire.

réalisée de différente manière : soit en contraignant certains à être nuls, soit en les calculant par formule, soit en les déterminant par estimation.

La méthode proposée dans ce papier s'apparente plus à ce dernier type d'identification en tenant comme Blanchard & Perotti à ne pas écarter les effets contemporains, mais sans poser de contraintes de nullité ni à court terme ni à long terme.

#### **4.2.2 Méthode proposée sans contrainte de long terme**

Une première piste d'identification s'appuie sur la précédente typologie des chocs. Le Pib et le déficit varient en sens contraire en cas de choc d'activité, alors qu'ils varient dans le même sens en cas de choc budgétaire. Mais, cette contrainte sur les seuls signes des relations ne relève pas complètement l'indétermination sur la matrice  $\mathbf{S}$ .

Il est possible d'imposer que l'effet d'un choc d'activité, conduisant à 1 pourcent de Pib supplémentaire à long terme occasionne une baisse du déficit de  $\beta$  pourcent du Pib au même horizon. La pertinence de cette contrainte d'identification posée sur la base de l'analyse économique peut être confirmée a posteriori par l'examen des multiplicateurs dynamiques obtenus. En revanche, il est inutile d'imposer une contrainte sur l'effet d'un choc budgétaire, surtout lorsqu'il semble que le Pib et le déficit évoluent spontanément dans le même sens lors d'un choc budgétaire.

La résolution du problème de contraintes identifiantes à partir de la théorie et l'analyse économique passe par le choix d'une valeur numérique soit de court terme soit de long terme. Au lieu d'imposer une contrainte de ce type, il nous semble possible de déterminer une relation entre les paramètres  $s_{ij}$  et  $s_{ji}$  de la matrice  $\mathbf{S}$ , qui s'interprètent comme des réponses instantanées non symétriques. L'absence d'une relation de long terme et la présence d'une causalité mutuelle entre les variables du système VAR (Section 3) justifient la méthode d'identification proposée, car il ne semble pas possible d'affirmer lequel des deux chocs est à

contraindre. D'autant plus que l'absence de relation de long terme tient à ce que les effets observés sont davantage liés à la concomitance de chocs d'offre et de chocs de politique budgétaire. Cette démarche est préférable, car d'une part elle est plus simple et d'autre part elle évite de tronquer la mémoire des deux séries et d'influencer les interactions dynamiques en laissant jouer les effets de persistance de manière libre. Or, la typologie économique ne permet de fournir qu'un schéma qualitatif de corrélation entre les variables en précisant la plupart du temps l'horizon soit de court terme soit de long terme.

Nous choisissons donc d'imposer une contrainte linéaire de court terme entre les réponses instantanées de la matrice  $\mathbf{S}$ . Cette contrainte exprime la présence d'un effet instantané non symétrique :  $s_{21} = \alpha s_{12}$  avec  $\alpha < 0$ , qui résulte de la typologie économique. Le problème tient maintenant à résoudre le système suivant à 3 équations et 3 inconnues :

$$\begin{cases} \sigma_1^2 = s_{11}^2 + s_{12}^2 \\ \sigma_2^2 = \alpha^2 s_{12}^2 + s_{22}^2 \\ \sigma_{12} = \alpha s_{11}s_{12} + s_{12}s_{22} \end{cases} \Leftrightarrow \sigma_{12} - s_{12} \left( \alpha \sqrt{\sigma_1^2 - s_{12}^2} + \sqrt{\sigma_2^2 - \alpha^2 s_{12}^2} \right) = 0 \quad (4.5)$$

La valeur absolue de  $\alpha$  est établie sur la base d'une élasticité de court terme issue d'une régression expliquant la recette fiscale en fonction de la recette fiscale retardée et du Pib retardé<sup>18</sup>. Si le déficit structurel recherché n'est pas totalement insensible au choix du paramètre  $\alpha$ , il ne doit pas être fondamentalement modifié par une légère variation de  $\alpha$ . Les profils doivent être assez similaires notamment en fin de période et les différences de niveau relativement faibles.

---

<sup>18</sup> Compte tenu du niveau du taux de prélèvements obligatoires au Maroc, il s'avère vraisemblable que cette élasticité se situe au voisinage de 0.3. En régressant les recettes fiscales sur les retards des recettes fiscales et du Pib, l'élasticité de court terme obtenue atteint presque 0.45 ; alors qu'en régressant seulement sur le Pib retardé, elle est seulement de 0.39. Pour s'assurer de la robustesse de la procédure utilisée, l'analyse de sensibilité des résultats à l'élasticité est effectuée en réitérant le calcul avec différentes valeurs se situant entre 0.3 et 0.5. Cette analyse est rassurante, car "l'intervalle de confiance" est très resserré et l'estimation est précise. Ce qui n'est pas étonnant, parce que la solution  $\tilde{s}_{12}$  est très proche de zéro.

Il est vraisemblable que plus l'élasticité retenue est forte (i.e. plus un choc d'activité a un effet important sur le déficit à court terme), plus les variations du déficit conjoncturel sont amples et inversement plus le déficit structurel est stable à condition que la réponse instantanée  $s_{12}$  ne soit pas au voisinage de zéro (voir l'équation 2 du système (4.6)).

Même si cette condition n'est pas vérifiée, les interactions entre les effets dynamiques à long terme du déficit budgétaire et du Pib permettent d'évaluer les mécanismes de stabilisation automatique, qui apparaissent dans les matrices (5.2) et (5.3). Ces matrices correspondent respectivement à la matrice des effets de long terme ou multiplicateurs totaux des aléas structurels, et à la matrice des effets de long terme des innovations canoniques sur le niveau des composantes du modèle VAR.

La formulation (4.5) permet d'obtenir la solution  $\tilde{s}_{12}$  ; et en se basant sur l'analyse précédente de la causalité  $s_{12} > 0$  et  $s_{21} < 0$ , par conséquent  $\alpha < 0$ . Ce qui permet d'obtenir les solutions  $\tilde{s}_{11}$ ,  $\tilde{s}_{12}$ ,  $\tilde{s}_{22}$ , lesquelles permettent de déterminer les résidus du VAR structurel en résolvant en  $u_{act}$  et  $u_{bud}$  pour définir les deux composantes de l'innovation relative au déficit budgétaire<sup>19</sup>. La seconde équation du système suivant :

$$\begin{cases} \hat{\mathcal{E}}_1 = \tilde{s}_{11} u_{act} + \tilde{s}_{12} u_{bud} \\ \hat{\mathcal{E}}_2 = \alpha^* \tilde{s}_{12} u_{act} + \tilde{s}_{22} u_{bud} \end{cases} \quad (4.6)$$

détermine les composantes recherchées  $\tilde{u}_{act}$  et  $\tilde{u}_{bud}$ , qui servent à évaluer les contributions conjoncturelles (premier terme) et structurelles (second terme) du déficit budgétaire. Lorsque  $s_{12}$  est au voisinage de zéro, la composante conjoncturelle se trouve très affaiblie et la sensibilité au paramètre  $\alpha$  est largement réduite.

---

<sup>19</sup> On a utilisé le logiciel Gauss 3.2 pour résoudre ce système non linéaire avec la procédure NLSYS.

## 5 Résultats et interprétation

### 5.1 Effets de stabilisation automatique

L'effet de court terme des chocs de politique budgétaire sur l'activité peut être transitoire comme c'est le cas de la plupart des chocs de demande. Il dépend de la nature Ricardienne des ménages i.e. en cas de neutralité Ricardienne, le revenu des ménages ne réagit pas aux chocs budgétaires. La passivité des ménages à l'égard de la politique fiscale est vraisemblable notamment à long terme. Mais, la stabilité de cette politique est liée à la nature de la réaction systématique surtout des ménages à l'évolution du déficit budgétaire. Cette réaction peut être passive i.e. Ricardienne ou active i.e. non-Ricardienne.

L'hypothèse de passivité à court terme ne peut être admise, car la croissance réelle du Pib et le ratio déficit budgétaire sur Pib présentent une causalité instantanée à court terme. Par conséquent, notre identification ne repose pas sur l'hypothèse de neutralité à court terme. Mais la résolution du système (4.5) aboutit à un effet instantané quasiment nulle, ce qui montre que la politique budgétaire exerce à court terme un effet quasiment neutre sur l'activité et vice-versa. En effet, à partir de la matrice  $\mathbf{S}$  (matrice (5.1)), le mode d'identification adopté conduit alors à une contrainte de quasi-neutralité à court terme de la politique budgétaire sur l'activité, car  $\theta_{12,0} := s_{12} = 0.212 \times 10^{-18} \approx 0$  :

$$\mathbf{S} = \boldsymbol{\theta}_0 = \begin{bmatrix} 0.0299932 & 0.0000000 \\ -0.0000000 & 0.0336836 \end{bmatrix} \quad (5.1)$$

De même, un choc structurel d'offre est sans effet instantané i.e. dans le courant du même trimestre sur le ratio déficit budgétaire sur Pib, car  $\theta_{21,0} := s_{21} = -0.635 \times 10^{-19} \approx 0$ <sup>20</sup>.

---

<sup>20</sup> Eu égard aux variables du VAR, l'orthogonalisation conduit à ce que le choc d'offre n'a presque pas d'effet à court terme sur le ratio déficit budgétaire sur Pib. Ce qui est plausible avec la typologie de l'analyse économique (voir section 4) selon laquelle le niveau du déficit diminue sous l'effet d'un choc d'activité positif.

En revanche, un choc structurel d'offre de 1% conduit à un effet sur un horizon de long terme qui réduit le déficit de presque 0.0012% (matrice (5.2)).

Que les variations du revenu disponible ne soient pas répercutées immédiatement dans la consommation, du fait de la neutralité Ricardienne, paraît être un déterminant majeur des enchaînements dynamiques du déficit et du Pib, et accroît en particulier la persistance d'un choc conjoncturel transitoire. En effet, les résultats du choc dynamique budgétaire sur le Pib exhibent qu'à court terme l'effet instantané est nul et l'effet dynamique structurel de long terme tend aussi à s'annuler vers un taux de  $0.781 \times 10^{-6} \%$  :

$$\theta_{\infty} = \begin{bmatrix} 0.0138447 & 0.0000782 \\ -0.0012248 & 0.0120186 \end{bmatrix} \quad (5.2)$$

Toutefois, il semble que les mécanismes stabilisateurs automatiques fonctionnent que ce soit pour les paramètres structurels (matrice (5.2)) ou pour les multiplicateurs dynamiques totaux i.e. de long terme (matrice (5.3)) (Lütkepohl, 1991)<sup>21</sup>. Cette matrice des effets de long terme montre qu'une croissance du Pib de 1% conduirait à une baisse du taux de déficit budgétaire d'un peu plus que 0.04% :

$$\varphi_{\infty} = \begin{bmatrix} 0.4645937 & 0.0023207 \\ -0.0408362 & 0.3568097 \end{bmatrix} \quad (5.3)$$

Par ailleurs, l'impact d'un choc budgétaire de 1% sur le déficit est ex-post atténué par l'effet de bouclage macroéconomique sur le Pib. En effet, la réponse du déficit correspond seulement à une hausse légèrement inférieure à 0.36%, et ceci conformément à l'analyse théorique développée plus haut au niveau de la section 2.

Les figures 2 et 3 (Annexe graphiques) permettent de visualiser l'évolution des multiplicateurs dynamiques cumulés de long terme (Formule (7.7)) relatifs aux innovations

---

<sup>21</sup> Les formules, servant à calculer les matrices de multiplicateurs de long terme (5.2) et (5.3), sont précisées en Annexe 8.2.

canoniques orthogonalisées. Ils révèlent les réponses cumulées exprimées en pourcent additionnel de la croissance du Pib réel et de la croissance du ratio déficit budgétaire sur Pib à la suite d'un choc d'offre ou d'un choc budgétaire de 1%.

Les figures 3 sont reliées à la matrice (5.3), alors que les figures 2 sont reliées à la matrice de long terme tronquée, qui ne tient compte que d'un seul décalage trimestriel du modèle VAR. Ils exhibent la rapidité de la convergence des fonctions de réponses comparativement aux fonctions de réponses du modèle VAR(4) retenu. Ce qui montre que le choix d'un ordre élevé, justifié statistiquement, correspond à la nécessité de prendre en compte des délais relativement longs de la politique budgétaire. Si les recettes fiscales sont perçues par trimestre, elles seront basées sur les revenus du trimestre précédent.

Ainsi le modèle SVAR est utilisé pour évaluer les contributions relatives des chocs permanents et transitoires aux fluctuations du ratio déficit budgétaire sur Pib. L'analyse des fonctions de réponse aux chocs d'offre et aux chocs de politique budgétaire (voir annexe graphiques : deuxième et troisième fonctions de réponses aux chocs dans Figures 4) fait apparaître que le Pib et le solde budgétaire s'améliorent dans un délai variant entre 9 et 13 trimestres i.e. entre 2 et 3 ans, suite à un choc permanent ou transitoire de 1%<sup>22</sup>. Ce résultat semble cohérent avec la théorie des stabilisateurs automatiques.

## 5.2 Orientation de la politique budgétaire

La décomposition obtenue des formulations (4.6) et (7.11) permet de déterminer la contribution respective des deux chocs aux évolutions du déficit. Il est en effet possible de construire la composante structurelle associée au déficit et définie comme l'accumulation sur la période des chocs budgétaires. De manière similaire, on détermine la composante conjoncturelle associée au déficit à partir de l'historique des chocs d'offre. Compte tenu de

---

<sup>22</sup>D'autant plus que cette réponse de long terme semble plus robuste quand on ôte des observations de l'échantillon.

l'indépendance des deux chocs établie dans la partie empirique, les deux composantes du déficit ne sont pas corrélées. Le fait de ne pas poser de contrainte d'identification de long terme permet le jeu libre des interactions, ce qui évalue plus correctement aussi bien la composante permanente que la composante transitoire.

La composante permanente peut être déterminée facilement à partir de la formulation (7.14) relative à la décomposition historique (Annexe méthodologique). Les deux premiers termes de cette formulation définissent la composante permanente du ratio solde budgétaire sur Pib, qui permet de préciser l'orientation de la politique budgétaire. Cette orientation peut servir à déterminer le degré de respect d'une règle budgétaire.

Le déficit structurel est construit comme une partie du déficit qui n'est pas directement lié au cycle de croissance du Pib réel, mais lié surtout à une politique budgétaire discrétionnaire. Cette dernière fait que les mesures fiscales dépendent des besoins de financement des dépenses publiques et de la conjoncture économique. La mise en œuvre de ces mesures peut être contra-cyclique lorsqu'elles peuvent limiter les effets de la récession économique. Ce qui permet une stabilisation automatique de l'économie : d'une part elle limite la baisse anticipée des recettes fiscales futures et d'autre part elle rend moins ample les fluctuations engendrées par les variations de la demande privée à travers l'augmentation de la demande publique<sup>23</sup>.

Quant à la composante transitoire du solde budgétaire, elle se définit comme l'écart entre le solde budgétaire observé et la composante permanente de ce même solde. Les politiques systématiques liées au cycle sont imputées au déficit conjoncturel. Ce dernier intègre toutes les fluctuations passées de l'activité et reflète l'effet des niveaux non optimaux des dépenses publiques précédentes.

---

<sup>23</sup> Lorsque celle-ci est financée par emprunt, l'atténuation des fluctuations ne fait que différer les effets négatifs de la récession. Ces effets peuvent resurgir sous d'autres formes notamment durant les échéances de remboursement des dettes.

Le solde structurel en points du Pib doit être stationnaire pour correspondre à une cible VAR, qui détermine la composante permanente du ratio déficit budgétaire sur Pib. La non stationnarité de cette composante n'autorise pas de considérer une cible budgétaire de long terme.

Ainsi, le solde observé se décompose en une cible que les autorités budgétaires se doivent d'atteindre et une composante transitoire, qui fluctue autour de cette cible<sup>24</sup>. En effet, suite à un choc budgétaire permanent : lorsque les autorités fiscales respectent une règle budgétaire, elles peuvent décider de maintenir les dépenses (stabilisation automatique) jusqu'à un certain seuil de déficit (qui correspond justement au niveau de la cible du déficit). En revanche, dans le cas d'un choc d'offre transitoire négatif, le solde budgétaire diminue de manière automatique du fait de la baisse des recettes publiques pour un niveau de dépenses inchangé.

La cible budgétaire, décrite par la cible-SVAR définie dans l'équation (7.14) et qui correspond exactement au déficit structurel en points du Pib, varie suite à un choc permanent sur le Pib (Exemple hausse des dépenses). La composante transitoire reflète les variations du budget qui n'ont pas d'effet à long terme sur le Pib (Exemple baisse subite des recettes fiscales). Le déficit structurel ainsi calculé est moins sensible aux fluctuations cycliques que lorsqu'il dérive d'un calcul d'écart de production. Il correspond à un écart dans la politique budgétaire entre le solde budgétaire observé et le solde conjoncturel, et exprime alors un comportement moyen dans la gestion des finances publiques.

Il semble plausible que la stationnarité de la cible VAR peut s'interpréter comme le respect d'une règle budgétaire. D'autant plus que les mesures de stabilisation automatique permanente i.e. SAP peuvent aider à instaurer et à respecter certaines règles budgétaires.

---

<sup>24</sup> Comme le modèle à partir duquel nous construisons ces deux composantes est en différence première. Pour établir les niveaux correspondants aux ratios déficit budgétaire sur Pib, il faut donc fixer une valeur de référence soit la première date donnée i.e. le second trimestre de l'année 1982 (Annexe méthodologique).

Ainsi défini, le solde budgétaire structurel permet alors d'évaluer l'ampleur des stabilisateurs automatiques, mais ne peut évaluer directement celle des mesures discrétionnaires. Mais, il demeure que c'est aux effets hybrides des différentes mesures, y compris les mesures discrétionnaires liées davantage au déficit conjoncturel, que reviendrait le rôle de stabiliser de façon optimale les conjonctures d'activité afin de contrecarrer les effets des chocs d'activité.

La politique budgétaire ne semble pas restrictive, car le déficit observé est davantage structurel que conjoncturel (Figure.1a). Il en découle que les mesures semblent davantage permanentes que transitoires. Par ailleurs, l'évolution de long terme du ratio déficit budgétaire sur Pib exprime des effets de stabilisation automatique.

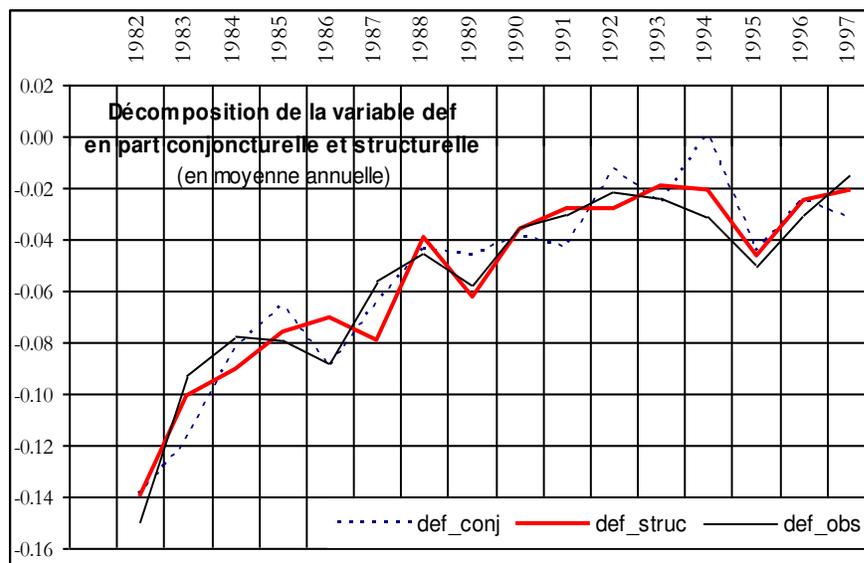


Figure.1a Décomposition du déficit budgétaire

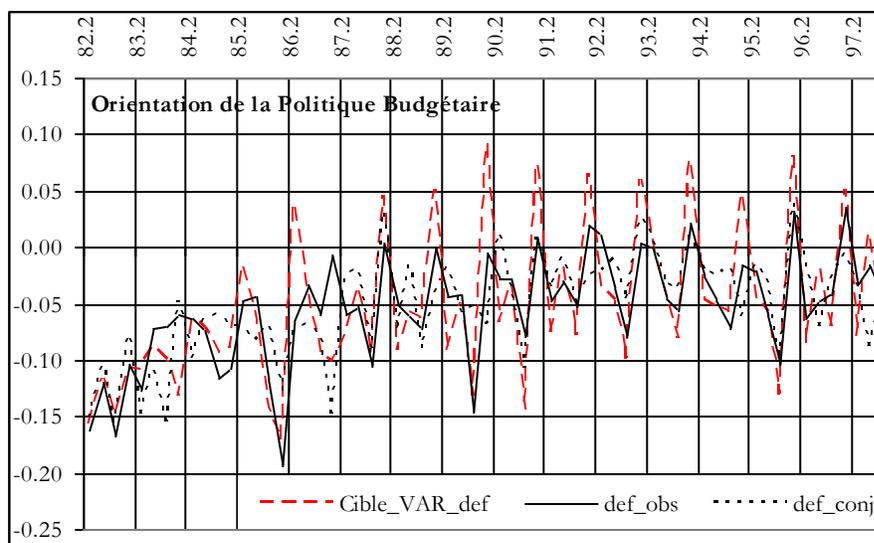


Figure.1b Orientation de la politique budgétaire

Dans Figure 1b, il semble que le gouvernement respecte en tendance une règle budgétaire dans le sens où la variabilité du solde observé est inférieure à celle de la cible VAR, ce qui reflète l'effet des mesures de stabilisation automatique à la fois de nature permanente et transitoire. Alors que l'évolution de la cible SVAR reflète surtout les mesures de stabilisation SAP. Ce résultat est dû à la stationnarité de cette cible.

Le processus d'endettement extérieur a abouti à une crise financière aigüe en 1983 et a généré des programmes d'ajustements structurels proposés par les débiteurs extérieurs. Cette crise traduit l'aboutissement de plusieurs effets résultant de plusieurs chocs antérieurs de nature conjoncturels et structurels. L'année 1983 exhibe une composante conjoncturelle du déficit, qui s'explique par une récession économique et par la pression des échéances des dettes extérieures. Par ailleurs, le ratio déficit budgétaire sur Pib a connu des taux élevés en 1986, 1989 et 1995. Si le choc structurel explique le niveau du déficit en 1989, les processus de chocs conjoncturels expliquent davantage les niveaux élevés de 1986 et 1995.

Durant la décennie 1980, qui a débuté par une crise financière aboutissant à l'insolvabilité du gouvernement, l'autorité budgétaire est désormais contrainte à adopter un comportement

de politique budgétaire respectant des règles budgétaires liées aux dépenses et aux recettes publiques. Le déficit structurel s'est ainsi nettement réduit, ce qui correspond à une amélioration du déficit observé due à la compression des dépenses et à l'institution généralisée de nouveaux impôts comme la taxe sur la valeur ajoutée depuis 1986. Durant les années 1990, le déficit a continué à s'améliorer en tendance, avec un déficit budgétaire autour de 3.0%, sauf en 1995<sup>25</sup>. Toutefois, le déficit structurel ne peut être dissocié des effets conjoncturels passés notamment pendant les années de mauvaise conjoncture (comme 1983, 1989 et surtout 1995) ou de bonne conjoncture (comme 1988 et surtout 1996). C'est ainsi que les événements conjoncturels, liés tant aux variables financières qu'aux variables réelles, exercent des effets de long terme sur la tendance structurelle.

La cible budgétaire apparaît visuellement au niveau annuel, elle est due à l'assainissement des finances publiques et à la mise en œuvre de plans d'austérité budgétaire. Le ciblage d'un ratio déficit budgétaire sur Pib s'exerce en permanence, mais son évolution est autant le résultat d'un processus de privatisation, qui traduit un changement de stratégies dans la gestion du secteur public.

## **6 Conclusion**

Les résultats empiriques montrent que les mécanismes stabilisateurs automatique sont vérifiés, car la matrice des effets de long terme montre qu'une croissance du Pib de 1% conduirait à une baisse du taux de déficit budgétaire d'un peu plus que 0.04% ; et qu'une croissance du déficit de 1% entraînerait une hausse de la croissance de 0.0023%. De même, l'apport de la décomposition est intéressant, car elle permet d'enrichir l'interprétation des événements historiques en identifiant l'ampleur des chocs passés. En effet, la décomposition

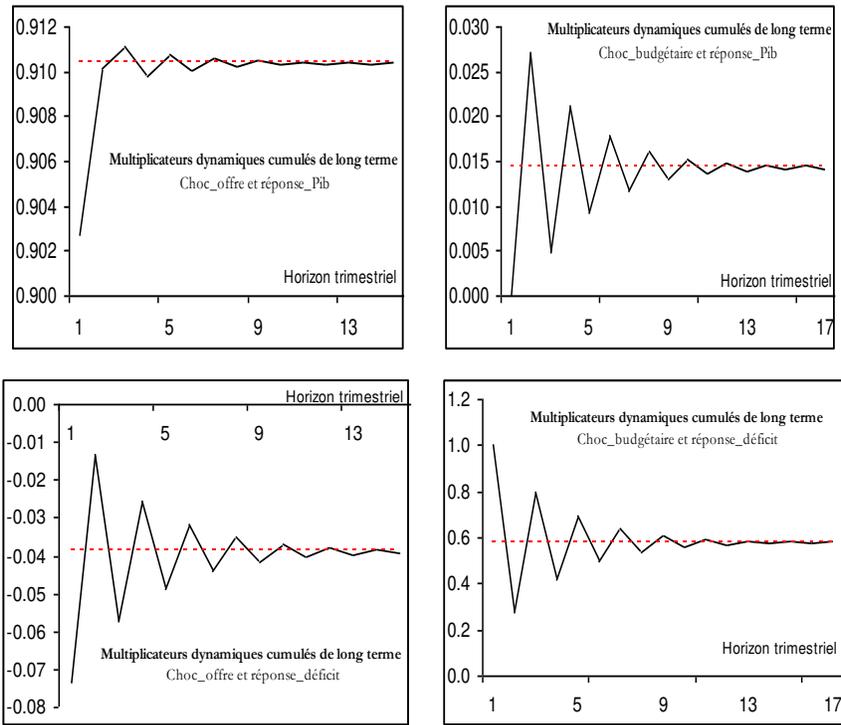
---

<sup>25</sup> La dégradation survenue en 1995 est due surtout aux effets conjugués d'une politique discrétionnaire expansionniste et d'une très mauvaise conjoncture agricole. En effet, la production des céréales n'a même pas dépassée 18 millions de quintaux, alors qu'une campagne agricole moyenne atteint 65 millions de quintaux.

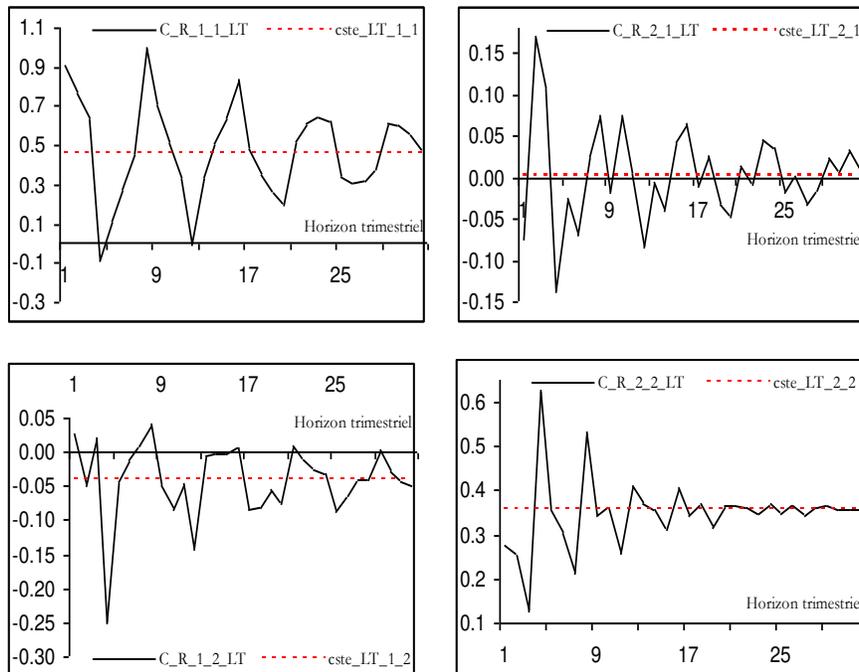
historique du solde budgétaire observé montre que la crise financière comporte une dimension conjoncturelle. Par exemple la crise de 1983, qui a abouti à l'insolvabilité du gouvernement, s'explique par un repli de l'activité économique et par la pression des échéances des dettes extérieures.

Depuis l'année 1985, le gouvernement semble désormais contraint à adopter un comportement de politique budgétaire respectant des règles budgétaires liées aux dépenses et aux recettes publiques. La modélisation SVAR montre que l'autorité budgétaire respecte en tendance une règle budgétaire dans le sens où le solde observé reflète les mesures de stabilisation automatique à la fois de nature permanente et transitoire.

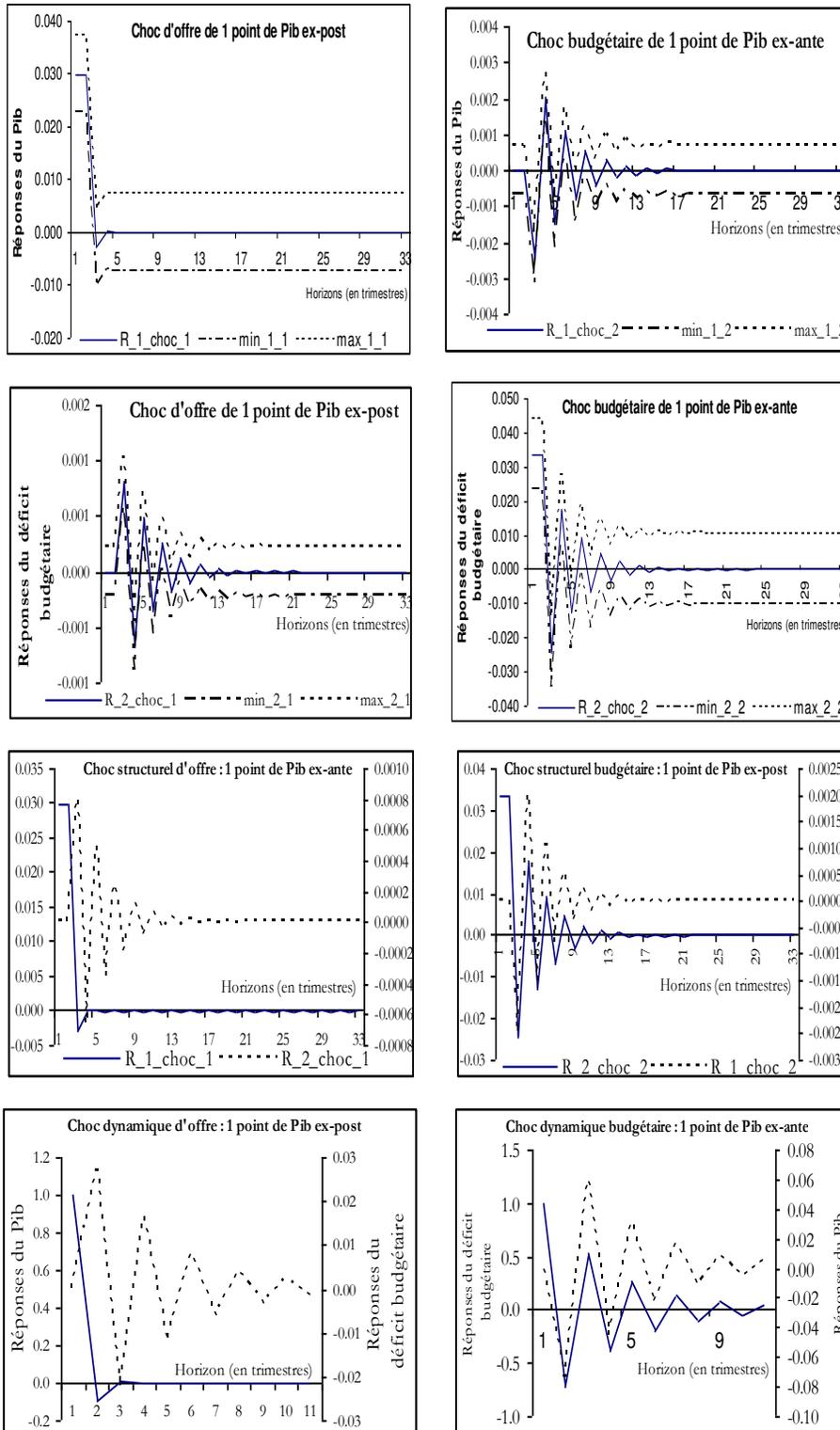
## 7 Annexe A Autres Graphiques



Figures 2 : Multiplicateurs dynamiques cumulés de long terme du VAR(1)



Figures 3 : Multiplicateurs Dynamiques Cumulés de Long Terme du VAR(4)



Figures 4 : Diverses Fonctions de Réponses aux Chocs structurels<sup>26</sup>

<sup>26</sup> Les quatre premières figures décrivent les multiplicateurs dynamiques structurels de la formulation (7.8) (Annexe méthodologique). Elles représentent aussi les intervalles de confiance à plus ou moins un écart-type. Les deux figures qui

## B Annexe Méthodologique

### B.1 Formes fondamentales du VAR

Pour faciliter la lecture du texte notamment au niveau des notations. La forme VAR(p) canonique s'écrit généralement :

$$A(L)X_t = \varepsilon_t \Leftrightarrow X_t = \sum_{j=1}^p A_j X_{t-j} + \varepsilon_t \quad \text{où } A(L) = I - A_1 L - A_2 L^2 - \dots - A_p L^p \quad (7.1)$$

Cette forme sert à réaliser l'estimation des innovations canoniques  $\varepsilon_t$ . Habituellement, les estimateurs employés sont ceux des moindres carrés ordinaires, dont l'application nécessite des variables stationnaires. Deux représentations équivalentes du VAR canonique sont utilisées dans l'analyse économique en terme d'impacts des chocs : MA et VAR structurel.

L'inversion du VAR canonique est une opération importante dans la modélisation VAR, elle permet d'élaborer la forme MA canonique ou structurelle (lorsque les chocs sont transformés par la matrice  $\mathbf{S}$  définie dans la formulation (4.1))<sup>27</sup>. La dynamique stationnaire admet la décomposition de Wold ou encore forme MA( $\infty$ ) canonique, elle s'écrit :

$$X_t = \psi(L)\varepsilon_t \Leftrightarrow X_t = \sum_{h=0}^{\infty} \psi_h \varepsilon_{t-h} \quad \text{où } \psi(L) = I + \psi_1 L + \psi_2 L^2 + \dots \quad (7.2)$$

et celle structurelle s'écrit en utilisant la formulation (4.1):

$$X_t = \psi(L)S u_t = \theta(L)u_t \Leftrightarrow X_t = \sum_{b=0}^{\infty} \theta_b u_{t-b} \quad (7.3)$$

où  $u_t$  correspond au vecteur des aléas structurels supposés non corrélés entre eux.

---

suivent regroupent deux fonctions de réponses pour un type de choc. Les deux dernières figures correspondent aux multiplicateurs dynamiques relatifs au VAR tronquée.

<sup>27</sup> Ces écritures permettent de caractériser les fonctions de réponse du système aux chocs, de réaliser les décompositions historiques des séries et les décompositions de la variance de l'erreur de prévision.

Selon l'usage commun, on suppose que tous les chocs sont nuls avant la date  $b = 0$ , ce qui conduit à ne pas faire apparaître un nombre infini de paramètres, d'où l'écriture SMA suivante (qui considère les résidus du premier point au point  $t$ ) :

$$X_t = \sum_{b=0}^{t-1} \theta_b u_{t-b} \quad (7.4)$$

Cette formulation permet de déduire les multiplicateurs dynamiques structurels et définissant les fonctions de réponse correspondants. Il est aussi possible de déduire des multiplicateurs dynamiques à partir du modèle VAR. En effet en utilisant les formulations (7.1) et (7.2) –qui est déduite en prémultipliant le système (7.1) par  $A^{-1}(L)$ – on peut écrire :

$$A(L)X_t = A(L)\psi(L)\varepsilon_t \Rightarrow A(L)\psi(L) = I \Rightarrow \psi_k = \sum_{b=1}^{\inf(k,p)} A_b \psi_{k-b} \quad (7.5)$$

La deuxième implication découle facilement des équations de récurrence, ce qui permet de rendre fini les termes de la somme des termes de  $\psi_k$  pour la  $k$ -ième récurrence. Ainsi, la formulation (7.5) permet de déduire les multiplicateurs dynamiques réduits eu égard à la forme VAR canonique, qui s'apparente à une forme réduite<sup>28</sup> :

$$X_t = \sum_{b=0}^{t-1} \psi_b \varepsilon_{t-b} \quad (7.6)$$

Les réponses des différentes séries  $X_{it}$  aux différentes innovations  $\varepsilon_{js}$  avec  $s \leq t$  sont caractérisées à partir des multiplicateurs dynamiques  $\psi_{ij,b}$  :

$$\forall b \geq 0 : b \rightarrow \psi_{ij,t-s} = \frac{\partial X_{it}}{\partial \varepsilon_{js}} := \psi_{ij,b} \quad (7.7)$$

De même pour caractériser les réponses du système aux impulsions structurelles  $\omega_{\tilde{j}}$ , il suffit d'évaluer les multiplicateurs dynamiques structurels à partir de la relation suivante :

---

<sup>28</sup> Il est facile de montrer que dans le cas d'un VAR(1) sans constante et avec les conditions d'initialisation standard  $X_0 = 0$  et  $\varepsilon_{\tau} = 0, \tau \leq 0$ :  $\psi_b = A^b$ .

$$\forall b \geq 0 : b \rightarrow \theta_{ij,t-s} = \frac{\partial X_{it}}{\partial u_{js}} := \theta_{ij,b} \quad (7.8)$$

ou encore en utilisant (7.3) à partir de :

$$\theta_{ij,b} = \psi_{ij,b} S \quad (7.9)$$

Chaque élément de la relation (7.7) ou (7.9) exprime la réponse<sup>29</sup> de la variable  $X_{it}$  à une impulsion causale ou choc exogène ou innovation ou erreur de prévision de la variable  $\varepsilon_{js}$  ou  $u_{js}$  dans  $t-s$  périodes auparavant. Les réponses aux impulsions ou les multiplicateurs dynamiques constituent un mode d'analyse de la propagation des impulsions dans le temps.

Une autre représentation du système VAR canonique peut être développée et dont l'importance apparaît dans la phase d'estimation et permet de déduire les fonctions de réponses structurelles. En effet, la dynamique du système peut être caractérisée par le modèle VAR structurel suivant, en prémultipliant la formulation (7.1) par  $\tilde{S}^{-1}$  et en ajoutant  $(I - \tilde{S}^{-1})X_t$  à chaque membre :

$$X_t = \sum_{j=0}^p \tilde{B}_j X_{t-j} + u_t \text{ où } \tilde{B}_0 = I - \tilde{S}^{-1} \text{ et } \tilde{B}_j = \tilde{S}^{-1} A_j \text{ pour } 1 \leq j \leq p \quad (7.10)$$

Ce système VAR structurel correspond à un système à équations simultanées eu égard à la présence de la matrice  $\tilde{B}_0$  dans le membre de droite du système (7.10). Ce système peut être récursif à chaque fois que la matrice  $\tilde{S}^{-1}$  est triangulaire inférieure. Or sans utiliser la factorisation de Choleski -qui impose (Section 4) la récursivité des résidus- les contraintes identifiantes nécessaires selon la théorie économique permettent d'estimer la matrice  $\mathbf{S}$  et par conséquent l'estimation des paramètres de la relation (7.10) est acquise dès que les paramètres des matrices  $A_p$  sont estimés suivis des coefficients de la matrice  $\mathbf{S}$ .

---

<sup>29</sup> Par construction, les effets des différents chocs ne sont pas contaminés par les autres chocs du système. Ceci suppose par exemple que les chocs d'offre et de demande sont à chaque instant non corrélés. Ce qui constitue une hypothèse forte.

Le modèle (7.10) peut s'écrire aussi par :

$$X_t = \tilde{B}_0 X_t + \tilde{B}_1 X_{t-1} + \dots + \tilde{B}_p X_{t-p} + u_t \quad (7.10.1)$$

Il est possible de résoudre ce système en  $X_t$  en le prémultipliant par  $(I - \tilde{B}_0)^{-1} = \tilde{S} = \theta_0$ , ce qui permet d'obtenir :

$$X_t = \tilde{S}\tilde{B}_1 X_{t-1} + \tilde{S}\tilde{B}_2 X_{t-2} + \dots + \tilde{S}\tilde{B}_p X_{t-p} + \tilde{S}u_t \quad (7.10.2)$$

Cette formulation permet de faire apparaître aussi à travers  $\theta_0$  les effets instantanés aux différents chocs et en utilisant la formulation (7.9) pour les autres multiplicateurs dynamiques structurels.

La méthodologie du VAR structurel orthogonalise sur la base de contraintes identifiantes imposées et tirées de la théorie économique ; ces contraintes au nombre de  $m := n(n-1)/2$  tiennent à imposer sur la base d'analyse économique des effets de court et de long terme aux chocs structurels. Dans le cadre de dynamique stationnaire, l'absence d'effet instantané est exprimée par des contraintes de nullité de court terme.

Les contraintes de court terme au nombre de  $m_1$  sont imposés sur les éléments de la matrice  $\mathbf{S}$  ; quant aux contraintes de long terme au nombre  $m - m_1 := m_2$  elles sont imposées

sur les éléments de  $\theta_{\infty,ij} := \sum_{k=1}^n \psi_{\infty,ik} S_{kj}$ . Les contraintes de long terme sont pertinentes lorsque

la dynamique d'une série non stationnaire a une composante persistante. Cette non stationnarité en niveau implique que la série est gouvernée par une tendance stochastique.

Un choc sur la tendance aura un effet persistant sur la série en niveau. Une contrainte de nullité de long terme exprime que certaines impulsions structurelles n'exercent pas d'effet de long terme sur certaines variables du système.

## B.2 Décomposition historique

Cette décomposition est importante, car elle permet d'enrichir l'interprétation des événements historiques, mais elle doit être utilisée avec prudence en identifiant l'ampleur des chocs passés. L'analyse historique consiste à faire une simulation de la dynamique du système pour chacune des séries observées durant la période considérée.

Dans notre cas, la décomposition concerne l'évolution du ratio déficit budgétaire sur Pib et celle du Pib réel. Cette simulation est réalisée en précisant la contribution qui revient à chacun des chocs structurels  $u_t$  à travers ces effets sur la valeur historique de chaque série observée. Ces chocs intègrent en moyenne les événements observés et permettent donc de discerner l'évolution des variables décrites. Ils sont utilisés pour évaluer leur importance relative lors d'un événement historique particulier.

Les effets de long terme, qui servent dans la décomposition historique, sont caractérisés par les multiplicateurs dynamiques de long terme, qui sont déterminés à partir de la forme SMA (7.4). Lorsque les séries présentent des racines unitaires, le modèle VAR canonique est estimé sur la base des variables en différences premières. Dans ce cas, et sans changer les notations précédentes nous posons que  $\Delta Y = X$ , il s'en suit que la réponse de la composante  $Y_{it}$  au choc  $u_{js}$  est égale au cumul des réponses des différences premières. En

effet, sachant que  $Y_{it} := \sum_{b=0}^{t-1} X_{i,t-b} + y_{i,0}$  et en utilisant (7.4) et (7.8) nous déduisons le

résultat suivant :

$$\frac{\partial Y_{it}}{\partial u_{js}} = \sum_{b=0}^{t-1} \frac{\partial X_{i,t-b}}{\partial u_{j,s}} = \sum_{b=0}^{t-1} \frac{\partial \theta_{ij} u_{i,t}}{\partial u_{j,s}} := \sum_{b=0}^{t-s} \theta_{ij,b} \quad (7.11)$$

A partir de cette formulation, il est possible de déterminer la contribution du choc  $j$  à la date  $t$  comme le cumul des effets de ce choc depuis la première date, soit dans notre

application depuis  $t_0 = 1982:2$ . La détermination de la décomposition historique s'opère en prenant la somme de cette contribution et de la composante anticipée<sup>30</sup>  $\tilde{\alpha}_t$  (i.e. les composantes déterministes à la date  $t$ ) de la manière suivante :

$$X_t^{Hist} = \tilde{\alpha}_t \alpha + \sum_{b=0}^{t-t_0} \theta_b u_{t-b} \quad (7.12)$$

qui peut être explicitée comme :

$$\begin{bmatrix} \Delta \ln pib_t^{Hist} \\ \Delta def_t^{Hist} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \tilde{\alpha}_{1t} \\ \tilde{\alpha}_{2t} \end{bmatrix} \alpha + \begin{bmatrix} \sum_{b=0}^{t-t_0} (\theta_{11,b} u_{1,t-b} + \theta_{12,b} u_{2,t-b}) \\ \sum_{b=0}^{t-t_0} (\theta_{21,b} u_{1,t-b} + \theta_{22,b} u_{2,t-b}) \end{bmatrix} \quad (7.13)$$

On en déduit que :

$$\Delta def_t^{Hist} = \left( \tilde{\alpha}_{2t} \alpha + \sum_{b=0}^{t-t_0} \theta_{22,b} u_{2,t-b} \right) + \sum_{b=0}^{t-t_0} \theta_{21,b} u_{1,t-b} \quad (7.14)$$

Ainsi, la contribution du choc structurel d'offre au déficit budgétaire (appelée composante transitoire) est déterminée par le dernier terme de l'équation (7.14) ; celle du choc structurel de la politique budgétaire au déficit budgétaire (appelée composante permanente) est déterminée par le second terme de l'équation. Quant à la composante structurelle relative à la variable  $\Delta def_t$ , elle est définie par les deux termes entre parenthèses.

Lorsque cette composante est stationnaire, elle correspond à une cible VAR.

Comme le modèle est construit en différence première, il faut fixer une valeur de référence à une date donnée soit  $t_0 = 1982:2$  avec une valeur initiale  $def_{t_0-1}^{Hist_0}$  afin d'établir

---

<sup>30</sup> Ce terme anticipé correspond à la projection expliquée de la variable observée au temps  $t$ . Par définition, la composante non choquée est celle où les chocs structurels sont nuls, elle correspond à la partie déterministe du modèle VAR. Alors que les variations non anticipées s'interprètent comme des modifications survenues dans la politique budgétaire (Sims, 1992). Ces modifications se décomposent dans notre système en deux composantes : celle liée à l'évolution du Pib i.e. subie via le Pib et celle liée à l'évolution du déficit budgétaire i.e. suivie via les mesures de politique budgétaires (Formule (7.14)).

les niveaux correspondants. A partir de l'équation (7.14), on peut déduire les différentes valeurs de la décomposition historique du niveau du déficit budgétaire. Ce niveau du solde budgétaire est aussi scindé en deux composantes : la composante permanente et la composante transitoire. La première composante permet de préciser l'orientation de la politique budgétaire i.e. une cible que les autorités se doivent d'atteindre ; alors que la deuxième composante fluctue autour de cette cible<sup>31</sup>.

Cette décomposition permet de construire le graphique relatif à l'orientation de la politique budgétaire. La figure.1a décrit la décomposition du solde budgétaire en moyenne annuelle, alors que la figure.1b exhibe l'orientation trimestrielle de la politique budgétaire.

---

<sup>31</sup> Par exemple en prenant  $t = 1982 : 3$ , la décomposition en niveau du déficit budgétaire en cette date est :

$$def_{82:3}^{Hist} = \left( def_{82:2}^{Hist} + \zeta_{2,82:3} \alpha + \theta_{22,0} u_{2,82:3} + \theta_{22,1} u_{2,82:2} \right) + \theta_{21,0} u_{1,82:3} + \theta_{21,1} u_{1,82:2}$$

le terme entre parenthèse correspond à la cible de la politique budgétaire jusqu'à la date  $t$ . Les autres termes définissent la composante transitoire de ce même déficit.

## Références

- Achiq M., H. Ghassan et Kh. Meslouhi, (1998), Fluctuations conjoncturelles et croissance tendancielle de l'économie marocaine, Cahiers du Groupe de Recherches et d'Etudes en Econométrie, A9801-1, Département de Sciences Economiques, Fès.
- Audenis C. et C. Prost, (2000), Déficit conjoncturel : une prise en compte des conjonctures passées, Publication de INSEE Séries documents de travail, Direction des études et synthèses économiques, G-2000/08, pp. 1-28.
- Bernanke B.S. et I. Mihov, (1998), Measuring monetary policy, Quarterly Journal of Economics, 113(3), pp. 869-902.
- Bernanke B.S., (1986), Alternative explanations of the money-income correlation, Carnegie Rochester Conference Papers, 25, pp. 49-100.
- Blanchard O.J. et R. Perotti, (2002), An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. Quarterly Journal of Economics, 117(4), pp. 1329-1368.
- Blanchard O.J. et R. Perotti, (1999), An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output, WP7269, NBER.
- Blanchard O.J., (1990), Suggestions for a new set of fiscal indicators, WP79, OECD Department of Economics and Statistics.
- Blanchard O.J. et D. Quah, (1989), The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances, American Economic Review, 79(4), pp. 655-673.
- Blanchard O.J. et M. Watson, (1986), Are business cycles all alike? In Gordon R., Edition, The American Business Cycle: Continuity and Change, NBER et University of Chicago Press, pp. 123-156.

- Brüggemann R., H.M. Krolzig et H. Lütkepohl, (2002), Comparison of model selection procedures for VAR processes, Mimeo, Humboldt University, Berlin.
- Bruneau C. et O. De Bandt, (1999), La Modélisation VAR structurel : application à la politique monétaire en France, *Economie et Prévision*, 137(1), pp. 67-94.
- Bruno C., (1999), Les Déficit publics en Europe : suggestions pour un nouvel indicateur de l'orientation de la politique budgétaire, Publication CFCE/IDEI 05, Paris.
- Canton E., (2001), Fiscal policy in a stochastic model of endogenous growth, *Journal of Economic Modelling*, 18, pp. 19-47.
- Engle R.F. et C.W.J. Granger, (1987), Cointegration and error correction: representation, estimation and testing, *Econometrica*, 55, pp. 251-276.
- Gonzalo C., (1994), Five alternative methods of estimating long-run equilibrium relationship, *Journal of Econometrics*, 60, pp. 203-233.
- Gali J., (1992), How well does the IS-LM model fit postwar US data?, *Quarterly Journal of Economics*, May, pp. 709-738.
- Ghassan H., (2003), The Public expenditures and private investment : test of crowding-out effect by bootstrapping, *Journal of Public Administration*, 43(4), pp. 727-754.
- Hendry D.F. et H.M. Krolzig, (2001), Automatic econometric model selection with PcGets, Timberlake Consultants Press, London.
- Johansen S., (1995), Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models, Oxford University Press, Oxford.
- Johansen S., (1988), Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 231-254.
- King R.G., C.I. Plosser, J.H. Stock et M.W. Watson, (1991), Stochastic trends and economic fluctuations, *American Economic Review*, 81, pp. 819-840.

- Krolzig H.M. et D.F. Hendry, (2001), Computer automation of general-to-specific model selection procedures, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 25, pp. 831-866.
- Lütkepohl H., (1991), *Introduction to multiple time series analysis*, Edition Springer-Verlag Berlin Heidelberg.
- Lütkepohl H., (1985), Comparison of criteria for estimating the order of a vector autoregressive process, *Journal of Time Series Analysis*, 6(1), pp. 36-52.
- Naanaa A., (2002), Impact des variables économiques et financières sur le taux d'endettement direct du trésor au Maroc, DPEG Division des études et de l'évaluation des impacts, Rapport technique, Rabat.
- Shapiro M.D. et M.W. Watson, (1988), Sources of business fluctuations, in S. Fisher (éds.), *NBER Macroeconomics Annual*. Cambridge, MIT Press, pp. 111-148.
- Sims C., (1992), Interpreting the macroeconomic time series facts: the effects of monetary policy, *European Economic Review*, 36, pp. 975-1000.
- Sims C., (1980), Macroeconomics and Really, *Econometrica*, 48(1), pp. 153-174.
- White H., (1980), A heteroskedasticity-consistent covariance matrix and a direct test for heteroskedasticity, *Econometrica*, 48, pp. 817-838.