

Politique budgétaire discrétionnaire en France

Jérôme Creel, Paola Veroni, Francesco Saraceno

▶ **To cite this version:**

Jérôme Creel, Paola Veroni, Francesco Saraceno. Politique budgétaire discrétionnaire en France : Les effets à court et à long terme. Revue Economique, 2007, 58 (5), pp.1035 - 1053. 10.3917/reco.585.1035 . hal-03459628

HAL Id: hal-03459628

https://sciencespo.hal.science/hal-03459628

Submitted on 1 Dec 2021

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Politique budgétaire discrétionnaire en France

Les effets à court et à long terme

Jérôme Creel
Paola Monperrus-Veroni
Francesco Saraceno*

Distinguer la part discrétionnaire d'une politique budgétaire n'est pas chose aisée. À partir d'un modèle vectoriel autorégressif et d'une procédure originale d'identification de la part discrétionnaire des dépenses publiques et des recettes fiscales, Blanchard et Perotti [2002, QJE] ont étudié avec beaucoup de rigueur les effets d'une politique budgétaire discrétionnaire sur le PIB américain. En adoptant un modèle de plus long terme, dont les fondements théoriques s'inspirent de la théorie budgétaire du niveau des prix, et en l'appliquant à la France, nous montrons que le multiplicateur budgétaire augmente au cours du temps, de 0,8 à court terme (dans le meilleur des cas) à 2 à long terme. La validité empirique de la théorie budgétaire est aussi discutée.

DISCRETIONARY FISCAL POLICY IN FRANCE

Assessing the discretionary component of a fiscal policy is a difficult task. With a vector autoregressive model of the US economy and thanks to an original identification procedure, Blanchard and Perotti [2002, QJE] were able to estimate thoroughly the impact on GDP of a discretionary shock on public expenditures or tax receipts. Adopting a longer term view with theoretical restrictions to identify the model deriving from the Fiscal theory of the price level, we show that, in France, the fiscal multiplier grows over time, from 0.8 in the short run (in the best case) to 2 in the long run. The empirical validity of the Fiscal theory is also discussed.

Classification *JEL* : C32 ; E60 ; E63 ; H60

1. OFCE, 69, Quai d'Orsay, 75340 Paris Cedex 07.

Nous remercions les participants au congrès de l'AFSE 2005 et au séminaire SIUTE (Lille, mai 2006) pour leurs remarques, en particulier A. Ayong Le Kama, A. Epaulard, G. De Arcangelis, E. Farvaque, H. Kempf et H. Sterdyniak. Une version antérieure de cet article, présentée à la conférence *Fiscal policy* organisée par la Banque d'Italie en avril 2005, a bénéficié des commentaires de J. Cimadomo, P. Heller, D. Knudsen, G. Kopits, S. Momigliano et B. Romhanyi. Nous remercions O. Biau et E. Girard pour avoir fourni leur programme, et F. Charpin pour ses conseils. Trois rapporteurs de la Revue nous ont permis, grâce à leurs commentaires et à leurs remarques, d'améliorer sensiblement cet article. Les auteurs restent seuls responsables des erreurs et omissions éventuelles.

Revue économique - vol. 58, N° 5, septembre 2007, p. 1035-1054

INTRODUCTION

Les controverses, récurrentes dans le débat public, autour des effets de la politique budgétaire sur le PIB, l'inflation, le taux d'intérêt, le taux de change, etc., ont toujours buté sur les méthodes d'identification des impulsions budgétaires. Les effets potentiellement nocifs ou bienfaisants de la politique budgétaire ne peuvent être mesurés qu'après que la politique budgétaire a été corrigée des éléments endogènes à son évolution. Or les indicateurs budgétaires disponibles – soldes primaire, structurel, structurel primaire – sont tous des approximations plus ou moins imparfaites de l'orientation *discrétionnaire* de la politique budgétaire (*cf.* Creel et Sterdyniak [1995]) : le solde primaire dépend de la conjoncture ; le solde structurel, hormis qu'il repose sur la notion controversée de « croissance potentielle », dépend des intérêts sur la dette (qui dépendent de la conjoncture passée, du taux d'intérêt sur la dette et de libéralités budgétaires passées) ; et le solde structurel primaire, calculé comme la somme du déficit structurel et des charges d'intérêt, ne permet pas d'identifier les politiques délibérément mais temporairement contra-cycliques.

Notre contribution vise à tenter de remédier à ces imperfections et à apporter un éclairage empirique nouveau sur les effets macroéconomiques à court mais aussi à long terme de la composante discrétionnaire de la politique budgétaire française, en s'inspirant de la méthodologie développée par Blanchard et Perotti [2002].

En 2002, Blanchard et Perotti ont choisi d'utiliser une méthode vectorielle autorégressive structurelle (SVAR) pour identifier les effets instantanés et discrétionnaires des recettes fiscales et des dépenses publiques sur le PIB américain. Pour ce faire, ils ont à la fois utilisé des informations institutionnelles sur la fiscalité et les dépenses publiques (décalage temporel entre l'assiette fiscale et l'impôt sur le revenu, par exemple), et calculé des réactions instantanées de certains impôts (TVA, cotisations sociales, etc.) ou dépenses (transferts, etc.) à l'activité. Après avoir expurgé des effets instantanés de l'activité les résidus respectifs des recettes fiscales et des dépenses publiques issus de l'estimation d'un VAR canonique, ils ont été en mesure d'identifier les chocs structurels d'impôts et de dépenses. Ces deux chocs s'interprètent alors comme les parts discrétionnaires respectives des deux composantes budgétaires.

En 2002, puis en 2004, Perotti a étendu la méthode à un VAR à cinq variables, incluant le taux d'inflation et le taux d'intérêt, et procédé à des estimations sur cinq pays (États-Unis, Royaume-Uni, Allemagne, Canada et Australie). Excepté aux États-Unis, où Perotti confirme les résultats initiaux trouvés avec Blanchard, les politiques budgétaires n'ont pas ou très peu les effets keynésiens attendus. Plusieurs études récentes ont appliqué cette méthode à d'autres pays : Biau et Girard [2005a, b] à la France, et Giordano *et al.* [2005] à l'Italie. Leurs résultats « keynésiens » confirment ceux de Blanchard et Perotti [2002], mais donnent généralement des multiplicateurs instantanés assez faibles.

Une limite de la méthode de Blanchard et Perotti est sa vision de très court terme de la politique budgétaire. Aucune contrainte de long terme n'est envisagée et l'incidence de la dette publique sur le comportement des autorités budgétaires à moyen et long terme n'est pas étudiée. Les multiplicateurs ne prennent donc pas en compte les effets de plus long terme de la politique budgétaire. Deux situations sont possibles : ou bien l'accumulation de la dette publique évince les

investissements privés, par captation de leur financement, et le multiplicateur de long terme sera inférieur à celui de court terme ; ou bien la dette publique est perçue comme une richesse nette par ceux qui la détiennent, et le multiplicateur de long terme sera plus élevé que celui de court terme.

Pour remédier au caractère de court terme de l'analyse de la politique budgétaire tel qu'il découle de la méthode d'estimation de Blanchard et Perotti [2002], nous procéderons à l'estimation d'un modèle incorporant la dette publique et, afin de réduire quelque peu la taille du modèle, nous « rassemblerons » recettes fiscales et dépenses publiques primaires dans le solde primaire. Le modèle comportera donc cinq variables endogènes : surplus primaire, dette publique, PIB, taux d'inflation et taux d'intérêt. Si pour certaines réactions instantanées entre deux variables, nous pouvons nous en remettre à des informations institutionnelles (la dette publique dépend instantanément du taux d'inflation à hauteur de la part de la dette indexée dans la dette totale), les liens entre choc structurel sur la dette et choc structurel sur le surplus primaire méritent que l'on s'y attarde. La même question s'était posée à Blanchard et Perotti [2002] à propos des relations entre dépenses et recettes : les premières causaient-elles les secondes (schéma dit de *spend and tax*) ou le contraire (schéma dit de *tax and spend*) ? Dans le cas qui nous occupe, nous avons décidé de nous en remettre à la théorie budgétaire du niveau des prix (*cf.* Creel et Sterdyniak [2001] pour une synthèse critique).

Ce choix comporte plusieurs avantages. Tout d'abord, cette « théorie » est avant tout une représentation de l'importance de la dette publique dans la détermination de l'équilibre général d'une économie ; elle postule donc que la dette publique n'est pas neutre à long terme, mais elle n'impose pas le sens des effets de la dette sur les variables macroéconomiques : diverses trajectoires d'équilibre sont possibles. Ensuite, les tests empiriques concernant la validité de cette théorie sont rares, et l'on peut dès lors tenter, dans le cas français, d'apporter une réponse à chacune des deux questions suivantes : le multiplicateur budgétaire augmente-t-il ou diminue-t-il au cours du temps, et la théorie budgétaire est-elle ou non invalidée par les données ?

LE MODÈLE THÉORIQUE

L'originalité de la théorie budgétaire du niveau des prix ne tient pas seulement à l'utilisation de la dette publique dans une perspective macroéconomique – auquel cas elle ne serait pas originale en soi – mais surtout à l'étude précise des interactions stratégiques entre politiques budgétaire et monétaire et à leur incidence sur l'équilibre macroéconomique, à court et à long terme (voir Leeper [1991]).

La théorie budgétaire du niveau des prix (Woodford [1995]) repose fondamentalement sur la transformation de la contrainte budgétaire intertemporelle de l'État en une condition d'équilibre de l'économie ; elle repose donc sur la distinction entre l'équilibre défini *ex ante* et l'équilibre défini *ex post*. Dans le second cas, la contrainte budgétaire est purement et simplement une identité comptable. L'originalité du raisonnement *ex ante* consiste à différencier deux types d'équilibre budgétaire du gouvernement : l'un dans lequel le gouvernement assure lui-même son équilibre intertemporel, en adaptant ses dépenses et

recettes futures afin de stabiliser la dette ; dans ce cas, la contrainte budgétaire intertemporelle de l'État n'impose aucune contrainte supplémentaire aux ménages. Dans le deuxième type d'équilibre en revanche, l'État n'assure pas son équilibre intertemporel. Son comportement impose alors une contrainte supplémentaire aux ménages et devient ainsi une condition d'équilibre du modèle : cette nouvelle contrainte vient modifier le comportement des agents privés qui doivent assurer eux-mêmes l'équilibre intertemporel de l'État. Ce second cas de figure constitue l'élément central de la théorie budgétaire : le niveau général des prix doit effectuer un « saut » pour que la dette publique *réelle* initiale égalise la séquence future des surplus primaires actualisés. En conclusion, si la contrainte budgétaire de l'État est bel et bien satisfaite *ex post*, *ex ante* elle ne l'est pas automatiquement par l'État lui-même quels que soient les niveaux des prix et des taux d'intérêt.

Dans une variante de ce cadre général – le modèle de Leeper [1991] –, le niveau des prix n'est pas déterminé par les marchés mais par la banque centrale, qui interagit avec la politique budgétaire. La théorie budgétaire prévoit ainsi l'existence de deux combinaisons stables possibles des politiques budgétaire et monétaire : politique budgétaire stabilisant la dette publique et politique monétaire luttant contre l'inflation, ou politique budgétaire réagissant peu à la dette et politique monétaire luttant peu contre l'inflation, de façon à laisser les prix libres d'assurer l'équilibre intertemporel.

La théorie budgétaire du niveau des prix est avant tout, on l'aura compris, une théorie de l'équilibre général à prix parfaitement flexibles : le niveau général des prix peut effectuer des « sauts » instantanés afin d'assurer l'équilibre intertemporel des différents agents économiques. Il existe cependant dans la littérature plusieurs traitements de cette théorie dans un cadre à prix visqueux (notamment dans Woodford [1996]), qui permettent de focaliser l'attention sur l'inflation. Sous cette hypothèse, Leith et Wren-Lewis [2000] ont développé une modélisation macroéconomique de la théorie budgétaire du niveau des prix en introduisant des politiques économiques dans le modèle de jeunesse perpétuelle de Blanchard [1985], basé sur un mécanisme de Yaari [1965]. Ils ont ainsi pu étudier les conséquences de diverses règles budgétaires et monétaires sur l'équilibre général. Ils ont alors démontré que les conditions de stabilité de Leeper [1991], obtenues sans rigidité, étaient confirmées en présence de celles-ci[1]. Le modèle de Leith et Wren-Lewis [2000] permet dès lors d'étudier l'efficacité des politiques économiques dans un cadre dynamique complet, incorporant donc l'accumulation de dette publique.

À leur suite, ainsi qu'à celle de Creel et Sterdyniak [2002] qui ont plus particulièrement étudié les conséquences de l'introduction d'anticipations adaptatives sur la pertinence de la théorie budgétaire, nous utilisons un modèle macroéconomique cohérent avec la théorie budgétaire que nous appliquerons ensuite au cas français.

L'équation de demande est usuelle, à ceci près qu'elle inclut un effet de richesse positif lié à la détention par les ménages de titres de la dette publique (toutes les variables sont exprimées en termes réels) :

$$y = cy_{-1} - \delta r + \varphi b + t - s \qquad (1)$$

1. Les rigidités ont été introduites au travers d'un mécanisme de modification des prix à la Calvo [1983].

où y est le PIB, r le taux d'intérêt, b la dette publique, t les recettes fiscales et s le surplus public primaire (les dépenses publiques g sont telles que : $g = t - s$). L'indice « – 1 » indique une variable retardée d'une période. Les paramètres c, δ et φ sont positifs. E est l'opérateur d'anticipations.

L'offre agrégée relie l'inflation à l'écart entre le PIB et le PIB potentiel, y^*, soit une courbe d'offre dite « à la Lucas » :

$$\pi = E_{+1}\pi + \nu(y - y^*). \tag{2}$$

L'équation d'accumulation de la dette publique est :

$$b = b_{-1}(1 + r) - s. \tag{3}$$

Les deux équations suivantes précisent les règles poursuivies respectivement par le gouvernement et la banque centrale :

$$s = s^* + h(b - b^*) \tag{4}$$

$$r = r^* + \mu(\pi - \pi^*) + \theta(y - y^*). \tag{5}$$

L'équation établit que le gouvernement réagit aux déviations de la dette publique par rapport à son niveau d'équilibre stationnaire en modifiant les impôts, tandis que l'équation (5) est une « règle de Taylor » usuelle pour des valeurs de paramètres μ et θ positives.

Le modèle peut être résolu de façon standard (pour la solution d'un modèle similaire, *cf.* Creel et Sterdyniak [2002]). Nous pouvons le réécrire en termes de déviation de la dette et de l'inflation par rapport à l'état stationnaire :

$$\begin{bmatrix} db' \\ d\pi' \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 + r^* - h + \dfrac{\theta b^*(\varphi - h)}{1 + \delta\theta} & \dfrac{b^*\mu}{1 + \delta\theta} \\ \dfrac{\nu(\varphi - h)}{1 + \delta\theta} & -\dfrac{\delta\mu\nu}{1 + \delta\theta} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b' \\ \pi' \end{bmatrix} = \mathbf{A} \begin{bmatrix} b' \\ \pi' \end{bmatrix},$$

où l'apostrophe indique une déviation par rapport à l'équilibre et dx est la dérivée de la variable x par rapport au temps. En anticipations rationnelles, le système est stable si $\det \mathbf{A} < 0$.

On peut montrer qu'en anticipations rationnelles (c'est-à-dire, si $\nu < 0$, de façon à obtenir une courbe de Phillips augmentée des anticipations), la résolution du modèle diffère selon les valeurs respectives des paramètres h et μ ; en effet, le système est stable si :

$$\mu > 0 \quad et \quad h > \frac{\delta(1 + r^*) + b^*\varphi}{\delta + b^*}$$

ou

$$\mu < 0 \quad \text{et} \quad h < \frac{\delta(1 + r^*) + b^*\varphi}{\delta + b^*}.$$

Si μ et h sont tous deux élevés, la première combinaison stable des politiques budgétaire et monétaire s'applique et la solvabilité de l'État est assurée par le gouvernement.

Si les deux paramètres sont faibles, la solvabilité de l'État est assurée par la variation des prix : une politique budgétaire perpétuellement expansionniste accroîtra la demande *via* l'effet de richesse lié à la dette, ce qui provoquera une hausse de l'inflation qui viendra déflater la valeur de la dette publique.

En dehors de ces deux configurations, l'économie entre dans une dynamique instable. Supposons, par exemple, que le gouvernement assure sa solvabilité mais que la banque centrale dispose d'une aversion faible vis-à-vis de l'inflation (c'est-à-dire $\mu < 0$). Dans ce cas de figure, l'économie subirait une boucle inflationniste infinie : la hausse de l'inflation réduirait la valeur réelle de la dette, ce qui induirait une politique budgétaire expansionniste aux effets inflationnistes, *via* la demande. Dans le cas symétrique, l'économie subirait une dérive perpétuelle de la dette publique : sa hausse, par ses effets inflationnistes *via* l'effet de richesse, engendrerait une hausse du taux d'intérêt réel qui, à son tour, augmenterait la dette publique.

LA SPÉCIFICATION DU MODÈLE

Le modèle empirique débute avec un VAR canonique à cinq variables comprenant, dans l'ordre, le surplus primaire, la dette publique nette (tout deux exprimés en pourcentage du PIB), le taux de croissance du PIB, le taux d'inflation (défini à partir de l'indice des prix à la consommation) et le taux d'intérêt réel de court terme (défini *ex post*) ; avec $\mathbf{Y}_t = \left[s_t, b_t, y_t, \pi_t, r_t\right]'$ comme vecteur des variables endogènes, le modèle s'écrit :

$$\mathbf{A}(\mathrm{L})\mathbf{Y}_t = \mu\mathbf{X}_t + \boldsymbol{u}_t \qquad (6)$$

où $\mathbf{X}_t$ est le vecteur des variables exogènes comprenant le taux d'intérêt *réel* allemand avant 1999, le taux d'intérêt *réel* moyen en Europe après 1999 et une variable muette « post-Maastricht », et $\boldsymbol{u}$ est le vecteur des résidus canoniques de l'estimation. Ces variables exogènes corrigent l'évolution du taux d'intérêt réel français de certaines influences extérieures, notamment de celle du taux d'intérêt allemand lorsque le franc français participait au système monétaire européen.

Les données sont trimestrielles et désaisonnalisées ; elles vont de 1978:1 à 2003:4. Le taux d'intérêt et le taux d'inflation proviennent de DATASTREAM tandis que les autres données sont de source INSEE[1]. Les données trimestrielles pour la dette ont été obtenues en ajoutant à la dette annuelle fin 1977 : de 1978 à 1994, les observations trimestrielles du besoin de financement des administrations publiques (APU) ; et de 1995 à 2003, les observations trimestrielles du solde des encours passifs et actifs des APU, auxquelles ont été ajoutés les revalorisations et les changements de volume. La différence entre les séries annuelles authentiques et les séries artificielles a été interpolée en fréquence trimestrielle et répartie pour obtenir l'équivalence *annuelle* entre les séries artificielles et les séries de la comptabilité nationale.

L'utilisation de données de dette publique, plutôt que de celles relatives au passif consolidé de l'État et de la banque centrale conformément à la présentation de la théorie budgétaire en équilibre général (*cf.* section précédente et Walsh [2003]), fait suite aux trois arguments avancés par Creel et Le Bihan [2006]. Tout d'abord, les tests empiriques de la théorie budgétaire requièrent de tester de quelle façon la contrainte budgétaire intertemporelle de l'État est satisfaite, ce qui les rapproche (sans les confondre) des tests de soutenabilité budgétaire à la

1. Pour plus de détails, voir Creel, Monperrus-Veroni et Saraceno [2005].

Hamilton et Flavin [1986]. Ces derniers défendent l'idée selon laquelle la dette nette excluant la base monétaire doit être privilégiée dans ce contexte. Ensuite, un élément central de la théorie budgétaire est d'expliciter le fonctionnement stable d'une économie sans monnaie (Woodford [1997], Christiano et Fitzgerald [2000]), donc sans base monétaire : ce faisant, les conclusions tirées de cette théorie sont distinctes de celles de la théorie quantitative de la monnaie. Enfin, la consolidation des passifs de l'État et de la banque centrale est incohérente avec l'indépendance de cette dernière. Si celle-ci prend effet uniquement en fin de période (la loi modifiant le statut de la Banque de France est datée du 4 août 1993), l'influence du SME sur la poursuite de la politique monétaire française (dont nous rendons compte dans le VAR en introduisant des variables exogènes, *cf. supra*) rend nécessaire de distinguer la dette publique *stricto sensu* du passif consolidé de l'État et de la banque centrale.

Un test de vraisemblance séquentiel, à partir d'un maximum de 8 trimestres, donne un nombre optimal de retards égal à 5, comme Biau et Girard [2005a,b]. Il faut noter que le VAR n'est pas exprimé en différence pour toutes les variables, bien que certaines d'entre elles soient non stationnaires (dette sur PIB, taux d'inflation et d'intérêt). Ce choix est cohérent avec les prescriptions de Sims, Stock et Watson [1990]. Ceux-ci démontrent que les fonctions de réponse aux chocs statistiquement significatives ne sont pas modifiées par l'utilisation de données non stationnaires.

D'un point de vue économique, les résidus canoniques obtenus après l'estimation du modèle (6) n'ont pas de signification précise. Ils constituent la partie non prévisible des variables endogènes, étant donné l'information contenue dans leurs réalisations passées. Ils sont fonction de trois types de chocs : des réponses automatiques et instantanées (telles que les stabilisateurs automatiques) ainsi que des réponses systématiques et instantanées à une variation dans une des variables endogènes, et, enfin, des chocs structurels. Ces derniers sont indépendants entre eux et indépendants de l'environnement économique passé. Pour isoler les effets d'un choc structurel, il faut identifier les résidus structurels du VAR ; ceux-ci s'obtiennent en éliminant du résidu canonique de chaque variable endogène les effets, automatiques ou systématiques, des autres variables endogènes. Aussi les résidus structurels du surplus primaire et de la dette publique s'interpréteront-ils comme des chocs discrétionnaires, dont les effets sur les autres variables peuvent être étudiés à partir des fonctions de réponse.

La phase d'identification consiste à exprimer le vecteur des résidus canoniques comme une combinaison linéaire des chocs structurels contenus dans le vecteur ε, selon :

$$\boldsymbol{u}_t = \mathbf{P}\varepsilon_t. \tag{7}$$

On peut réécrire cette égalité sous la forme :

$$\mathbf{M}_1 \boldsymbol{u}_t = \mathbf{M}_2 \varepsilon_t \tag{8}$$

avec $\mathbf{P} = \mathbf{M}_1^{-1}\mathbf{M}_2$.

La procédure d'identification consiste à imposer des contraintes sur les éléments des deux matrices $\mathbf{M}_1$ et $\mathbf{M}_2$. Cette écriture permet de distinguer les différentes contraintes posées sur la matrice $\mathbf{P}$: les contraintes d'orthogonalité traduisent l'indépendance des chocs structurels dans la matrice $\mathbf{M}_2$ et les contraintes économiques imposées aux réponses automatiques et systématiques constituent les éléments de la matrice $\mathbf{M}_1$.

Le système de passage des résidus canoniques aux chocs structurels s'écrit, en omettant les indices de temps :

$$
\begin{aligned}
u_s &= \alpha_{sb}u_b + \alpha_{sy}u_y + \alpha_{s\pi}u_\pi + \alpha_{sr}u_r + \beta_{sb}e_b + e_s \\
u_b &= \alpha_{bs}u_s + \alpha_{by}u_y + \alpha_{b\pi}u_\pi + \alpha_{br}u_r + \beta_{bs}e_s + e_b \\
u_y &= \gamma_{ys}u_s + \gamma_{yb}u_b + \gamma_{y\pi}u_\pi + \gamma_{yr}u_r + e_y \\
u_\pi &= \gamma_{\pi s}u_s + \gamma_{\pi b}u_b + \gamma_{\pi y}u_y + \gamma_{\pi r}u_r + e_\pi \\
u_r &= \gamma_{rs}u_s + \gamma_{rb}u_b + \gamma_{ry}u_y + \gamma_{r\pi}u_\pi + e_r .
\end{aligned}
\tag{9}
$$

Dans les équations des résidus canoniques, les paramètres α et γ évaluent l'influence des réponses automatiques et systématiques instantanées aux chocs sur les variables endogènes, les premiers étant basés sur des informations institutionnelles. Les paramètres β évaluent l'influence des réponses systématiques et instantanées des variables de politique budgétaire aux chocs structurels sur ces mêmes variables.

Comme dans Blanchard et Perotti [2002], la procédure d'identification se déroule en quatre temps. En premier lieu, on fixe les éléments diagonaux des matrices $\mathbf{M_1}$ et $\mathbf{M_2}$ à 1 afin de normaliser le vecteur ε_t. En deuxième lieu, on fixe de façon exogène certains éléments du système d'équations (9) en usant d'arguments institutionnels ou économiques. Pour les α, on suppose que dans certains cas, une innovation n'influe pas sur une autre à l'intérieur du même trimestre : on fixe alors le coefficient à 0. À l'inverse, lorsqu'une innovation influe sur une autre à l'intérieur du trimestre, on quantifie cet effet : nous avons ainsi calculé certaines élasticités instantanées entre deux innovations sur la base d'informations institutionnelles (la sensibilité de la base imposable à l'activité, qui diffère selon que l'on étudie la TVA ou l'impôt sur les sociétés, par exemple). On attribue alors la valeur de cette élasticité instantanée au coefficient α adéquat. Les élasticités α nous permettent donc de réécrire les équations des résidus canoniques comme des équations de résidus canoniques corrigés du cycle et des effets automatiques instantanés des innovations des autres variables. Les résidus canoniques ainsi corrigés dépendent donc uniquement des chocs structurels. En troisième lieu, après avoir explicité les relations entre variables de finances publiques (dépenses et recettes dans le cas de Blanchard et Perotti [2002], surplus primaire et dette dans le cas présent), on fixe à zéro la valeur d'un paramètre β pour identifier le premier choc structurel, puis on estime le second β pour identifier le deuxième choc structurel. L'orthogonalité de ces derniers permet d'estimer les γ par des régressions à variables instrumentales où les chocs structurels sont utilisés comme instruments. Conformément au modèle théorique sous-jacent, certains paramètres γ ne sont pas estimés mais fixés à zéro.

Le modèle est identifié par les $n + n(n-1)/2$ contraintes d'orthonormalité (les β et les éléments diagonaux des deux matrices) et par les $n(n-1)/2$ contraintes économiques (les α et les γ), où n est la dimension du VAR.

La fixation de ces éléments dans la procédure d'identification permet d'expliciter les liens entre le modèle théorique et la forme structurelle du système (9). Le modèle (9) correspond en effet au modèle théorique (équations 1 à 5), après que certains paramètres ont été fixés à zéro, mais augmenté de l'introduction de trois informations institutionnelles qui nous situent dans la veine de Blanchard et Perotti [2002].

Le surplus primaire est supposé pouvoir réagir instantanément aux innovations sur le PIB ; ceci témoigne de l'existence de stabilisateurs automatiques (terme α_{sy} dans le système (9)) et ajoute une dynamique de court terme au modèle théorique de long terme présenté plus haut. En deuxième lieu, une partie de la dette publique est indexée sur le taux d'inflation ; aussi la dette réagit-elle instantanément aux innovations sur le taux d'inflation (terme $\alpha_{b\pi}$). En dernier lieu, on doit interpréter l'élasticité α_{sb} comme la réaction *automatique* du surplus primaire à la dette. Supposons qu'un État ait un objectif exprimé en terme de déficit public total, du type de celui auquel sont soumis les pays de la zone euro. Si la dette publique augmente sous l'effet d'une hausse des taux longs, les charges d'intérêt augmentent elles aussi. Le déficit primaire, *i.e.* le déficit hors charges d'intérêt, n'est pas directement affecté par cette évolution mais il l'est indirectement : la hausse des charges d'intérêt vient augmenter le déficit total, au-delà de l'objectif fixé, et les autorités contraintes par cet objectif doivent *automatiquement* réduire le déficit primaire. *In fine*, la dette a bel et bien une influence théorique sur le surplus primaire. Aussi, plutôt que d'imposer la nullité de α_{sb}, nous estimons sa valeur.

La fixation des valeurs des autres $\alpha\left(\alpha_{s\pi} = \alpha_{sr} = \alpha_{bs} = \alpha_{by} = 0\right)$ est facilitée par l'utilisation de données trimestrielles. En effet, il est tout à fait improbable que les décisions de politique économique répondent à un choc sur le taux d'inflation ou d'intérêt dans le trimestre ; de même, la dette ne réagit pas automatiquement et instantanément au surplus primaire ou au PIB.

L'identification du coefficient β repose sur la théorie budgétaire du niveau des prix. Ce schéma d'identification est le seul permettant d'envisager un canal de transmission de la dette publique vers l'inflation même si la demande de monnaie est instable, ce qui est désormais un fait généralement admis. Les schémas d'identification alternatifs, sur la base des modèles de Sargent et Wallace [1981] ou d'Aiyagari et Gertler [1985], requièrent pour leur part que la demande de monnaie soit stable. Ils intègrent donc une contrainte supplémentaire, dont le réalisme est mis en doute.

La procédure d'identification implique que le sens de la causalité entre les chocs structurels sur le surplus et sur la dette va du premier au second, conformément à l'approche de Canzoneri, Cumby et Diba [2001] sur la théorie budgétaire, soit ici : $\beta_{sb} = 0$. Compte tenu de cette approche, la procédure d'identification fait peser l'ensemble des liens entre la dette publique nette et le niveau général des prix sur les liens instantanés entre cette dette et le solde primaire. L'impact de la dette sur le taux d'inflation passe par l'effet de richesse incorporé dans l'équation de PIB : $\gamma_{\pi y}$ est testé tandis que $\gamma_{\pi b}$ est fixé à zéro.

Au final, le modèle (9) se réécrit :

$$\begin{aligned} u_s &= \alpha_{sb} u_b + \alpha_{sy} u_y + e_s \\ u_b &= \alpha_{b\pi} u_\pi + \alpha_{br} u_r + \beta_{bs} e_s + e_b \\ u_y &= \gamma_{ys} u_s + \gamma_{yb} u_b + e_y \\ u_\pi &= \gamma_{\pi y} u_y + e_\pi \\ u_r &= \gamma_{ry} u_y + \gamma_{r\pi} u_\pi + e_r . \end{aligned} \tag{10}$$

La première équation du modèle (10) montre qu'un mouvement inattendu du solde primaire est dû à la réponse automatique et instantanée à un mouvement

inattendu de l'activité et de la dette et à un choc structurel sur le solde public. Avec les valeurs des élasticités α_{sy} et α_{sb}, le résidu structurel du surplus primaire est identifié comme un indicateur de solde structurel primaire, part véritablement autonome du déficit public (*cf.* Creel et Sterdyniak [1995]), selon :

$$u_{s,cc} = u_s - \left(\alpha_{sb} u_b + \alpha_{sy} u_y\right) = e_s. \tag{11}$$

La deuxième équation du modèle (10) admet que les mouvements inattendus du taux d'inflation et du taux d'intérêt ont un effet instantané sur la dette, de même que les chocs de politique budgétaire. Elle se réécrit :

$$u_{b,cc} = u_b - \left(\alpha_{b\pi} u_\pi + \alpha_{br} u_r\right) = \beta_{bs} e_s + e_b. \tag{12}$$

À partir de la valeur connue du résidu structurel du surplus primaire, le paramètre β_{bs} peut être estimé par moindres carrés ordinaires (MCO) et il est possible d'isoler e_b, le résidu structurel de la dette publique.

L'orthogonalité des résidus structurels de surplus primaire et de dette publique permet leur utilisation en tant que variables instrumentales de u_s et u_b pour estimer et identifier γ_{ys}, γ_{yb} et e_y dans l'équation du résidu canonique du PIB. En réitérant la procédure de détermination du choc structurel et en utilisant celui-ci comme instrument dans l'équation suivante, on identifie les derniers chocs structurels, e_π et e_r, et on estime les derniers coefficients γ de la matrice $\mathbf{M_1}$.

L'absence de lien entre les innovations des taux d'intérêt et du PIB dans la troisième équation du modèle (10) signifie que les délais de diffusion des mouvements de taux d'intérêt à l'activité sont supérieurs au trimestre $\left(\gamma_{yr} = 0\right)$ et que seuls les mouvements inattendus des variables budgétaires ont un effet instantané sur l'activité. Dans la quatrième équation du modèle (10) seul un mouvement inattendu de l'activité influence instantanément le taux d'inflation. Enfin, une innovation inattendue du taux d'inflation contribue à l'évolution du taux d'intérêt réel dans le même trimestre selon la cinquième équation du modèle (10).

Les matrices $\mathbf{M_1}$ et $\mathbf{M_2}$ s'écrivent donc :

$$\mathbf{M}_1 = \begin{pmatrix} 1 & -\alpha_{sb} & -\alpha_{sy} & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & -\alpha_{b\pi} & -\alpha_{br} \\ -\gamma_{ys} & -\gamma_{yb} & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -\gamma_{\pi y} & 1 & 0 \\ 0 & 0 & -\gamma_{ry} & -\gamma_{r\pi} & 1 \end{pmatrix}; \quad \mathbf{M}_2 = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{bs} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}.$$

Les élasticités du ratio dette publique/PIB vis-à-vis, respectivement, du taux d'intérêt et du taux d'inflation résultent d'estimations par MCO après que chaque variable a été exprimée en différence première.

Pour le calcul des élasticités du surplus primaire, et afin d'éviter que les élasticités atteignent des valeurs infinies lorsque le surplus est proche de zéro, nous avons séparé dépenses primaires et recettes, puis procédé aux calculs des élasticités de chaque élément par rapport au PIB et à la dette, respectivement, et enfin rassemblé en les pondérant l'élasticité des recettes et l'opposé de l'élasticité des dépenses par rapport à chaque variable afin d'obtenir l'élasticité du surplus correspondante.

Les valeurs des élasticités sont les suivantes :

$$\alpha_{sy} = 0{,}1 \; ; \quad \alpha_{br} = 0{,}2 \; ; \quad \alpha_{b\pi} = -\,0{,}7 \; ; \quad \text{et} \quad \alpha_{sb} = -\,6{,}5 \cdot 10^{-5}.$$

Le coefficient α_{sy} correspond à l'élasticité du surplus primaire sur PIB par rapport au PIB et sa valeur ne doit pas être confondue avec celle, généralement plus élevée, du surplus par rapport au PIB[1]. L'élasticité faible de la dette par rapport au taux d'intérêt (sur le trimestre) est cohérente avec la structure de la dette publique française, dont 80 % est émise à taux fixe. De même, la forte élasticité de la dette par rapport au taux d'inflation est cohérente avec le fait que 95 % de cette dette n'est pas indexée. Quant à l'élasticité instantanée du surplus vis-à-vis de la dette, elle est quasi-nulle : la dette publique n'a donc aucun effet instantané sur le surplus primaire, qu'il soit automatique ou discrétionnaire.

RÉSULTATS

Les réponses des variables endogènes à un choc discrétionnaire ou autonome sur le surplus primaire sont présentées dans la figure 1. La réponse du seul PIB à ce choc est présentée dans la figure 2. Le choc correspond à une augmentation temporaire d'un point de PIB du surplus. Comme dans Perotti [2004] et à la suite de Stock et Watson [2001], les intervalles de confiance (de plus ou moins un écart type) autour des fonctions de réponse ont été calculés par une procédure de *bootstrap* avec 500 tirages.

Quatre résultats découlent de ces fonctions de réponse.

En premier lieu, les effets de court terme sur le PIB sont ambigus. On trouve que la politique budgétaire a des effets keynésiens : trois trimestres après que le choc a eu lieu, on assiste en effet à une baisse significative du PIB après que le surplus primaire a augmenté. Cette conclusion keynésienne ne s'écarte pas de celle avancée pour les États-Unis par Blanchard et Perotti [2002] ou pour la France par Biau et Girard [2005a, b]. Selon ces derniers, une hausse des dépenses publiques aurait un effet multiplicateur instantané de l'ordre de 1,4 tandis qu'une baisse des impôts n'aurait pratiquement aucun effet. À la demande de Giordano *et al.* [2005, p. 562-563], Biau et Girard ont en outre recalculé le multiplicateur cumulé des dépenses budgétaires à l'horizon d'un an : celui-ci serait de 1,9. Selon nos estimations, sans distinguer recettes et dépenses, et donc en quelque sorte « en moyenne », une augmentation du surplus primaire d'un point de PIB sur un trimestre provoquerait au bout de trois trimestres une baisse du PIB de l'ordre de 0,2 % en rythme annuel. À partir d'un PIB annuel de 1 700 milliards d'euros, le choc budgétaire trimestriel correspond à une impulsion négative de 4,25 milliards d'euros, qui réduit le PIB de 3,4 milliards d'euros au bout de trois trimestres, soit un multiplicateur budgétaire positif de 0,8 à court terme. Cependant, le choc budgétaire a tout d'abord un effet positif sur le PIB : après un trimestre, le PIB augmente de 5,1 milliards d'euros, soit un multiplicateur négatif de 1,2.

1. Voir Girouard et André [2005], par exemple.

Figure 1. *Fonctions de réponse au choc structurel de surplus primaire*

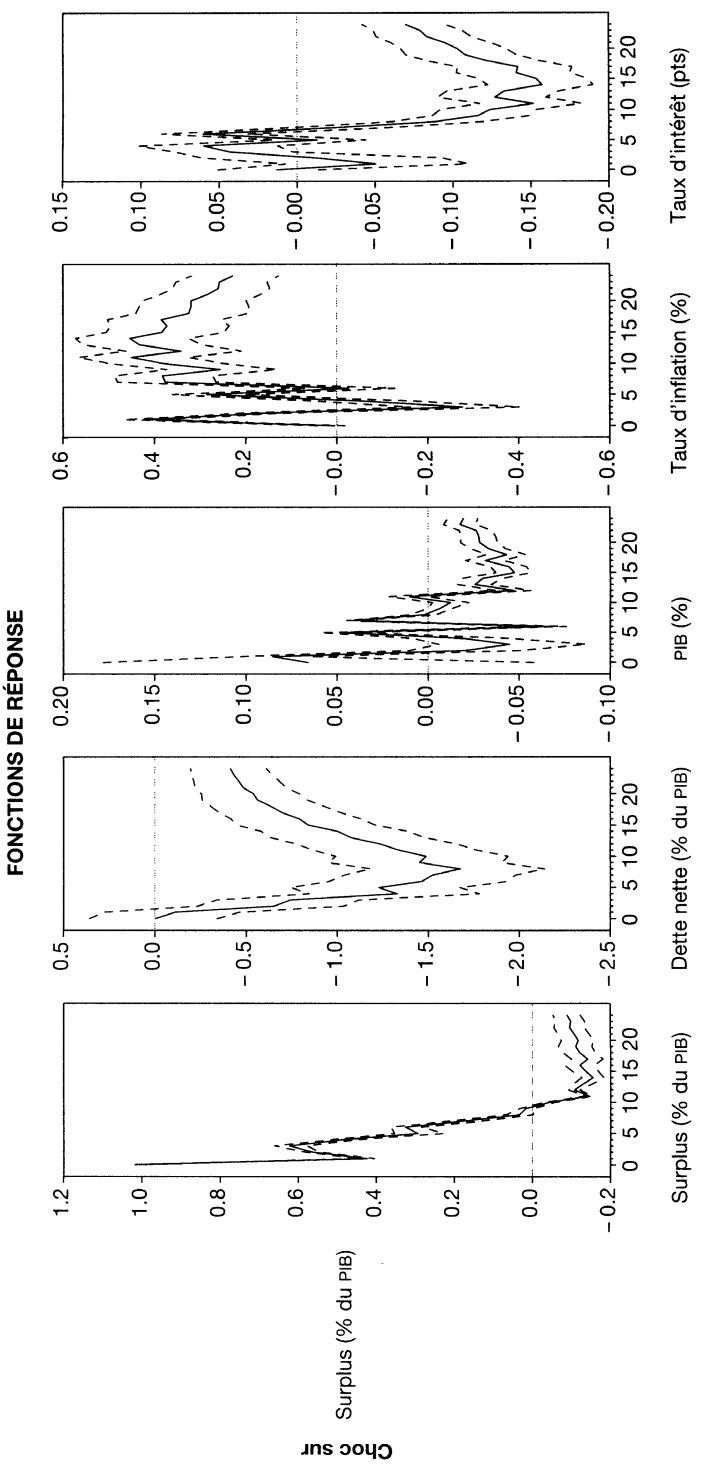
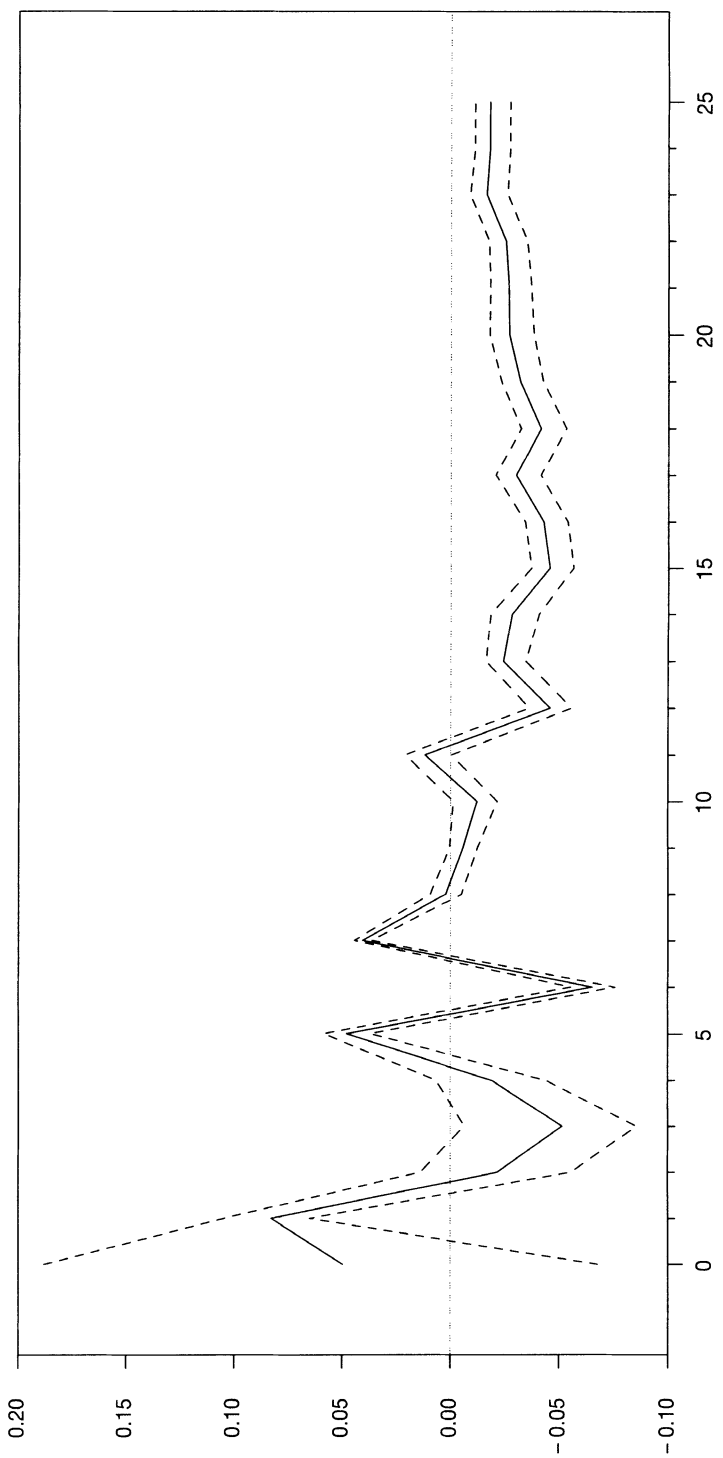


Figure 2. *Fonction de réponse du PIB au choc structurel de surplus primaire* (en %)



On peut avancer deux explications à ce résultat ambigu à court terme. Tout d'abord, l'évolution du surplus primaire après le choc connaît de grandes amplitudes : un trimestre après que le choc a eu lieu, le surplus primaire *baisse* de 0,6 point de PIB par rapport à sa valeur immédiatement après le choc ; or on assiste concomitamment à une hausse du PIB. Ensuite, comme les commentaires qui suivent vont le révéler, l'effet de richesse permettrait d'expliquer l'évolution du PIB après le choc de surplus. Or, cet effet de richesse ne joue que progressivement, suivant en cela la progression de la dette publique. Il n'est dès lors pas surprenant que les effets du choc à court terme soient équivoques[1].

Le deuxième résultat important découlant des effets d'un choc structurel de surplus primaire a effectivement trait à l'effet de richesse. Le modèle adopté permet d'étudier les effets à long terme d'un choc discrétionnaire de politique budgétaire. Ce choc provoque une baisse statistiquement significative, substantielle et persistante de la dette publique qui viendrait peser, *via* l'effet de richesse, sur la consommation des ménages et sur le PIB : après deux années, la dette publique s'est réduite de 1,5 point de PIB. L'effet de richesse expliquerait donc la persistance de la baisse du PIB et l'augmentation concomitante du multiplicateur budgétaire : après dix années, la baisse cumulée du PIB en rythme annuel s'établit à 0,5 % et le multiplicateur budgétaire est égal à 2 à long terme.

La différence entre les multiplicateurs de court et de long terme est fondamentale. Elle nous permet d'affirmer que les politiques budgétaires sont longues à produire leurs pleins effets et que des revirements trop fréquents des impulsions budgétaires empêchent la réalisation de ces effets.

En troisième lieu, le choc budgétaire provoque, à court terme, une hausse du taux d'intérêt réel suivie, à long terme, d'une baisse de ce taux. Cette dernière viendrait alimenter la baisse de la dette publique. Les interactions stratégiques entre politiques budgétaire et monétaire auraient donc tendance à évoluer au cours du temps. La complémentarité stratégique à court terme ferait place à plus long terme à une substituabilité stratégique : le choc budgétaire restrictif est initialement suivi d'une politique monétaire elle aussi restrictive, puis on assiste à un assouplissement de cette politique.

Comme nous l'avons indiqué dans la partie méthodologique, la procédure d'identification du VAR structurel s'inspire de la théorie budgétaire du niveau des prix. Cette identification a ceci de particulier qu'elle n'impose pas seulement une valeur nulle à certains coefficients ($\beta_{sb} = 0$, par exemple) ; elle impose aussi que certains coefficients soient calculés ou estimés. Tel a été le cas notamment des coefficients α_{sb} et $\gamma_{r\pi}$ dont dépend la stabilité du modèle macroéconomique sous-jacent *(cf. supra)*. Aussi, la théorie budgétaire sert-elle de cadre général permettant d'introduire dans l'analyse empirique la question de l'endettement public, sans pour autant nous contraindre exagérément dans la procédure d'identification puisque existent deux configurations opposées des politiques économiques, dont une seule est compatible avec elle. *In fine*, la valeur de l'élasticité α_{sb} – elle est nulle –, associée à $\beta_{sb} = 0$, ne suffit pas à valider la théorie budgétaire du niveau des prix : il reste à vérifier que le comportement des autorités monétaires participe bel et bien de la stabilité macroéconomique.

1. Ce résultat de courte période rejoint ceux obtenus sur données françaises par Bruneau et de Bandt [1999], à partir d'un VAR structurel incluant des contraintes identifiantes à la Blanchard et Quah [1989], ou par Hénin et N'Diaye [2001], à partir d'un VAR à changements de régime markoviens. Aucun de ces articles n'incorpore la dette publique parmi les variables endogènes.

Les interactions stratégiques entre politique budgétaire et monétaire nous amènent donc à envisager la question de la validité de cette théorie en France. Canzoneri, Cumby et Diba [2001] ont montré qu'un choc positif sur le surplus primaire aux États-Unis y provoquait immédiatement une baisse de la dette publique sur PIB[1] ; ils interprétaient ce résultat comme une preuve de l'invalidité de la théorie budgétaire aux États-Unis. Sur la figure 1, il apparaît que l'évolution de la dette française après le choc budgétaire est comparable à celle obtenue par Canzoneri, Cumby et Diba [2001]. Pour autant, l'invalidité de la théorie budgétaire ne va pas de soi. La prise en compte de la réaction du taux d'intérêt réel au choc budgétaire jette un doute sur la conclusion à apporter : la hausse du taux d'intérêt réel à court terme après le choc budgétaire restrictif va de pair avec une baisse des prix statistiquement significative, qui n'est pas sans rappeler la théorie budgétaire. À plus long terme, alors que le surplus primaire passe en dessous de son état initial (la politique budgétaire devient donc légèrement expansionniste), le taux d'intérêt réel diminue fortement (jusqu'à 200 points de base cumulés après cinq ans) et le taux d'inflation augmente, ce qui correspond à la conclusion de la théorie budgétaire. À long terme, cependant, l'économie revient à son équilibre initial : après le choc positif temporaire sur le surplus primaire auquel, selon la théorie budgétaire, devrait correspondre une baisse des prix, seul le niveau général des prix a augmenté.

ROBUSTESSE ET COHÉRENCE

Deux tests de robustesse et un contrôle de cohérence des résultats ont finalement été entrepris. Les tests de robustesse ont consisté à tester l'hypothèse alternative concernant la relation instantanée entre surplus primaire et dette publique nette et à évaluer la sensibilité des résultats au choix des valeurs des élasticités.

Nous avons jusqu'à présent fait l'hypothèse que $\beta_{sb} = 0$: dans un cadre théorique s'inspirant de la théorie budgétaire du niveau des prix, le surplus structurel primaire n'est pas supposé varier en fonction des chocs structurels sur la dette publique. Les résultats auxquels nous parvenons nous amènent à invalider cette théorie à long terme dans le cas français. Il n'y a qu'à court et moyen terme qu'il semble difficile de conclure en faveur d'une telle invalidité. Il est sans doute important de noter que les quatre résultats auxquels nous parvenons ne dépendent pas du choix d'identification en faveur de la théorie budgétaire : si nous fixons à zéro β_{bs} et si nous estimons β_{sb} selon la procédure d'identification en quatre étapes présentée plus haut, les fonctions de réponse au choc structurel de surplus primaire ne sont pas modifiées[2].

Nous avons aussi vérifié dans quelle mesure la fonction de réponse du PIB au choc structurel de surplus primaire était sensible aux valeurs des élasticités utilisées dans la procédure d'identification des chocs structurels. Pour ce faire, un test de Monte Carlo a été entrepris. Pour chacune des quatre élasticités, nous avons calculé sa distribution et pris en compte toutes les valeurs comprises entre le 5^e et le 95^e percentile. Ainsi qu'en atteste le tableau 1, le spectre des valeurs prises en compte est relativement étendu.

Mille tirages aléatoires des élasticités, pour des valeurs comprises entre les bornes présentées dans le tableau 1, ont été effectués, de façon à obtenir une

1. Canzoneri, Cumby et Diba [2001] estimaient un VAR canonique.
2. Les graphiques sont disponibles auprès des auteurs sur simple demande.

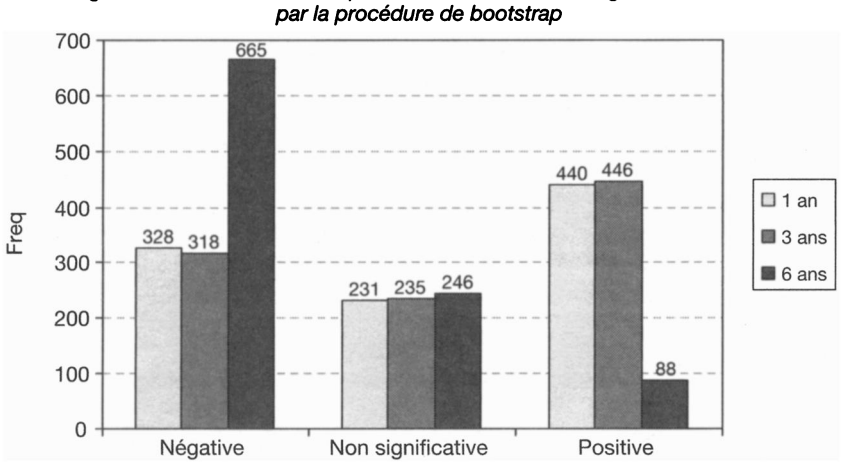
large gamme de combinaisons d'élasticités. Pour chaque tirage aléatoire, et donc pour chaque combinaison, le modèle a été réestimé et les intervalles de confiance des fonctions de réponse ont été recalculés selon la technique de *bootstrap*. À partir des mille fonctions de réponse au choc de surplus primaire obtenues pour chacune des cinq variables endogènes, nous avons calculé la valeur après 4, 12 et 24 trimestres des fonctions de réponse du PIB, soit à l'horizon d'un (court terme), trois (moyen terme) et six ans (long terme). Nous avons enfin attribué une valeur de 1 à toutes les réponses du PIB dont l'intervalle de confiance inférieur était supérieur à zéro, une valeur de – 1 à celles dont l'intervalle de confiance supérieur était inférieur à zéro, et une valeur nulle à celles qui étaient non significatives, *i.e.* dont les intervalles de confiance étaient situés de part et d'autre de zéro. Le choc correspondant à une augmentation du surplus primaire, une réponse négative signifie qu'une politique budgétaire expansionniste (resp. restrictive) a un effet expansionniste (resp. récessif) sur le PIB.

Tableau 1. *Percentiles des valeurs des élasticités*

Variable	*Valeur*	*5e perc.*	*95e perc*
α_{sy}	0,10003	– 0,54292	0,74298
α_{sb}	– 0,00006	– 0,15472	0,15459
α_{br}	0,22255	– 1,33406	1,77916
$\alpha_{b\pi}$	– 0,68990	– 1,53235	0,15255

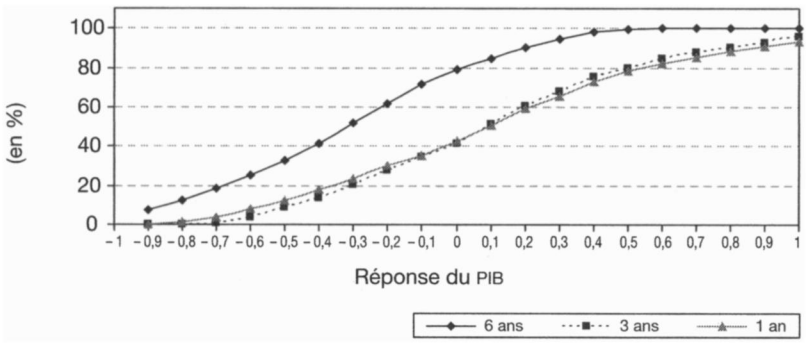
La figure 3 présente la distribution des réponses du PIB. Les deux résultats obtenus plus haut concernant la réponse du PIB au choc de surplus primaire sont confirmés et apparaissent dès lors robustes aux changements de valeur des élasticités. À court terme, l'ambiguïté sur la valeur de la réponse persiste : des effets non keynésiens de la politique budgétaire discrétionnaire (multiplicateur positif) apparaissent dans 44 % des cas, mais les estimations rendent compte d'effets keynésiens dans 33 % des cas. Les réponses du PIB à moyen terme corroborent cette opposition. À long terme cependant, les effets keynésiens de la politique budgétaire l'emportent dans 67 % des cas, les effets non keynésiens étant alors plus rares (9 %) que la survenue d'effets non significatifs (25 %).

Figure 3. *Distribution des réponses du PIB au choc budgétaire obtenues par la procédure de bootstrap*



Nous avons vérifié, grâce aux bornes inférieures des réponses du PIB estimées *via* la procédure de *bootstrap*, les résultats obtenus précédemment (fig. 4). D'une part, les réponses de court et de moyen terme sont pratiquement impossibles à dissocier et se partagent équitablement entre effets récessifs et expansionnistes : la fréquence des effets expansionnistes s'établit autour de 50 % des cas. D'autre part, à long terme, dans 80 % des cas, la réponse est négative et témoigne d'un effet défavorable sur le PIB d'une restriction budgétaire.

Figure 4. *Distribution des bornes inférieures des réponses du PIB au choc budgétaire obtenues par la procédure de bootstrap en fréquence cumulée*



Le graphique se lit de la façon suivante : plaçons-nous à court terme, aucune réponse n'a été estimée inférieure à – 0,8 mais certaines d'entre elles ont été estimées supérieures à l'unité. À long terme, des réponses ont éte estimées inférieures à – 1 mais aucune d'entre elles n'a été estimée supérieure à l'unité.

Une dernière vérification, tout aussi importante, a été réalisée. L'introduction de la dette publique en proportion du PIB dans le modèle VAR, conjointement à ses déterminants, comme le surplus primaire, le taux d'intérêt réel et le taux de croissance économique, soulève la question de la compatibilité purement comptable des fonctions de réponse de ces divers éléments[1]. L'équation (3) précise les liens entre l'accroissement de la dette publique, le surplus primaire et les charges d'intérêt. Les fonctions de réponse étant calculées en différence, nous devons réécrire l'équation (3) en différence elle aussi, soit :

$$\Delta(b - b_{-1}) = b_0 \Delta(r - n) + (r - n)_0 \Delta b - \Delta s \qquad (13)$$

avec Δ l'opérateur de différence première, n le taux de croissance du PIB en volume et l'indice 0 indiquant la valeur de la variable à l'état stationnaire.

Nous avons procédé en trois temps. Tout d'abord, nous avons calculé à partir des réponses du taux d'intérêt réel et du PIB au choc de surplus primaire la variation moyenne de l'écart critique $(r - n)$: celle-ci est nulle. Ensuite, nous avons fait l'hypothèse que l'écart critique à l'état stationnaire pour la France était égal à sa moyenne sur la période d'estimation (1978-2003), soit 1,2 %. Nous avons ensuite calculé la valeur moyenne de l'écart (en valeur absolue) entre la partie droite de l'équation (13), calculée à partir de cette valeur moyenne de l'écart

1. Il faut noter que nous n'utilisons pas dans le modèle VAR le taux d'intérêt appliqué à la dette publique française, qui est un taux d'intérêt de long terme, mais le taux d'intérêt de court terme qui reflète les actions et réactions de la politique monétaire. Nous ne sommes donc pas en mesure de vérifier parfaitement l'équation de comptabilité de la dette publique.

critique, et la partie gauche de l'équation (13) : celle-ci est égale à 0,074 % du PIB. En dépit du caractère fruste de ce calcul, nous pouvons affirmer que les fonctions de réponse obtenues et discutées dans la section précédente semblent cohérentes avec l'équation de comptabilité de la dette publique.

CONCLUSION

La conclusion sans aucun doute la plus importante de cet article a trait à la différenciation des effets de court et de long terme d'un choc budgétaire discrétionnaire sur le PIB français. On montre ici que les effets de court terme sont amplifiés à long terme : le multiplicateur budgétaire augmente au cours du temps. Ce résultat est robuste et cohérent avec la comptabilité de la dette publique.

Les implications de ce résultat en terme de politique économique peuvent être importantes. L'imposition de règles budgétaires dans l'Union européenne, plus ou moins assouplies après que des modifications furent apportées au Pacte de stabilité et de croissance en mars 2005, reste un frein pour les politiques budgétaires : les déficits publics devant converger vers la limite de 3 % du PIB, il est aujourd'hui impossible pour un pays comme la France de mettre en œuvre une politique budgétaire expansionniste sur un horizon suffisamment long afin qu'elle puisse produire tous ses effets. L'assouplissement du Pacte de stabilité et de croissance limité au court terme serait donc inefficace au regard de nos résultats, et il ne faudrait pas être surpris que des impulsions brèves, suivies peu après d'impulsions contraires, produisissent relativement peu d'effets.

L'autre conclusion importante de l'article a trait à l'invalidité éventuelle de la théorie budgétaire du niveau des prix. Le lien instantané entre le choc de surplus et l'évolution de la dette publique française et l'évolution du niveau général des prix à long terme plaident en faveur d'une telle invalidité. Cependant, cette conclusion est mise en doute par les réactions du taux d'intérêt réel et du taux d'inflation jusqu'à cinq années après le choc : ces réactions plaident pour la non-invalidité de la théorie budgétaire en France au moins jusqu'à cet horizon.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

AIYAGARI S.R. et GERTLER M. [1985], « The backing of government bonds and monetarism », *Journal of Monetary Economics*, 16, p. 19-44.

BIAU O. et GIRARD E. [2005a], « Politique budgétaire et dynamique économique en France : l'approche VAR structurel », *Revue économique*, 56 (3), mai.

BIAU O. et GIRARD E. [2005b], « Politique budgétaire et dynamique économique en France : l'approche VAR Structurel », *Économie et Prévision*, 169.

BLANCHARD O. [1985], « Debt, deficits, and finite horizons », *Journal of Political Economy*, 93 (2), avril.

BLANCHARD O. et PEROTTI R. [2002], « An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output », *Quarterly Journal of Economics*, 117 (4), p. 1329-1368.

BLANCHARD O. et QUAH D. [1989], « The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances », *American Economic Review*, 79 (4), p. 655-673, septembre.

BRUNEAU C. et DE BANDT O. [1999], « La politique budgétaire dans la transition vers l'Union monétaire : un modèle VAR structurel », *Notes d'études et de recherche n° 60*, Banque de France, janvier.

CALVO G. [1983], « Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework », *Journal of Monetary Economics*, 12, p. 383-398.

CANZONERI M., CUMBY R. et DIBA B. [2001], « Is the Price Level Determined by the Needs of Fiscal Solvency? », *American Economic Review*, 91 (5), p. 1221-1238.

CHRISTIANO L.J. et FITZGERALD T.J. [2000], « Understanding the fiscal theory of the price level », *FRB of Cleveland Economic Review*, 36.

CREEL J. et LE BIHAN H. [2006], « Using structural balance data to test the fiscal theory of the price level: some international evidence », *Journal of Macroeconomics*, 28, p. 338-360.

CREEL J., MONPERRUS-VERONI P. et SARACENO F. [2005], « Discretionary Policy Interactions and the Fiscal Theory of the Price Level: a SVAR Analysis on French Data », *Document de travail*, OFCE, n° 2005-12.

CREEL J. et STERDYNIAK H. [1995], « Les déficits publics en Europe : causes, conséquences ou remèdes à la crise ? », *Revue économique*, 46 (3), mai.

CREEL J. et STERDYNIAK H. [2001], « La théorie budgétaire du niveau des prix, un bilan critique », *Revue d'économie politique*, 111 (6), p. 909-939.

CREEL J. et STERDYNIAK H. [2002], « The Fiscal Theory of the Price Level and Sluggish Inflation: How Important Shall the Wealth Effect Be? », *Document de travail*, OFCE, n° 2002-01.

GIORDANO R., MOMIGLIANO S., NERI S. et PEROTTI R. [2005], « The Effects on the Economy of Shocks to Different Government Expenditures Items: Estimates with a SVAR Model », Actes du *Workshop on Public Expenditure*, Banca d'Italia, Perugia, 31 mars-2 avril.

GIROUARD N. et ANDRE Ch. [2005], « Measuring Cyclically-adjusted Budget Balances for OECD Countries », *Document de travail de l'OCDE n° 434*, ECO/WKP(2005)21, juillet.

HAMILTON J.D. et FLAVIN M.A. [1986], « On the limitations of government borrowing: a framework for empirical testing », *American Economic Review*, 76, p. 808-819.

HENIN P.-Y. et N'DIAYE P. [2001], « L'effet des politiques budgétaires sur l'activité : une fonction des conditions conjoncturelles et du régime budgétaire ? », *Économie et Prévision*, 147.

LEEPER E. [1991], « Equilibria under "Active" and "Passive" Monetary and Fiscal Policies », *Journal of Monetary Economics*, 27 (1), p. 129-147.

LEITH C. et WREN-LEWIS S. [2000], « Interactions between Monetary and Fiscal Policy Rules », *Economic Journal*, 110 (462).

PEROTTI R. [2004], « Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries », *IGIER Working Paper* 276, décembre.

SARGENT Th. et WALLACE N. [1981], « Some unpleasant monetarist arithmetic », *FRB of Minneapolis Quarterly Review*, 5.

SIMS C., STOCK J. et WATSON M. [1990], « Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots », *Econometrica*, 58 (1), p. 113-144.

STOCK J. et M. WATSON M. [2001], « Vector Autoregressions », *Journal of Economic Perspectives*, 15 (4), p. 101-115.

WALSH C.E. [2003], *Monetary Theory and Policy*, 2e éd., chap. 4, Cambridge (Mass.), MIT Press.

WOODFORD M. [1995], « Price-level determinacy without control of a monetary aggregate », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 43, décembre.

WOODFORD M. [1996], « Control of the public debt: a requirement for price stability? », *NBER Working Paper n° 5684*, juillet.

WOODFORD M. [1997], « Doing without money: controlling inflation in a post-monetary world », *NBER Working Paper n° 6188*, septembre.

YAARI M.E. [1965], « Uncertain Lifetime, Life Insurance, and the Theory of the Consumer », *Review of Economic Studies*, 32, avril.