ANNALES D'ÉCONOMIE ET DE STATISTIQUE. – N° 44 — 1996

Dépenses publiques et cycle économique

Steve AMBLER, Louis PHANEUF, Éric GIRARD *

RÉSUMÉ. – Nous analysons un modèle d'équilibre général stochastique qui incorpore trois types de dépenses publiques. Nous étalonnons le modèle et nous estimons avec des données américaines le processus stochastique multivarié générant les composantes des dépenses publiques et le résidu de Solow. Cette estimation nous permet d'évaluer les effets multiplicateurs des chocs sur les dépenses publiques dans le modèle néoclassique, quand le degré de persistance des chocs correspond à celui qui est observé. Nous évaluons à quel point ces effets peuvent dépendre du mode de financement des dépenses. Ensuite, nous simulons le modèle afin d'analyser l'impact des dépenses publiques sur les comouvements des agrégats économiques.

Government Spending and the Business Cycle

ABSTRACT. – We analyze a stochastic general equilibrium model which incorporates three different types of government expenditure. We calibrate the model and estimate, using US data, the multivariate stochastic process generating the components of public expenditure and the Solow residual. These estimates allow us to evaluate the multiplier effects of fiscal spending in the neoclassical model, when the shocks are as persistent as those observed in the data. We also evaluate the degree to which the multiplier effects depend on how public spending is financed. Then, we simulate the model in order to analyze the impact of public expenditure shocks on the comovements of economic aggregates.

* S. AMBLER; L. PHANEUF, E. GIRARD : Centre de recherche sur l'emploi et les fluctuations économiques, Université du Québec Montréal. Ce texte a été réalisé dans le cadre d'un programme de recherche sur *Les choix économiques personnels, la politique économique et le cycle* financé par le Fonds FCAR, à qui nous exprimons d'ailleurs notre gratitude. Nous remercions également Marianne SAUTHIER-ATTARA pour son assistance technique, et deux rapporteurs anonymes pour leurs commentaires sur une version antérieure de ce texte.

1 Introduction

Récemment, BAXTER et KING [1993] ainsi que AIYAGARI, CHRISTIANO et EICHENBAUM [1992] ont étudié les effets de la politique budgétaire à l'aide d'une version quantitative du modèle de base néoclassique de l'économie agrégée. Les résultats obtenus par ces auteurs se démarquent des résultats classiques de BARRO [1981] de deux façons surtout. Premièrement, leurs résultats montrent qu'un changement *permanent* des dépenses publiques a un impact plus important sur la production totale qu'un changement *temporaire*. Deuxièmement, ils indiquent qu'un changement permanent des dépenses publiques engendre un effet multiplicateur à long terme sur la production totale $(dy/dg > 1)$, et possiblement à court terme si l'offre de travail est très élastique. Pour l'essentiel, ces résultats différents dépendent du fait que dans le modèle d'équilibre général de BARRO (1981, 1989) la quantité de travail est fixe [1], alors que dans les modèles de Baxter et King, et de Aiyagari, Christiano et Eichenbaum, la quantité de travail et le capital sont tous les deux variables. Les résultats nouveaux découlent des interactions dynamiques entre le capital et le travail, lesquelles sont absentes du modèle de Barro.

Le présent texte analyse l'effet des dépenses publiques sur l'activité économique et le cycle dans un modèle néoclassique qui incorpore également des interactions dynamiques entre le capital et le travail. Notre modèle comprend trois catégories de dépenses publiques : dépenses de consommation, dépenses d'investissement et dépenses de base. Le travail y est soit divisible, soit indivisible. Par rapport à l'étude de BAXTER et KING [1993], nous ajoutons trois principaux ensembles de résultats.

Premièrement, nous étendons l'analyse de l'importance des multiplicateurs associés à des changements permanents des différentes catégories de dépenses publiques suivant le mode de financement. Baxter et King ont évalué les multiplicateurs découlant de changements permanents des dépenses publiques selon (i) que le taux de taxation est constant et fixé à une valeur telle que les transferts forfaitaires sont en moyenne égaux à zéro (taux de taxation constant) ou (ii) que le taux de taxation est nul et les dépenses sont financées seulement par des transferts forfaitaires (taxation forfaitaire). Nous calculons les multiplicateurs associés à des changements permanents des trois catégories de dépenses suivant ces deux modes de financement. Nous dérivons également les multiplicateurs correspondant à un troisième mode de financement : nous supposons une situation où le taux de taxation est ajusté pour maintenir un équilibre budgétaire à chaque période, les transferts forfaitaires étant alors nuls (budget équilibré). Nos résultats sont semblables à ceux obtenus par Baxter et King pour des taux de taxation nuls ou constants. Par contre, sous l'hypothèse d'un budget

1. Dans le modèle de ASCHAUER [1985], c'est la quantité de travail qui est fixe, le capital étant absent.

maintenu en équilibre au moyen de taxes distortionnaires, l'impact d'un changement permanent des dépenses publiques de consommation ou des dépenses publiques de base sur la production totale devient négatif.

Notre deuxième ensemble de résultats gravite autour de la question suivante. Comment la valeur des multiplicateurs est-elle affectée si, au lieu de considérer des changements permanents des trois catégories de dépenses publiques, le degré de persistance des chocs de chaque catégorie de dépenses correspond à celui que révèlent les données? La réponse à cette question est importante puisqu'elle nous permet d'avoir une idée des valeurs que peuvent prendre ces multiplicateurs *en pratique*. Pour répondre à cette question, nous utilisons des données américaines et estimons un système d'autorégression vectorielle composé de quatre variables : le résidu de Solow et les trois catégories de dépenses publiques. De cette estimation, nous retraçons les valeurs des paramètres du processus stochastique multivarié déterminant l'évolution des quatre variables, valeurs qui sont ensuite imbriquées dans le modèle pour calculer les différents multiplicateurs. Les résultats sont frappants. En général, les multiplicateurs sont beaucoup plus faibles que dans le cas de chocs permanents. Pour les dépenses publiques de base et les dépenses publiques de consommation, ces multiplicateurs sont presque toujours inférieurs à un, indépendamment de la façon d'orthogonnaliser les chocs du système d'autorégression vectorielle.

Notre troisième ensemble de résultats porte sur les simulations numériques effectuées avec quatre versions différentes du modèle : avec travail divisible et travail indivisible et dans chaque cas, avec un choc technologique seul et avec une combinaison de quatre chocs suivant les valeurs estimées des paramètres du processus stochastique multivarié. Nous trouvons que l'ajout des chocs sur les dépenses publiques modifie très peu les prédictions du modèle. Ce résultat est différent de celui obtenu par CHRISTIANO et EICHENBAUM [1992], qui trouvent que l'addition de chocs sur les dépenses publiques affecte de façon significative les propriétés statistiques du modèle néoclassique.

Le texte est conçu de la manière suivante. Le modèle est expliqué dans la section 2. La section 3 présente les caractéristiques de l'équilibre. La section 4 contient une discussion de l'étalonnage du modèle. La section 5 rapporte les résultats de la simulation numérique concernant les multiplicateurs ainsi que les statistiques caractérisant le cycle économique. Les commentaires de conclusion paraissent dans la section 6.

2 Le modèle

Nous supposons que l'économie est constituée d'un nombre élevé de ménages homogènes qui font des choix de consommation, d'investissement et de travail sur un horizon de temps infini.

• Les préférences

Les préférences de l'agent représentatif sur les séquences de consommation privée (*c*) et de loisir (*l*) sont représentées par la fonction d'utilité suivante :

$$(1) \qquad U = E_0 \left(\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u\,(c_t,\, l_t,\, C_l^g) \right),\; 0 < \beta < 1,$$

où E_0 est l'opérateur d'espérance mathématique conditionnelle à l'information disponible en temps 0, β est le taux d'escompte subjectif et C^g représente les dépenses publiques de consommation. Nous utilisons les lettres minuscules pour représenter des variables sous le contrôle de l'agent représentatif, tandis que les lettres majuscules indiquent des quantités agrégées per capita. KORMENDI [1983] et ASCHAUER [1985, 1988] justifient l'incorporation des dépenses publiques de consommation dans la fonction d'utilité du ménage représentatif. Pour Aschauer, les dépenses publiques peuvent être des substituts à certains types de dépenses privées de consommation (bibliothèques, repas dans les écoles, etc.), ou des compléments à d'autres types de dépenses privées de consommation (parcs publics, itinéraires routiers touristiques, etc.). Kormendi mesure les dépenses publiques de consommation par les dépenses publiques totales moins la somme de l'investissement public et des dépenses militaires. Nous adoptons la même approche.

La fonction $u\,(\cdot)$ prend la forme particulière suivante :

$$(2) \qquad u\,(c_t,\, l_t,\, C_t^g) = \ln\,(c_t + \pi C_t^g) + \phi V\,(l_t).$$

Cette spécification implique que les dépenses privées et publiques de consommation sont des substituts parfaits. Toutefois, le paramètre de distribution π détermine dans quelle mesure les dépenses publiques de consommation compensent les dépenses de consommation privée du point de vue de l'agent représentatif. Si π prend une valeur égale à un, cette compensation est parfaite. Nous avons à l'esprit des dépenses publiques courantes qui peuvent être directement utiles pour les ménages. Lors de l'étalonnage du modèle, nous mesurons C_t^g par les dépenses publiques courantes non militaires (voir l'Appendice B pour plus de détails). Pour certains types de dépenses publiques (par exemple, le lait fourni gratuitement dans les écoles publiques), la valeur de π serait égale à un. Pour d'autres types de dépenses, cette valeur pourrait être inférieure à un. Dans un modèle agrégé, la valeur de π est une valeur moyenne [2]. La valeur de ϕ est telle qu'à l'équilibre de long terme la part du loisir par rapport aux heures totales disponibles est égale à deux tiers. Nous utilisons deux spécifications différentes pour la fonction $V\,(\circ)$. D'abord, nous supposons que l'utilité marginale du loisir est décroissante :

$$(3a) \qquad V\,(l_t) = \ln\,(l_t), \quad \forall\, t,$$

---

2. Dans le cas de *biens publics* au sens utilisé en économie publique (non-exclusion et non-rivalité) la valeur de π pourrait même être supérieure à un.

ce qui signifie que tous les agents dans l'économie travaillent le même nombre d'heures. L'agent représentatif choisit la marge intensive de travail et la main-d'œuvre est *divisible.*

Nous représentons ensuite les préférences de l'agent représentatif par une fonction linéaire du loisir qui a la forme suivante :

$$(3b) \qquad V(l_t) = (l_t), \quad \forall\, t.$$

Cette spécification s'appuie sur l'existence de coûts fixes encourus par le ménage représentatif pour se rendre au travail. L'arbitrage entre le loisir et le travail devient alors non convexe. ROGERSON [1988] montre comment il est possible dans un tel contexte d'atteindre une allocation des ressources optimale au sens de Pareto par le biais d'une loterie qui assure à chaque travailleur la même probabilité *ex ante* de travailler un nombre fixe d'heures ou de ne pas travailler du tout. Le revenu de chaque travailleur est complètement assuré. Bien que tous les travailleurs soient identiques *ex ante*, il y a deux groupes de travailleurs *ex post.* L'équilibre concurrentiel peut être calculé en posant une fonction d'utilité qui dépend de façon linéaire du loisir comme dans l'équation (3*b*). Ici la main-d'œuvre est *indivisible* et les heures travaillées sont ajustées à la marge extensive en faisant varier la probabilité de travailler. HANSEN [1985] fut le premier à incorporer cette hypothèse dans un modèle d'équilibre général du cycle simulé numériquement.

La technologie de production

La production (Y) résulte de la combinaison de travail (N), du progrès technique (X), lequel représente la tendance déterministe de la croissance de la production, du capital privé (K) et du capital public (K^g). La fonction de production agrégée est une fonction Cobb-Douglas homogène de degré un par rapport au capital privé et au travail :

$$(4) \qquad \begin{aligned} Y_t &= A_t\, F\,(K_t,\; X_t\, N_t,\; K_t^g/X_t) \\ &= A_t\, K_t^s\, (X_t\, N_t)^{1-s}\, (K_t^g/X_t)^r, \end{aligned}$$

où A est un choc technologique agrégé. Le progrès technique X est déterministe et exponentiel, tandis que le choc technologique est aléatoire et stationnaire.

Puisque le progrès technique est exponentiel dans cette économie, toutes les variables du modèle sauf N et A croissent au même taux que le progrès technique. Afin que le modèle soit stationnaire, nous redéfinissons la fonction de production agrégée en normalisant les variables de la manière suivante :

$$(5) \qquad \tilde{Y}_t = A_t\, \tilde{K}_t^s\, (N_t)^{1-s}\, (\tilde{K}_t^g)^r,$$

où Z étant une variable quelconque, $\tilde{Z} \equiv Z/X$. De cette manière, l'équilibre du modèle est stationnaire et toutes les variables endogènes sont constantes dans l'état stationnaire déterministe.

La technologie d'accumulation

Le stock de capital privé est détenu par les ménages et loué aux entreprises. Les ménages prennent les décisions d'investissement. Le stock de capital détenu par l'agent représentatif suit le processus d'accumulation suivant :

$$k_{t+1} = (1-\delta)\, k_t + i_t, \tag{6}$$

où δ est le taux de dépréciation du capital et i est l'investissement brut privé. Quant au processus d'accumulation du stock de capital privé agrégé, il est le suivant :

$$K_{t+1} = (1-\delta)\, K_t + I_t. \tag{7}$$

Nous supposons que le processus d'accumulation du stock de capital public est semblable :

$$K^g_{t+1} = (1-\delta)\, K^g_t + I^g_t, \tag{8}$$

où I^g_t est l'investissement brut public. Après normalisation des variables, ces processus deviennent :

$$v_x\, \tilde{K}_{t+1} = (1-\delta)\, \tilde{K}_t + \tilde{I}_t, \tag{9}$$

$$v_x\, \tilde{K}^g_{t+1} = (1-\delta)\, \tilde{K}^g_t + \tilde{I}^g_t, \tag{10}$$

où v_x est le taux de croissance brut du progrès technique.

Les dépenses publiques

Il y a trois types de dépenses publiques : les dépenses de consommation (C^g), les dépenses d'investissement (I^g) et les dépenses de base (G^b). Les dépenses publiques de consommation sont celles qui affectent l'utilité marginale de l'agent représentatif. Les dépenses publiques d'investissement, quant à elles, ont un effet sur la productivité marginale du capital. Pour l'étalonnage du modèle, ces dépenses sont mesurées par les dépenses publiques sur les biens durables, l'équipement et les structures. Enfin, les dépenses publiques de base n'affectent ni l'utilité marginale ni le produit marginal, et n'influent que sur les ressources disponibles. Elles sont mesurées par les dépenses militaires [3]. Les dépenses publiques totales sont donc égales à la somme suivante :

$$\tilde{G}_t = \tilde{C}^g_t + \tilde{I}^g_t + \tilde{G}^b_t. \tag{11}$$

---

3. Dans une modélisation beaucoup plus riche de l'utilité, nous pourrions incorporer la sécurité publique comme un argument, mais afin de ne mas rendre le modèle trop complexe, nous en faisons abstraction.

• Les contraintes de ressources

À chaque période, l'agent représentatif fait face aux deux contraintes de resources suivantes :

$$l_t + n_t \leq 1, \tag{12}$$

$$c_t + i_t \leq (1 - \tau_t) \cdot \{W_t\, n_t + R_t\, k_t\} + T_t. \tag{13}$$

où τ_t est le taux d'imposition sur le revenu, T représente les paiements de transfert, W est le salaire réel, et R est le taux d'intérêt réel. L'équation (12) stipule que le temps alloué au loisir et au travail ne peut dépasser le temps total disponible lequel, en vertu d'une normalisation, est égal à l'unité. L'équation (13) indique que les dépenses privées de consommation et d'investissement ne peuvent être supérieures au revenu disponible de l'agent représentatif.

Puisqu'il y a taxation distortionnaire dans cette économie, l'équilibre concurrentiel n'est pas un optimum au sens de Pareto, et nous ne pouvons calculer cet équilibre en faisant appel au deuxième théorème du bien-être. Nous devons calculer explicitement l'équilibre concurrentiel. La détermination du salaire réel et du taux d'intérêt réel est expliquée plus loin.

L'économie dans son ensemble est sujette à la contrainte des ressources suivante :

$$\tilde{C}_t + \tilde{I}_t + \tilde{G}_t \leq \tilde{Y}_t. \tag{14}$$

• Financement public

La règle déterminant les finances publiques est :

$$\tau_t\, Y_t = G_t + T_t. \tag{15}$$

Les paiements de transfert sont ajustés résiduellement de manière à maintenir l'égalité entre les dépenses et les revenus [4].

• Les chocs

Le choc technologique agrégé, les dépenses publiques de consommation, les dépenses publiques d'investissement et les dépenses publiques de base sont engendrés par un processus d'autoregression vectorielle d'ordre k dont la forme est la suivante :

(16)

$$\begin{bmatrix} \ln(A_t) \\ \ln(\tilde{C}_t^g) \\ \ln(\tilde{I}_t^g) \\ \ln(\tilde{G}_t^b) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \\ c_3 \\ c_4 \end{bmatrix} + B^1 \begin{bmatrix} \ln(A_{t-1}) \\ \ln(\tilde{C}_{t-1}^g) \\ \ln(\tilde{I}_{t-1}^g) \\ \ln(\tilde{G}_{t-1}^b) \end{bmatrix} + \ldots + B^k \begin{bmatrix} \ln(A_{t-k}) \\ \ln(\tilde{C}_{tk}^g) \\ \ln(\tilde{I}_{t-k}^g) \\ \ln(\tilde{G}_{t-k}^b) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^1 \\ \varepsilon_t^2 \\ \varepsilon_t^3 \\ \varepsilon_t^4 \end{bmatrix},$$

4. McGrattan [1994] fait la même hypothèse.

où les ε_t^i sont des bruits blancs ayant chacun une moyenne nulle et dont la matrice de variance-covariance est constante. Ce processus est estimé à l'aide de données trimestrielles américaines s'échelonnant du troisième trimestre de 1959 au troisième trimestre de 1992. La méthode d'estimation est décrite plus en détail dans la section sur l'étalonnage du modèle.

3 Caractéristiques de l'équilibre

Les firmes maximisent leurs profits en louant du capital et en embauchant des travailleurs. En l'absence de coûts d'ajustement, le problème de maximisation des profits est statique. À l'équilibre, le salaire réel est égal au produit marginal du travail et le taux d'intérêt est égal au produit marginal du capital. Nous avons alors :

$$W_t = (1-s)\, A_t\, (K_t/N_t)^s\, (X_t)^{1-s}\, (\tilde{K}_t^g)^r, \tag{17}$$

$$R_t = s\, A_t\, (N_t/K_t)^{1-s}\, (X_t)^{1-s}\, (\tilde{K}_t^g)^r. \tag{18}$$

Après normalisation des variables, nous pouvons écrire :

$$\tilde{W}_t = (1-s)\, A_t\, (\tilde{K}_t/N_t)^s (\tilde{K}_t^g)^r, \tag{19}$$

$$R_t = s\, A_t\, (N_t/\tilde{K}_t)^{1-s} (\tilde{K}_t^g)^r. \tag{20}$$

La fonction d'utilité de l'agent représentatif peut elle-même être réécrite de la manière suivante :

(21)

$$\begin{aligned} U &= E_0 \left(\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[u\,(c_t,\, l_t,\, C_t^g) \right] \right) = E_0 \left(\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[u\,(\tilde{c}_t\, X_t,\, l_t,\, \tilde{C}_t^g X_t) \right] \right) \\ &= E_0 \left(\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\log\, (\tilde{c}_t + \pi \tilde{C}_t^g) + \phi\, V\, (l_t) + \log\, (X_t) \right] \right). \end{aligned}$$

Si nous omettons le terme $\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \log\, (X_t)$ qui est exogène du point de vue de l'agent représentatif, et remplaçons l_t par $1 - n_t$, le problème de maximisation sous contrainte de l'utilité de l'agent représentatif est :

$$\operatorname{Max} U = E_0 \left(\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[u\,(\tilde{c}_t,\, 1 - n_t,\, \tilde{C}_t^g) \right] \right) \tag{22}$$

sous les contraintes suivantes :

$$(22a) \qquad \tilde{c}_t + \tilde{i}_t \leq (1-\tau_t)\,\{\tilde{W}_t\, n_t + R_t\, \tilde{k}_t\} + \tilde{T}_t,$$

$$(22b) \qquad v_x\, \tilde{k}_{t+1} = (1-\delta)\,\tilde{k}_t + \tilde{i}_t,$$

$$(22c) \qquad v_x\, \tilde{K}_{t+1} = (1-\delta)\,\tilde{K}_t + \tilde{I}_t,$$

$$(22d) \qquad \tilde{W}_t = (1-s)\,A_t\,(\tilde{K}_t/N_t)^s\,(\tilde{K}_t^g)^r,$$

$$(22e) \qquad R_t = sA_t\,(N_t/\tilde{K}_t)^{1-s}(X_t)^{1-s}\,(\tilde{K}_t^g)^r,$$

$$(22f) \qquad \tilde{I}_t = I\,(A_t,\, \tilde{C}_t^g,\, \tilde{I}_t^g,\, \tilde{G}_t^b,\, \tilde{K}_t^g,\, \tilde{K}_t),$$

et les processus stochastiques déterminant l'évolution des variables exogènes contenus dans l'équation (16). L'agent représentatif prend comme donnés les prix relatifs (salaire et taux d'intérêt), la valeur des quantités agrégées, les processus stochastiques exogènes, et la règle de détermination de l'investissement agrégé. La solution à ce problème de maximisation donne des règles de rétroaction de la forme suivante :

$$(23) \qquad n_t = n\,(A_t,\, \tilde{C}_t^g,\, \tilde{I}_t^g,\, \tilde{G}_t^b,\, \tilde{K}_t^g,\, \tilde{K}_t,\, \tilde{k}_t),$$

$$(24) \qquad \tilde{i}_t = i\;(A_t,\, \tilde{C}_t^g,\, \tilde{I}_t^g,\, \tilde{G}_t^b,\, \tilde{K}_t^g,\, \tilde{K}_t,\, \tilde{k}_t),$$

$$(25) \qquad \tilde{c}_t = c\,(A_t,\, \tilde{C}_t^g,\, \tilde{I}_t^g,\, \tilde{G}_t^b,\, \tilde{K}_t^g,\, \tilde{K}_t,\, \tilde{k}_t).$$

À l'équilibre, il doit y avoir cohérence entre les variables représentant les décisions individuelles et les quantités agrégées correspondantes,

$$(26) \qquad \tilde{i}_t = \tilde{I}_t,$$

$$(27) \qquad \tilde{c}_t = \tilde{C}_t,$$

$$(28) \qquad n_t = N_t,$$

cohérence entre le stock de capital détenu par l'agent représentatif et le stock de capital agrégé,

$$(29) \qquad \tilde{k}_t = \tilde{K}_t,$$

et cohérence entre la règle de décision de l'agent et la règle de détermination de l'investissement agrégé,

$$(30) \quad I\,(A_t,\, \tilde{C}_t^g,\, \tilde{I}_t^g,\, \tilde{G}_t^b,\, \tilde{K}_t^g,\, \tilde{K}_t) = i\,(A_t,\, \tilde{C}_t^g,\, \tilde{I}_t^g,\, \tilde{G}_t^b,\, \tilde{K}_t^g,\, \tilde{K}_t,\, \tilde{K}_t).$$

Le problème de maximisation de l'agent représentatif est suffisamment complexe pour qu'il soit impossible de trouver une solution analytique qui caractérise l'équilibre concurrentiel de cette économie. Nous simulons le modèle en utilisant la méthodologie décrite par HANSEN et PRESCOTT [1995]. Nous résumons cette méthode plus en détail dans l'appendice A.

Après avoir calculé la règle de détermination de l'investissement agrégé cohérente avec la règle de rétroaction de l'agent représentatif, celle-ci est substituée dans l'équation (9), et le processus d'accumulation du capital privé devient une fonction du stock de capital agrégé courant et les variables exogènes courantes. Après avoir regroupé cette équation avec les équations (10) et (16), nous pouvons résumer la dynamique du système sous sa forme état-mesure suivante [5] :

où les I_i sont les coefficients tirés de la règle de détermination de l'investissement (équation (30)).

Il est ainsi possible d'engendrer des séries temporelles théoriques ou artificielles pour les variables du modèle. On peut alors simuler la réponse du modèle à un changement donné d'un des chocs ε_t^i afin de calculer l'effet multiplicateur d'une des catégories des dépenses publiques sur le PNB. On peut également générer une série de chocs qui suivent la même loi de probabilité que la matrice de variance-covariance calculée en estimant le système d'équations décrit par l'équation (16), puis engendrer des séries temporelles pour les variables du modèle, en déduire les propriétés statistiques et les comparer à celles des variables agrégées de l'économie américaine. Les programmes informatiques ont été rédigés en langage matriciel à l'aide du logiciel GAUSS. Nous avons simulé le modèle artificiellement 500 fois sur 133 périodes, une longueur d'échantillon qui correspond à celle des données que nous utilisons.

4 Étalonnage du modèle

Le modèle doit être étalonné afin d'être simulé numériquement. La valeur du taux d'escompte β est fixée à 0.9926, ce qui correspond à un taux d'intérêt annuel d'environ 4%. La valeur de s est fixée à 0.36, ce qui correspond à la part du capital privé dans le revenu américain. Le

5. Nous écrivons la matrice état-mesure pour le cas où les variables exogènes suivent un processus d'autorégression vectorielle d'ordre 2, ce qui est conforme à nos résultats empiriques.

$$
\begin{bmatrix} 1 \\ \ln(A_{t+1}) \\ \ln(\tilde{C}^g_{t+1}) \\ \ln(\tilde{I}^g_{t+1}) \\ \ln(\tilde{G}^b_{t+1}) \\ \ln(A_t) \\ \ln(\tilde{C}^g_t) \\ \ln(\tilde{I}^g_t) \\ \ln(\tilde{G}^b_t) \\ \tilde{K}^g_{t+1} \\ \tilde{K}_{t+1} \end{bmatrix}
=
\begin{bmatrix}
1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
c_1 & B^1_{11} & B^1_{12} & B^1_{13} & B^1_{14} & B^2_{11} & B^2_{12} & B^2_{13} & B^2_{14} & 0 & 0 \\
c_2 & B^1_{21} & B^1_{22} & B^1_{23} & B^1_{24} & B^2_{21} & B^2_{22} & B^2_{23} & B^2_{24} & 0 & 0 \\
c_3 & B^1_{31} & B^1_{32} & B^1_{33} & B^1_{34} & B^2_{31} & B^2_{32} & B^2_{33} & B^2_{34} & 0 & 0 \\
c_4 & B^1_{41} & B^1_{42} & B^1_{43} & B^1_{44} & B^2_{41} & B^2_{42} & B^2_{43} & B^2_{44} & 0 & 0 \\
0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 1/v_x \exp & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & (1-\delta)/v_x & 0 \\
I_1 & I_2 & I_3 & I_4 & I_5 & I_6 & I_7 & I_8 & I_9 & I_{10} & I_{11}
\end{bmatrix}
\begin{bmatrix} 1 \\ \ln(A_t) \\ \ln(\tilde{C}^g_t) \\ \ln(\tilde{I}^g_t) \\ \ln(\tilde{G}^b_t) \\ \ln(A_{t-1}) \\ \ln(\tilde{C}^g_{t-1}) \\ \ln(\tilde{I}^g_{t-1}) \\ \ln(\tilde{G}^b_{t-1}) \\ \tilde{K}^g_t \\ \tilde{K}_t \end{bmatrix}
+
\begin{bmatrix} 0 \\ \varepsilon^1_{t+1} \\ \varepsilon^2_{t+1} \\ \varepsilon^3_{t+1} \\ \varepsilon^4_{t+1} \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}
\tag{31}
$$

paramètre r rattaché au capital public est égal à 0.05, la valeur utilisée par BAXTER et KING [1993] dans leur scénario de base. AMBLER et PAQUET [1994 *b*] montrent que si le gouvernement choisit l'investissement de façon à maximiser l'utilité de l'agent représentatif, une valeur de r égale à 0.05 est alors compatible avec la moyenne observée du ratio des dépenses publiques d'investissement au PNB. Le taux de dépréciation du capital est fixé à 0.026, soit un taux annuel légèrement supérieur à 10 %. Le taux de croissance du progrès technique est établi à 1.0047 par trimestre, ce qui correspond au taux de croissance moyen de la production américaine dans notre échantillon. La valeur de base de π est établie à 0.0, ce qui a pour effet de faire augmenter la taille du multiplicateur des dépenses publiques de consommation, d'augmenter l'impact de la consommation publique sur les propriétés statistiques du modèle [6]. En accord avec les données, la part moyenne du gouvernement dans l'économie est fixée à 0.2094. Celle des dépenses publiques de consommation est fixée à 0.1075, celle des dépenses publiques de base à 0.0723; et la part moyenne des dépenses publiques d'investissement à 0.0296.

Nous simulons le modèle selon trois hypothèses différentes concernant le mode de financement des dépenses publiques. Premièrement, le taux de taxation τ est constant et tel que les transferts forfaitaires sont en moyenne égaux à zéro. La valeur de τ est donc fixé à 0.2096, la part moyenne des dépenses publiques dans le PNB. Deuxièmement, le taux de taxation est nul et les dépenses sont financées uniquement par des transferts forfaitaires. Troisièmement, le taux de taxation varie afin de maintenir un budget équilibré à chaque période, les transferts forfaitaires étant égaux à zéro. La valeur de ϕ est telle qu'à l'équilibre de long terme la part des heures totales disponibles qui est consacrée au loisir est égale à deux tiers [7].

Les valeurs des paramètres du processus stochastique multivarié déterminant l'évolution des quatre variables exogènes sont tirées de l'estimation d'une autorégression vectorielle. Une description des données utilisées est contenue dans l'appendice B. Les séries ont été rendues stationnaires en appliquant le filtre de Hodrick et Prescott aux données avant l'estimation du système. Les résultats d'estimation sont rapportés au Tableau 1a, et la matrice de variance-covariance des résidus est rapportée au Tableau 1b. Nous avons imposé un nombre égal de retards à toutes les variables dans chaque équation. Les variables retardées de plus de deux périodes ont été exclues, n'étant pas significatives. En général les quatre équations satisfont les tests diagnostiques habituels. Étant données les valeurs estimées des coefficients, nous ajustons la constante dans chaque équation afin de reproduire les parts des composantes des dépenses publiques mentionnées au paragraphe précédent.

6. Nous avons généré des résultats pour des valeurs de π entre 0.0 et 0.5. Il n'y a pas de différence importante dans les résultats.

7. Dans leur étalonnage, BAXTER et KING utilise une valeur égale à 80 %, mais avec cette valeur la variabilité des heures travaillées engendrées par le modèle est trop élevée.

TABLEAU 1 *a*

Autorégression vectorielle.

Variable dépendante :	A_t	$\tilde{C}_t^g$	$\tilde{G}_t^b$	$\tilde{I}_t^g$
Variable indépendante :				
Constante	0.000	–0.0002	–0.0001	–0.0006
	(.0009)	(.0007)	(.0017)	(.0023)
A_{t-1}	0.8308	0.0209	–0.0495	–0.0719
	(.0919)	(.0719)	(.1726)	(.2326)
$\tilde{C}_{t-1}^g$	0.1442	0.5728	0.0149	0.0820
	(.1094)	(.0856)	(.2055)	(.2769)
$\tilde{G}_{t-1}^b$	0.0206	–0.0035	1.0278	0.0018
	(.0488)	(.0381)	(.0915)	(.1234)
$\tilde{I}_{t-1}^g$	–0.0145	0.0649	0.1238	0.6336
	(.0356)	(.0278)	(.0668)	(.0901)
A_{t-2}	–0.0833	0.0188	–0.0347	0.0770
	(.0920)	(.0719)	(.1727)	(.2327)
$\tilde{C}_{t-2}^g$	–0.2137	0.0315	0.0672	0.1093
	(.1036)	(.0810)	(.1945)	(.2621)
$\tilde{G}_{t-2}^b$	–0.0254	–0.0409	–0.1701	0.0461
	(.0481)	(.0376)	(.0902)	(.1216)
$\tilde{I}_{t-2}^g$	–0.0174	–0.0068	–0.0325	–0.1700
	(.0373)	(.0292)	(.0701)	(.0944)
R^2 :	0.5948	0.5113	0.7975	0.3308
écart type :	0.0103	0.0081	0.0194	0.0262
tests diagnostiques:				
autocorrélation	0.4903	0.3551	0.7351	0.9214
normalité	0.7113	0.0000	0.5911	0.7352
hétéroscédasticité	0.7494	0.3104	0.0748	0.8199
stabilité	0.7142	0.2651	0.2445	0.0239

L'échantillon est trimestriel, de 1959:3 à 1992:3. Les écarts types des coefficients sont donnés entre paranthèses. Pour les tests diagnostiques, nous rapportons pour chaque test le taux de signification marginale pour le rejet de l'hypothèse nulle.

TABLEAU 1 *b*

Matrice de variance-covariance des chocs.

Covariances

	A_t	$\tilde{C}_t^g$	$\tilde{G}_t^b$	$\tilde{I}_t^g$
A_t	0.000147	0.000011	0.000031	0.000010
$\tilde{C}_t^g$		0.000064	–0.000084	0.000051
$\tilde{G}_t^b$			0.001394	0.000223
$\tilde{I}_t^g$				0.000318

Corrélations

	A_t	$\tilde{C}_t^g$	$\tilde{G}_t^b$	$\tilde{I}_t^g$
A_t	1.0000	0.1131	0.0676	0.0441
$\tilde{C}_t^g$		1.0000	–0.2794	0.3604
$\tilde{G}_t^b$			1.0000	0.3345
$\tilde{I}_t^g$				1.0000

5 Résultats de simulation

5.1. Les multiplicateurs

Premièrement, nous évaluons les prédictions du modèle concernant les effets multiplicateurs des changements de différentes catégories de dépenses publiques. Les résultats de nos simulations numériques sont rapportés au Tableau 2. Pour une catégorie de dépense publique et un mode de financement donnés, nous simulons le sentier de réponse dynamique du produit réel suite à une innovation d'une unité du choc ε_t^i, où $i = 2$ pour les dépenses publiques de consommation, $i = 3$ pour l'investissement public, et $i = 4$ pour les dépenses publiques de base. L'effet multiplicateur est la réponse maximale du produit réel lorsque celle-ci est positive ; quand la réponse du produit réel est négative sur tout son sentier dynamique, le multiplicateur est égal à zéro par définition. Le sentier de réponse tient compte de l'effet retardé du choc sur les autres catégories de dépenses publiques par le biais de l'équation (16). Il est bien connu qu'il est difficile ou impossible d'isoler la réponse des variables endogènes du système à un choc particulier lorsque la corrélation contemporaine entre ces chocs est non nulle. Nou suivons la méthodologie de SIMS [1980] qui consiste à appliquer une orthogonalisation des chocs par le biais d'une décomposition de Choleski de la matrice de variance-covariance des chocs.

Dans la première colonne du tableau, nous rapportons les effets multiplicateurs lorsque les chocs sont permanents. Les règles de rétroaction du ménage décrites par les équations (23), (24) et (25) sont dérivées sous l'hypothèse que tous les chocs qui affectent les dépenses publiques sont permanents et qu'un choc qui affecte une composante des dépenses publiques n'est pas transmis aux autres composantes des dépenses publiques. Les résultats sont assez semblables à ceux de BAXTER et KING [1993] dans les cas où le taux de taxation est constant (nul ou compatible avec un budget équilibré à long terme). Les multiplicateurs sont égaux ou supérieurs à un. Ils sont plus élevés lorsque le travail est indivisible, et ils sont beaucoup plus élevés pour les dépenses publiques d'investissement. Lorsque le taux de taxation varie pour garder un budget équilibré à chaque période, les multiplicateurs associés aux dépenses publiques de consommation et aux dépenses publiques de base deviennent négatifs. Le multiplicateur des dépenses publiques d'investissement reste positif mais il diminue de façon substantielle.

Dans la deuxième colonne du tableau, nous rapportons les effets multiplicateurs lorsque les chocs sont permanents, mais lorsque les règles de rétroaction du ménage représentatif sont dérivées sous l'hypothèse que les chocs ont le même degré de persistance que celui trouvé dans les données. En général, les multiplicateurs sont inférieurs à leurs valeurs lorsque les agents anticipent correctement que les chocs sont permanents. Le sens de ce résultat est le suivant. Dans le contexte de notre modèle, un choc permanent constitue un changement du régime politique, puisqu'en général les chocs aux dépenses publiques ne sont pas permanents. Tant et aussi

TABLEAU 2

Effets multiplicateurs des dépenses publiques.

Scénario	Choc permanent 1	Choc permanent 2	Persistance estimée 1	Persistance estimée 2
Divisible, $\tau = .2096$				
G^b	1.000	0.085	0.213	0.213
C^g	1.000	0.631	0.460	0.290
I^g	3.302	3.332	0.460	1.008
Indivisible, $\tau = .2096$				
G^b	1.361	0.264	0.430	0.424
C^g	1.361	2.491	1.429	1.016
I^g	3.450	4.070	1.071	2.513
Divisible, $\tau = 0$				
G^b	1.001	0.213	0.158	0.159
C^g	1.001	0.858	0.317	0.194
I^g	3.316	0.123	0.309	0.712
Indivisible, $\tau = 0$				
G^b	1.509	0.280	0.366	0.366
C^g	1.509	1.130	0.830	0.498
I^g	3.521	3.622	0.824	1.783
Divisible, b.é.				
G^b	0.000	0.000	0.000	0.000
C^g	0.000	0.000	0.206	0.459
I^g	2.461	2.836	0.048	0.013
indivisible, b.é.				
G^b	0.000	0.000	0.000	0.000
C^g	0.000	0.925	1.512	4.582
I^g	2.481	3.534	0.073	0.148

• *Choc permanent 1 : fonction de réaction du secteur privé basée sur l'hypothèse que tous les chocs sont permanents.*
•*Choc permanent 2: fonction de réaction du secteur privé basée sur la persistance estimée des chocs.*
• *Persistance estimée 1 : ordonnancement A, G_b, C_g, I_g.*
• *Persistance estimée 2 : ordonnancement A, I_g,G_b, C_g.*
• *Voir le texte pour des explications plus détaillées.*

longtemps que les attentes des agents ne s'adaptent pas au nouveau régime, les effets de la politique budgétaire peuvent être très différents par rapport à une situation où les attentes sont rationnelles.

Dans les deux dernières colonnes, nous rapportons les effets multiplicateurs lorsque les chocs ont le degré de persistance correspondant à celui que révèlent les données. Ces résultats nous permettent d'évaluer les valeurs que peuvent prendre ces multiplicateurs *en pratique*. Puisque les résultats peuvent en principe être sensibles à la façon d'ordonner les variables avant d'orthogonaliser les chocs, nous rapportons les résultats pour deux ordres différents [8]. Dans les deux cas, le résidu de Solow A_t est la première variable, ce qui est conforme à l'hypothèse que les dépenses

8. Nous avons essayé d'autres ordres possibles, et les résultats sont semblables.

publiques ne peuvent affecter à court terme le niveau de productivité de l'économie. Les résultats sont frappants. Les multiplicateurs sont en général inférieurs aux multiplicateurs de chocs permanents.

Nous pouvons interpréter ces résultats et comprendre les différences par rapport aux à la littérature en analysant l'état stationnaire de notre modèle. Une conséquence directe de l'équation (A.5) de l'appendice est la relation suivante entre le taux d'intérêt et le taux d'escompte subjectif :

$$(32) \qquad R = (V_x/\beta - 1 + \delta)/(1-\tau) = sA\,(N/\tilde{K})^{1-s}\,(\tilde{K}^g)^r,$$

où les variables sans indice de temps ont leurs valeurs dans l'état stationnaire. Dans le modèle de BARRO [1981], l'offre de travail est constante, et l'équation (32) indique alors que le stock de capital privé n'est pas affecté par une augmentation permanente de $\tilde{C}^g$ ou de $\tilde{G}^b$. Si les stocks de capital privé et public restent constants, la production totale n'est pas affectée par une augmentation permanente de $\tilde{C}^g$ ou de $\tilde{G}^b$. L'investissement privé n'étant pas non plus affecté, une augmentation permanente de $\tilde{C}^g$ ou de $\tilde{G}^b$ fait baisser la consommation privée pour que la demande agrégée totale demeure inchangée. Une augmentation permanente de $\tilde{I}^g$ fait augmenter le stock de capital public à long terme. Afin de garder le taux d'intérêt constant à long terme, l'équation (32) indique que le rapport travail/capital privé doit baisser et, pour cette raison, le stock de capital privé doit augmenter à long terme. Il y a un effet de substitution positif sur l'offre de travail et un effet de richesse qui fait baisser l'offre de travail. Les deux effets combinés laissent l'offre de travail à peu près constante à long terme, et la production totale doit augmenter fortement à cause de l'augmentation des deux stocks de capital. Pour cette raison, l'effet multiplicateur d'une augmentation permanente de $\tilde{I}^g$ est fortement positif.

Si l'offre de travail est élastique, une augmentation permanente de $\tilde{C}^g$ ou de $\tilde{G}^b$ a un effet de richesse négatif sur le ménage représentatif. Ceci fait augmenter l'offre de travail à long terme, et fait augmenter la production totale. Nos résultats quantitatifs, semblables à ceux de BAXTER et KING [1993], indiquent que l'effet multiplicateur est en général supérieur à un avec des taux de taxation constants, lorsque le taux de taxation est nul ou compatible avec un budget équilibré à long terme. BARRO (1989, p. 189) fait la remarque suivante :

"If the extra government expenditure is financed by raising the tax rate on labor income, then the substitution effect from the higher tax rate favors leisure over work... With an income tax – or orther types of distorting taxes – the net impact of a permanent increase in government purchases on labor supply is ambiguous".

L'équation (32) indique qu'une augmentation du taux de taxation sur le revenu total doit faire augmenter le taux d'intérêt, ce qui doit faire baisser le stock de capital privé, toutes choses étant égales par ailleurs. Nos résultats quantitatifs indiquent que l'effet de substitution domine, et les effets d'une augmentation permanente de $\tilde{C}^g$ ou de $\tilde{G}^b$ sur la production totale deviennent en général négatifs. L'effet d'une augmentation permanente de $\tilde{I}^g$ reste positif, mais sa taille diminue considérablement.

Nous trouvons des multiplicateurs qui sont en général beaucoup plus faibles lorsque les chocs ont le degré de persistance observé dans les données. Ces résultats sont conformes à ceux de BAXTER et KING [1993] et de AIYAGARI, CHRISTIANO et EICHENBAUM [1992], qui trouvent des multiplicateurs plus faibles lorsque les chocs sont transitoires que lorsqu'ils sont permanents. À part une valeur caractéristique élevée qui provient de la loi de mouvement pour le capital public, la valeur caractéristique la plus élevée de la matrice de transition de l'équation (31) est égale à 0.77. Un choc qui affecte une des composantes des dépenses publiques est transmis aux autres composantes, mais les effets sur toutes les variables s'estompent rapidement. Il n'y a pas assez de persistance dans les chocs pour engendrer des multiplicateurs du même ordre de grandeur que lorsque les chocs sont permanents. Ces résultats peuvent être expliqués à la lumière du texte de COGLEY et NASON [1995]. Ils montrent qu'en général, les modèles réels du cycle ont des mécanismes de propagation endogène relativement faibles. La plus grande partie de la persistance dans ces modèles provient de la persistance des chocs exogènes.

5.2. Les chocs budgétaires et le cycle

Nous évaluons maintenant la capacité du modèle à engendrer numériquement un ensemble de statistiques qui caractérisent le cycle économique aux États-Unis. Ces statistiques portent sur la variabilité et les co-variations des agrégats au cours du cycle. La dernière colonne du Tableau 3 présente les faits , qui sont relativement bien connus. En ce qui a trait aux composantes des dépenses publiques, les dépenses de base sont les plus variables, suivies dans l'ordre des dépenses d'investissement et des dépenses de consommation. La corrélation entre la production totale et chaque catégorie de dépenses publiques est faiblement positive.

TABLEAU 3

Propriétés statistiques du modèle et des données

Scénario :	D,T	D,C	I,T	I,C	Données
Statistique :					
σ_y	0.0222	0.023	0.030	0.031	0.0159
	(.002)	(.002)	(.003)	(.003)	
σ_c/σ_y	0.2049	0.2041	0.1905	0.1854	0.5189
	(.020)	(.023)	(.020)	(.021)	
σ_i/σ_y	2.8266	2.8052	2.8595	2.8310	3.1826
	(.052)	(.084)	(.061)	(.080)	
σ_g/σ_y	0.0270	0.8337	0.0197	0.6195	1.1189
	(.002)	(.121)	(.002)	(.093)	
σ_{cg}/σ_y	0.0471	0.4261	0.0343	0.3102	0.7228
	(.004)	(.058)	(.003)	(.041)	
σ_{gb}/σ_y	0.1562	2.3295	0.1136	1.7329	2.6093
	(.013)	(.351)	(.010)	(.271)	
σ_{ig}/σ_y	0.0514	0.8579	0.0378	0.6289	1.9826
	(.003)	(.105)	(.002)	(.077)	
σ_n/σ_y	0.5918	0.5996	0.9008	0.9103	0.8776
	(.003)	(.008)	(.005)	(.009)	

$\sigma_{y/n}/\sigma_y$	0.4295	0.4229	0.1827	0.1757	0.5934
	(.007)	(.010)	(.016)	(.018)	
$\sigma_n/\sigma_{y/n}$	1.378	1.4188	4.9688	5.2391	1.4789
	(.028)	(.049)	(.446)	(.574)	
$\sigma_{c,y}$	0.6164	0.5692	0.5830	0.5534	0.8979
	(.075)	(.089)	(.090)	(.101)	
$\sigma_{i,y}$	0.9960	0.9830	0.9954	0.9881	0.9266
	(.001)	(.004)	(.001)	(.003)	
$\sigma_{g,y}$	–0.2651	0.1265	–0.2366	0.1501	0.2317
	(.075)	(.152)	(.073)	(.144)	
$\sigma_{cg,y}$	0.1629	0.1917	0.1337	0.1998	0.1737
	(.082)	(.126)	(.078)	(.125)	
$\sigma_{gb,y}$	–0.1466	0.0670	–0.1174	0.0887	0.0951
	(.089)	(.155)	(.084)	(.147)	
$\sigma_{ig,y}$	–0.4339	0.0809	–0.4432	0.0902	0.2364
	(.071)	(.122)	(.061)	(.123)	
$\sigma_{n,y}$	0.9848	0.9845	0.9868	0.9873	0.8079
	(.004)	(.004)	(.003)	(.003)	
$\sigma_{y/n,y}$	0.9712	0.9688	0.6104	0.5783	0.4903
	(.006)	(.007)	(.034)	(.046)	
$\sigma_{n,y/n}$	0.9153	0.9104	0.4748	0.4425	–0.1174
	(.018)	(.021)	(.053)	(.062)	

- *L'échantillon est trimestriel, de 1959:3 à 1992:3. Chaque chiffre indique la moyenne de la statistique calculée avec 500 simulations sur 135 périodes. Les chiffres entre parenthèses indiquent les écarts types des statistiques sur les 500 simulations.*
- σ_x *: écart type de la variable* x
- $\sigma_{x,\,y}$ *: corrélation des variables* x *et* y
- D *main-d'œuvre divisible.*
- I *: main-d'œuvre indivisible.*
- T *choc technologique seulement.*
- C : combinaison de tous les chocs.

Pour toutes simulations, nous avons utilisé les paramètres du processus stochastique multivarié rapportés au Tableau 1. La première colonne (D, T) contient les résultats de la simulation numérique avec travail divisible et choc technologique seulement. Les résultats qui paraissent dans la deuxième colonne (D, C) correspondent à une situation où le travail est divisible et les quatre chocs sont combinés. Dans les colonnes 3 et 4 (I, T; I, C), l'hypothèse de travail divisible est remplacée par une hypothèse d'indivisibilité du travail.

Les résultats montrent que l'ajout des chocs sur les dépenses publiques affecte très peu la variabilité des autres agrégats et la corrélation entre ces agrégats et la production totale. Ce résultat n'est pas très surprenant à la lumière de nos résultats dans la section précédente, qui montrent que les effets multiplicateurs de ces chocs sont relativement faibles lorsque nous tenons compte de leur persistance estimée.

Par contre, les statistiques concernant les dépenses publiques s'améliorent lorsque nous combinons tous les chocs. En effet, lorsque l'économie n'est perturbée que par le choc technologique, la variation des dépenses publiques se limite à celle qui est induite da façon endogène par le choc technologique. En revanche, en combinant tous les chocs, les variabilités relatives des dépenses publiques se rapprochent des faits, bien qu'elles soient encore trop faibles. Quant aux corrélations entre la production totale et les dépenses publiques, elles sont en général près des faits lorsque tous les chocs sont combinés.

Les dernières statistiques concernent le marché du travail. L'incorporation des chocs sur les dépenses publiques fait baisser la corrélation entre les heures totales travaillées et la productivité moyenne du travail, mais cette baisse n'est pas significative, passant de 0.47 à 0.44 lorsque le travail est indivisible. Par rapport aux résultats de CHRISTIANO et EICHENBAUM [1992], cette corrélation est moins affectée par l'ajout des chocs sur les dépenses publiques. Ce résultat s'explique par la décomposition des dépenses publiques en trois composantes qui sont imparfaitement corrélées, ce qui a tendance à diminuer l'impact de chacun des chocs sur les covariations prédites par le modèle.

6. Conclusion

Nous avons développé un modèle stochastique d'équilibre général du cycle économique qui incorpore trois types de dépenses publiques. Notre étalonnage du modèle comprend une estimation du processus stochastique multivarié déterminant l'évolution des chocs exogènes du modèle. Le modèle peut engendrer des effets multiplicateurs des chocs sur les dépenses publiques $(dy/dg > 1)$ quand ces chocs sont permanents. L'effet des chocs est très sensible à la manière dont les dépenses publiques sont financées. En général, l'effet des chocs est plus faible quand ils ont le même degré de persistance que dans les données. Nous montrons que l'incorporation des chocs sur les dépenses publiques permet d'obtenir des corrélations entre les composantes des dépenses publiques et le PNB qui sont en général conformes aux faits. Par contre, l'ajout de ces chocs n'affecte presque pas les propriétés stochastiques du modèle, à l'exception des statistiques concernant les dépenses publiques elles-mêmes.

Afin d'expliquer de manière satisfaisante les statistiques concernant le marché du travail, le modèle doit être substantiellement modifié afin d'amplifier les effets des chocs aux dépenses publiques. Il s'agirait d'incorporer des rigidités nominales (voir CHO et PHANEUF [1993] ou FAIRISE [1993] par exemple) ou des structures non-walrasiennes (voir DANTHINE et DONALDSON [1995] ou ROTEMBERG et WOODFORD [1995] par exemple).

APPENDICE A

Méthode de simulation

La méthode de HANSEN et PRESCOTT [1995] est basée sur la programmation dynamique. Il s'agit de dériver une approximation quadratique à la fonction de valeur de l'agent représentatif. Utilisant les contraintes (22 *a*) et (22 *b*) ainsi que la contrainte budgétaire du gouvernement de l'équation (15), nous pouvons écrire la fonction d'utilité au temps t de l'agent représentatif de la manière suivante [9]

$$
\text{(A1)} \qquad \begin{aligned} u(\cdot) = \ln((1-\tau)\,(\tilde{W}_t n_t + R_t \tilde{k}_t) + \tau A_t \tilde{K}_t^s N_t^{1-s}\,(\tilde{K}_t^g)^r \\ - (1-\pi)\,\tilde{C}_t^g - \tilde{I}_t^g - \tilde{G}_t^b - v_x \tilde{k}_{t+1} \\ + (1-\delta)\,\tilde{k_t}) + \phi \log(1-n_t), \end{aligned}
$$

où $\tilde{W}_t$ et R_t sont donnés par les équations (19) et (20). Cette équation nous donne la fonction de rendement d'une période de l'agent représentatif et nous permet d'écrire sa fonction de valeur de la manière suivante :

$$
\text{(A2)} \quad V(z_t, S_t, s_t) = \max_{d_t}\,(r(z_t, S_t, s_t, D_t, d_\tau) + \beta V(z_{t+1}, S_{t+1}, s_{t+1})).
$$

Ici, z_t est le vecteur de variables exogènes du système, s_t est un vecteur de variables d'état du système sur lesquelles l'agent représentatif exerce son contrôle, S_t est un vecteur contenant les variables agrégées correspondant aux variables s_t, d_t est un vecteur contenant les variables de choix de l'agent représentatif, et D_t est un vecteur contenant les variables agrégées correspondant aux variables d_t. $V(\cdot)$ est la fonction de valeur de l'agent, et $\tau(\cdot)$ est la fonction de rendement d'une période. Dans notre cas nous avons [10]

$$
\text{(A3}a\text{)} \qquad \begin{aligned} z_t \equiv (1,\, \ln(A_t),\, \ln(\tilde{C}_t^g),\, \ln(\tilde{I}_t^g),\, \ln(\tilde{G}_t^b), \\ \ln(A_{t-1}),\, \ln(\tilde{C}_{t-1}^g),\, \ln(\tilde{I}_{t-1}^g),\, \ln(\tilde{G}_{t-1}^b),\, \tilde{K}_t^g), \end{aligned}
$$

$$
\text{(A3}b\text{)} \qquad S_t \equiv \tilde{K}_t,
$$

$$
\text{(A3}c\text{)} \qquad s_t \equiv \tilde{k}_t,
$$

9. Nous développons l'algèbre ici pour le cas où le taux de taxation τ est constant. Le cas d'un budget équilibré est semblable.
10. Nous développons l'algèbre pour le cas, conforme aux résultats présentés dans le texte, où l'ordre de l'autorégression vectorielle de l'équation (16) est égal à deux.

(A3d) $$D_t \equiv (\tilde{K}_{t+1},\, N_t),$$

(A3e) $$d_t \equiv (\tilde{k}_{t+1},\, n_t),$$

(A3f) $$r\,(\cdot) \equiv u\,(\cdot).$$

La maximisation est sujette à la loi de mouvement des variables exogènes donnée par l'équation (16) et aux lois de mouvement des variables d'état. Puisque nous avons éliminé l'investissement en utilisant les équations (22a) et (22b), ces lois de mouvement sont des identités triviales :

(A4a) $$s_{t+1} \equiv \tilde{k}_{t+1} = (1,\, 0)\, d_t',$$

(A4b) $$S_{t+1} \equiv \tilde{K}_{t+1} = (1,\, 0)\, D_t'.$$

Calculant les conditions du premier ordre pour la maximisation de la fonction de valeur de l'agent, imposant la cohérence entre les variables sous le contrôle de l'agent et les variables agrégées et imposant l'état stationnaire de l'économie, nous avons :

(A5) $$\frac{\partial r\,(\cdot)}{\partial d_t} + \beta\, \frac{\partial r\,(\cdot)}{\partial s_t}\, \frac{\partial s_{t+1}}{\partial d_t} = 0,$$

où $\partial r\,(\cdot)/\partial d_t$ est le vecteur de dérivées partielles de la fonction de rendement par rapport aux variables de contrôle de l'agent, $\partial r\,(\cdot)/\partial s_t$ est la dérivée partielle de la fonction de rendement par rapport au seul élément de s_t, et $\partial s_{t+1}/\partial d_t$ est le vecteur de dérivées partielles de l'équation (A4a), qui est égal simplement à (1, 0). Les équations (A5), (A4b) et (16) donnent 7 équations indépendantes pour trouver les valeurs dans l'état stationnaire des variables N, $\tilde{K}$, $\ln(\tilde{C}^g)$, $\ln(\tilde{I}^g)$, $\ln(\tilde{G}^b)$ et $\ln(\tilde{K}^g)$, où nous avons laissé tomber les indices de temps pour indiquer les valeurs dans l'état stationnaire.

Étant donnée cette solution pour l'état stationnaire de l'économie, il est possible de calculer une approximation quadratique de la fonction de rendement $r\,(\cdot)$ dans le voisinage de l'état stationnaire, avec les variables exogènes du système exprimées en logarithmes naturels pour être conformes à la loi de mouvement de l'équation (16). Avec une fonction de rendement quadratique, nous savons que la fonction de valeur de l'agent doit être quadratique, que les règles de rétroaction de l'agent sont des fonctions linéaires des variables exogènes et des stocks de capital agrégé et individuel, et que l'équation (A2) est une contraction au sens du théorème de Blackwell (voir Sargent, 1987, appendice). La fonction de valeur est donc approximée par une forme quadratique :

(A6) $$V\,(z_t,\, S_t,\, s_t) = (z_t,\, S_t,\, s_t)\, \tilde{V}\,(z_t,\, S_t,\, s_t)',$$

où $\tilde{V}$ est une matrice de coefficients 12×12. Puisque (A2) est une contraction, nous pouvons trouver les valeurs des éléments de $\tilde{V}$ avec une méthode itérative, utilisant des valeurs initiales pour lesquelles $\tilde{V}$ est négative définie. Pour plus de détails, voir HANSEN et PRESCOTT [1995].

La solution à ce problème donne des règles de rétroaction linéaires pour les variables de choix n_t et $\bar{k}_{t+1}$. Étant données la contrainte budgétaire de l'agent et la loi de mouvement pour le stock de capital, il est possible d'inférer les règles de rétroaction de l'agent pour la consommation et pour l'investissement. Les règles de rétroaction pour n_t, $\tilde{c}_t$ et $\tilde{i}_t$ sont des versions linéaires des équations (23), (24) et (25) du texte.

APPENDICE B

Source des données

Les données proviennent de la banque de données Citibase. La consommation, c_t, est la somme des dépenses réelles sur les biens non durables et les services. L'investissement i_t est la somme des dépenses privées d'investissement fixe et sur les biens durables. Nous mesurons G_t^b par les dépenses militaires. L'investissement public, I_t^g, est mesuré par les dépenses publiques (gouvernement fédéral, états et municipalités) sur les biens durables, l'équipement et les structures. G_t est mesuré par les achats de biens et de services par les trois niveaux du gouvernement. Les heures, n_t, proviennent du « Household Survey ».

Les séries sur les stocks de capital privé et public sont construites afin d'être compatibles avec notre modèle. Nous utilisons les équations (7) et (8), les données sur l'investissement public et l'investissement privé, la valeur pour le taux de dépréciation utilisée dans les simulations, et des valeurs initiales des deux stocks qui donnent des ratios capital/output conformes à létat stationnaire de notre modèle. Une fois les stocks de capital calculés, A_t est généré à l'aide de l'équation (4). Une méthodologie semblable est utilisée par AMBLER et PAQUET [1994 *a*, 1994 *b*].

Les données sur les dépenses du gouvernement fédéral en biens durables ne sont pas disponibles avant 1972:1. Nous supposons une part de ces dépenses dans les dépenses publiques totales de 2.06% avant 1972:1, la même valeur que la moyenne entre 1972:1 et 1992:3. La part des dépenses en biens durables des états et des municipalités dans les dépenses publiques totales est presque constante avant 1972:1.

• Références bibliographiques

AIYAGARA, S. R., CHRISTIANO, L. J., EICHENBAUM M. (1992). – "The Output, Employment, and Interest Rate Effects of Government Consumption", *Journal of Monetary Economics*, 30, 1, pp. 73-86.

AMBLER, S., PAQUET, A. (1994 *a*). – "Stochastic Depreciation and the Business Cycle", *International Economic Review*, 35, 1, pp. 101-116.

AMBLER, S., PAQUET, A. (1996). – "Fiscal Spending Shocks, Endogenous Government Spending and Real Business Cycles", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 20, pp. 237-256.

ASCHAUER, D. A. (1985). – "Fiscal Policy and Aggregate Demand", *American Economic Review*, 75, 1, pp. 117-127.

ASCHAUER, D. A.. (1988). – "The Equilibrium Approach to Fiscal Policy", *Journal of Money, Credit and Banking*, 20, 1, pp. 41-62.

BARRO, R. J. (1981). – "Output Effects of Government Purchases", *Journal of Political Economy*, 89, pp. 1086-1121.

BARRO, R. J. (1989). – “The Neoclassical Approach to Fiscal Policy”, *in* Barro R. J. (éd.) *Modern Real Business Cycle Theory.* Cambridge, Harvard University Press, pp. 178-235.

BAXTER, M., KING, R. G. (1993). – “Fiscal Policy in General Equilibrium”, *American Economic Review,* 83, 3, pp. 315-334.

CHO, J.-O., PHANEUF L. (1993). – “A Business Cycle Model with Nominal Wage Contracts and Government”, cahier 6, Centre de recherche sur l’emploi et les fluctuation économiques, Université du Québec à Montréal, Montréal, Québec.

CHRISTIANO, L. J., EICHENBAUM, M. (1992). – “Current Real Business Cycle Theories and Aggregate Labor Market Fluctuations”, *American Economic Review,* 82, 3, pp. 430-450.

COGLEY, T., NASON, J. (1995). – “Output Dynamics in Real-Business-Cycle Models”, *American Economic Review,* 85, 3, pp. 492-511.

DANTHINE, J.-P., DONALDSON, J. B. (1995). – “Non-Walrasian Economies”, *dans* Cooley T. F. (éd.), *Frontiers of Business Cycle Research.* Princeton, Princeton University Press.

FAIRISE, X. 1993). – “Un modèle de cycles réels avec coûts d’ajustement croisés et contrats de salaires nominaux”, *miméo,* Centre M.A.D., Université de Paris-I.

HANSEN, G. D. (1985). – “Indivisible Labor and the Business Cycle”, *Journal of Monetary Economics,* 16, pp. 309-327.

HANSEN, G. D. (1989). – “Technical Progress and Aggregate Fluctuations”, *working paper 546,* Department of Economics, University of California at Los Angeles.

HANSEN, G. D., PRESCOTT, E. C. (1995). – “Recursive Methods for Computing Equilibria of Business Cycle Models”, *dans* Cooley T. F. (éd.), *Frontiers of Business Cycle Research.* Princeton, Princeton University Press.

HANSEN, G. D., WRIGHT R. (1992). – “The Labor Market in Real Business Cycle Theory”, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review,* 16, pp. 2-12.

KORMENDI, R. (1983). – “Government Debt, Government Spending and Private Sector Behavior”, *American Economic Review,* 73, 5, pp. 994-1010.

MCGRATTAN, E. (1994). – “The Macroeconomic Effects of Distortionary Taxation”, *Journal of Monetary Economics,* 33, pp. 573-602.

ROGERSON, R. (1988). – “Invisible Labor, Lotteries and Equilibrium”, *Journal of Monetary Economics,* 21, pp. 3-16.

ROTEMBERG, J., WOODFORD, M. (1995). – “Imperfect Competition and the Business Cycle”, *dans* Cooley T. F., (éd.), *Frontiers of Business Cycle Research.* Princeton, Princeton University Press.

SARGENT, T. (1987). – *Dynamic Macroeconomic Theory.* Harvard, Harvard University Press.

SIMS, C. A. (1980). – “Macroeconomics and Reality”, *Econometrica,* 48, pp. 1-48.