DSGE モデルに基づく政府支出・税制に関する政策シミュレーション*1

小寺　剛*2
酒井　才介*3

要　約

本稿は，４種類の政府支出（メリット財支出，公共財支出，政府投資支出，一括所得移転）と３種類の税制（消費税，労働所得税，資本所得税）を含む動学的確率的一般均衡（DSGE）モデルを構築し，モデルパラメターの推定とその推定結果に基づいたシミュレーション分析を行う。1981 年第１四半期から 2012 年第４四半期までの日本のデータを用いた推定から，日本の政府支出や実効税率は景気の変化や債務の累積に対して大きくは反応していなかったことが示唆される。さらに，推定結果に基づくシミュレーション分析から，（１）ファイナンスに用いる税の違いが政府支出の効果に与える影響として，消費税と労働所得税はほとんど無差別であるのに対し，資本所得税は長期的に経済を悪化させること，（２）消費税率引き上げによる税収の増分を追加的な政府支出に用いる場合，メリット財への支出は短期的に，政府投資への支出は長期的に経済に対して正の効果を持つことが示される。

キーワード：DSGE モデル，ベイズ推定，財政政策，シミュレーション分析
JEL Classification: C11, D58, E32, E62

Ⅰ．はじめに

近年，日本では長期にわたる景気の不安定性や少子高齢化の進展に伴う社会保障費の増大によって巨額の公的債務が累積しており，歳出，歳入双方における政策や制度の見直しが財政上の大きな課題となっている。そのような政策の変更や制度設計に際し，政府支出や税率変更の効果を定量的に把握することはきわめて重要であると考えられる。そこで本稿では，４種類の政府支出（メリット財支出，公共財支出，政府投資支出，一括所得移転）と３種類の税制（消

＊1　本稿の内容は全て筆者らの個人的見解であり，財務省あるいは財務総合政策研究所の公式見解を示すものではない。また，本稿の推定結果は推定期間や定式化の変更によって変わる可能性があり，幅をもって解釈する必要がある。本稿の作成にあたっては，飯星博邦氏（首都大学東京都市教養学部教授），小林慶一郎氏（慶應義塾大学経済学部教授），中東雅樹氏（新潟大学経済学部准教授），畑農鋭矢氏（明治大学商学部教授）から貴重なコメントをいただいたことに感謝申し上げたい。ただし，本稿の記述について残る誤りは筆者らの責任である。
＊2　前財務省財務総合政策研究所研究官
＊3　前財務省財務総合政策研究所客員研究員

費税，労働所得税，資本所得税）を含む動学的確率的一般均衡（Dynamic Stochastic General Equilibrium; DSGE）モデルを構築し，その構造パラメターや政策ルールの係数パラメターをベイズ統計学の手法を用いて推定することで，日本の財政政策の効果を定量的に評価する。また推定結果に基づいて，ファイナンスに用いる税の違いがメリット財支出の効果をどのように変化させるか，および，消費税率の引き上げによる税収の増加分を政府支出に充てる場合，支出項目によって政策効果がどのように異なるかをシミュレーション分析によって明らかにする。

2008 年の世界金融危機以降，伝統的な金利操作による金融緩和政策の限界が議論される中で，景気刺激策としての財政政策の有用性が再注目されたこともあり，DSGE モデルを用いて財政政策を分析した先行研究は数多く存在する。この文脈の中では，実証的には政府支出が行われると民間消費の増加が見られるのに対し，ミクロ経済学的な基礎付けを持つ動学的マクロ一般均衡モデルでは消費が減少してしまうという，いわゆる政府支出パズルをいかに克服するかがモデル構築の上で一つの重要なポイントとなっている。政府支出パズルは，流動性制約に直面している非リカード的家計（Galí, López-Salido, and Vallés, 2007），債務安定化機能を持った政府支出ルール（Corsetti, Meier, and Müller, 2012），民間消費と政府支出のエッジワース補完性（Bouakez and Rebei, 2007; Ganelli and Tervala, 2009; Fève, Matheron, and Sahuc, 2013）等をモデルに導入することで解消されるが，これらの研究は財政政策のうち特に政府支出に注目した研究であると言える。一方，複数の歪みのある税制に注目した研究としては Forni, Monteforte, and Sessa（2009）や Leeper, Plante, and Traum（2010）があり，これらはそれぞれユーロ圏とアメリカを対象として，歪みのある税制によってファイナンスされる場合，推定される政府支出の効果が有意に変わりうることを示している。

日本を対象とし，本稿と関連の深い研究としては，Iwata（2011），蓮見（2014），Kotera and Sakai（2017）がある。Iwata（2011）は消費税，労働所得税，資本所得税を考慮し，1980-90 年代の日本において債務安定的な財政政策ルールが短期的な政府支出乗数の拡大に寄与していたことを示している。本稿は Iwata（2011）よりも多様な政府支出も考慮した上で，日本の税制ルールの特徴を推定によって明らかにし，租税政策の効果を検証する。蓮見（2014）は複数の政府支出と税制を含む小国開放型の DSGE モデルに基づいて，法人減税とそれと同規模の消費増税を行った場合のシミュレーション分析を行い，短期的な成長率と物価上昇の効果があることを定量的に示している。これに対し，本稿のモデルは閉鎖経済ではあるものの，政府消費をさらにメリット財（医療，介護，教育等への個別消費支出）と公共財（防衛等への集合消費支出）に分けた上で，メリット財支出の効果に対して税ファイナンスの違いが与える影響，および，消費税率引き上げによる税収の増加分を財政支出に用いる際に，支出項目の違いが経済に与える影響についてシミュレーションを行う。Kotera and Sakai（2017）は，政府支出として政府投資と政府消費だけでなく，さらに政府消費をメリット財と公共財に分類し，ベイズ推定の手法を用いて前者が民間消費と補完的であるのに対して，後者は代替的であり，支出政策の効果が大きく異なることを実証的に明らかにした。本稿は Kotera and Sakai（2017）のモデルを複数の税制を導入する形で拡張し，歳出面だけでなく歳入面にも焦点を当てる。

本稿の推定結果として，日本の政府支出及び税制については，景気変動や債務累積に対して大きく反応していないことが示される。また，シミュレーション分析の結果，資本所得税によるファイナンスは他の税の場合と比較して政府支出の効果を長期的に大きく減少させること，また消費税率引き上げによる税収の増分を追加的な政府支出に用いる場合，メリット財への支出は短期的に，政府投資への支出は長期的に経済に対して正の効果を持つことが示される。

本稿の構成は以下のとおりである。2 節では複数の政府支出と税制を含むモデルを構築する。3 節では構築されたモデルのパラメターをベイズ統計学的な手法によって推定し，推定結果の検証やインパルス応答分析によってモデルの特徴を明らかにする。4 節では推定結果に基づいて，税ファイナンスの違いがメリット財支出の効果に与える影響，および消費税率引き上げによる税収増分を追加的に各政府支出に用いた場合の効果についてシミュレーション分析を行う。5 節は本稿のまとめとなる。

Ⅱ．モデル

本節では，本稿で分析する DSGE モデルについて説明を行う。本稿のモデルは，Smets and Wouters (2007)および廣瀬 (2012)を基に，2 種類の政府消費（メリット財と公共財）と政府投資を導入した Kotera and Sakai (2017) のモデルに，税制として消費税，労働所得税，資本所得税を導入する形で拡張されている。

Ⅱ－1．家計

経済には無限に生きる家計が存在し，その人口を 1 とする。家計は，資産を保有し，異時点間の消費の最適化を行うリカード的家計と，流動性制約に直面し，今期の所得を全て消費する非リカード的家計とに分けられ，後者の割合を $\omega \in [0,\ 1)$ とする。

リカード的家計 $h \in (\omega,\ 1]$ の効用関数は以下のように表される。

$$\mathbf{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t e^{z_t^b} \left\{ \frac{\left(C_t^e(h) - \theta C_{t-1}^e(h)\right)^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{Z_t^{1-\sigma} e^{z_t^l} l_t(h)^{1+\chi}}{1+\chi} + V_{gm}(G_t^m) + V_{gp}(G_t^p) \right\} \quad (1)$$

ここで，$\beta \in (0,\ 1)$，$\theta \in (0,\ 1)$，$\sigma > 0$，$\chi > 0$，はそれぞれ，割引因子，消費の　習慣形成の程度，異時点間の代替の弾力性の逆数，労働供給の弾力性の逆数であり，$l_{t,}\ z_{t,}^b\ z_t^l$ はそれぞれ，労働供給量，割引因子に対する選好ショック，労働供給からの不効用に対する選好ショックを表す。Z_t は非定常な確率過程に従う技術水準であり，$\log Z_t = \log Z_{t-1} + \log z + z_t^z$ を満たす（z は均斉成長経路上の粗成長率，z_t^z は技術ショック）。また，C_t^e はリカード的家計の実効消費であり，

$$C_t^e(h) = C_t^R(h) + v^{gm} G_t^m + v^{gp} G_t^p \quad (2)$$

で定義される。Iwata (2013) や Kotera　and Sakai (2017) と同じく，本稿のモデルでは政府消費（メリット財 G_t^m と公共財 G_t^p）と民間消費の間のエッジワース補完（代替）性が考慮されており，例えば v^{gm} が負（正）ならば，メリット財とリカード的家計の消費 C_t^R は補完（代替）関係にあることを意味している[1)]。関数 $V_{gm}(\cdot)$ および $V_{gp}(\cdot)$ はそれぞれ $V'_{gm} > 0$，$V'_{gp} > 0$ が仮定され，政府消費の限界効用が正となることを保証する[2)]。

リカード的家計の予算制約は

1）政府消費と民間消費がエッジワース補完（代替）的であるとは，民間消費の限界効用が，政府消費が大きいほど増加（減少）することを意味しており，効用関数が微分可能であれば，交差微分が正（負）となることで表現される。

2）厳密には，$V'_{gm} > 0$，$V'_{gp} > 0$ は政府消費が民間消費と代替的であれば正の限界効用に対する十分条件，補完的であれば必要条件となる。

$$
\begin{aligned}
&(1+\tau_t^c)C_t^R(h)+I_t^R(h)+B_t^R(h)\\
&\quad=(1-\tau_t^w)W_t(h)l_t(h)+\frac{R_{t-1}^n}{\pi_t}B_{t-1}^R(h)\\
&\qquad+(1-\tau_t^k)(R_t^k u_t(h)K_{t-1}^R(h)+D_t^R(h))+T_t^R
\end{aligned}
\tag{3}
$$

と表される。ここで，I_t^R，B_t^R，u_t，K_{t-1}^R，D_t^R，T_t^Rはそれぞれ民間投資，国債，資本の稼働率，t期初に保有する資本ストック，配当，リカード的家計のへの純所得移転であり，また，π_t，W_t，R_t^k，R_{t-1}^n，τ_t^c，τ_t^w，τ_t^kはそれぞれ最終財価格P_tの粗インフレ率（$\pi_t \equiv P_t/P_{t-1}$），実質賃金，資本の粗レンタル率，国債の名目粗利子率，消費税率，労働所得税率，資本所得税率である。C_t^RおよびB_t^Rに関する一階条件は

$$
(1+\tau_t^c)\Lambda_t = e^{z_t^b}(C_t^e-\theta C_{t-1}^e)^{-\sigma}-\beta\theta \mathrm{E}_t e^{z_{t+1}^b}(C_{t+1}^e-\theta C_t^e)^{-\sigma}
\tag{4}
$$

$$
\Lambda_t=\beta \mathbf{E}_t \Lambda_{t+1}\frac{R_t^n}{\pi_{t+1}}
\tag{5}
$$

となる。ただし，Λ_tはt期の予算制約に付随するラグランジュ乗数である。

独占的競争の下，家計は中間財生産企業の労働需要を所与として自らの差別化された労働を提供する。その際，Galí，López-Salido，and Vallés（2007）と同様，中間財企業は2種類の家計に対して一様に労働を需要するものとする。労働サービス$i\in[0,\ 1]$に対する需要は

$$
l_t(i)=\left(\frac{W_t(i)}{W_t}\right)^{-\theta_t^w} l_t
\tag{6}
$$

と表される。ここでl_tは代替の弾力性一定の集計技術で$l_t=\left(\int_0^1 l_t(i)^{(\theta_t^w-1)/\theta_t^w}di\right)^{\theta_t^w/(\theta_t^w-1)}$定義された総労働需要であり，$\theta_t^w>1$は差別化された労働サービス間の代替の弾力性である。W_tは

$$
W_t=\left(\int_0^1 W_t(i)^{1-\theta_t^w}di\right)^{1/(1-\theta_t^w)}
\tag{7}
$$

を満たす集計賃金を表す。リカード的家計はCalvo（1983）にならった最適な賃金設定を行う。すなわち，彼らは毎期，確率$1-\xi^w$で賃金を最適に決定することができ，その際には（6）式の下で

$$
\begin{aligned}
&\mathbf{E}_t\sum_{j=0}^{\infty}(\beta\xi^w)^j\left[\Lambda_{t+j}(1-\tau_{t+1}^w)\,l_{t+j}(i)\,z^jW_t(i)\right.\\
&\qquad\left.\prod_{k=1}^{j}\left\{\left(\frac{\pi_{t+k-1}}{\pi}\right)^{\gamma^w}\frac{\pi}{\pi_{t+k-1}}\right\}-\frac{e^{z_{t+j}^b}e^{z_{t+j}^l}Z_{t+j}^{1-\sigma}l_{t+j}(i)^{1+\chi}}{1+\chi}\right]
\end{aligned}
\tag{8}
$$

を最大化する。最適賃金をW_t^*で表すと，$W_t(i)$に関する一階条件は

$$
\begin{aligned}
&\mathbf{E}_t\sum_{j=0}^{\infty}(\beta\xi^w)^j\frac{\Lambda_{t+j}l_{t+j}}{\lambda_{t+j}^w}\left[\frac{z^jW_t^*}{W_{t+j}}\prod_{k=1}^{j}\left\{\left(\frac{\pi_{t+k-1}}{\pi}\right)^{\gamma^w}\frac{\pi}{\pi_{t+k}}\right\}\right]^{-\frac{1+\lambda_{t+j}^w}{\lambda_{t+j}^w}}\\
&\left\{z^j(1-\tau_{t+j}^w)W_t^*\prod_{k=1}^{j}\left\{\left(\frac{\pi_{t+k-1}}{\pi}\right)^{\gamma^w}\frac{\pi}{\pi_{t+k}}\right\}-(1+\lambda_{t+j}^w)\frac{e^{z_{t+j}^b}e^{z_{t+j}^l}Z_{t+j}^{1-\sigma}}{\Lambda_{t+j}}\right.\\
&\left.\left(l_{t+j}\left[\frac{z^jW_t^*}{W_{t+j}}\prod_{k=1}^{j}\left\{\left(\frac{\pi_{t+k-1}}{\pi}\right)^{\gamma^w}\frac{\pi}{\pi_{t+k}}\right\}\right]^{-\frac{1+\lambda_{t+j}^w}{\lambda_{t+j}^w}}\right)^{\chi}\right\}=0
\end{aligned}
\tag{9}
$$

となる（$\lambda_t^w\equiv 1/(\theta_t^w-1)$は賃金マークアップを表す）。また，非リカード的家計は毎期集計賃金を獲得すると仮定すると，（7）式は

$$
\begin{aligned}
W_t^{-\frac{1}{\lambda_t^w}}&=(1-\xi^w)\left((W_t^*)^{-\frac{1}{\lambda_t^w}}+\sum_{j=1}^{\infty}(\xi^w)^j\right.\\
&\qquad\left.\left[z^jW_{t-j}^*\prod_{k=1}^{j}\left\{\left(\frac{\pi_{t-k}}{\pi}\right)^{\gamma^w}\frac{\pi}{\pi_{t-k+1}}\right\}\right]^{-\frac{1}{\lambda_t^w}}\right)
\end{aligned}
\tag{10}
$$

と表される[3)]。一方，リカード的家計は確率ξ^wで最適な賃金改定を行うことができず，その際には均斉成長率zおよび，前期のインフレ率と定常インフレ率πの加重平均を用いて，

$$
P_tW_t(h)=z\pi_{t-1}^{\gamma^w}\pi^{1-\gamma^w}P_{t-1}W_{t-1}(h),\ \gamma^w\in[0,\ 1]
\tag{11}
$$

というルールに従って名目賃金を設定する。

リカード的家計は（3）式および資本ストックの遷移式

$$
\begin{aligned}
K_t^R(h)&=(1-\delta(u_t(h)))K_{t-1}^R(h)\\
&\quad+\left(1-S\left(\frac{I_t^R(h)}{I_{t-1}^R(h)}\frac{e^{z_t^i}}{z}\right)\right)I_t^R(h)
\end{aligned}
\tag{12}
$$

3）この仮定の下で，リカード的家計による賃金および労働供給の意思決定はモデルに非リカード的家計が含まれない場合と同じになる。同様の設定はForni, Monteforte, and Sessa(2009）に見られる。

の下で，u_t, I_t^R, K_t^Rを最適に選択する。ここで，$\delta(\cdot)$ は資本の減耗率を表す関数であり，$\delta' > 0$, $\delta'' > 0$, $\delta(1) = \delta \in (0, 1)$, $\delta'(1)/\delta''(1) = \mu$を満たす。すなわち，資本稼働率が高くなるほど資本ストックの減耗は大きくなる。$S(\cdot)$ は投資の調整費用を表す関数であり，$S(x) = (x-1)^2/(2\zeta)$ で定義される。また，z_t^iは投資の調整費用に対するショックである。u_t, I_t^R, K_t^Rに関する一階条件は，それぞれ

$$(1-\tau_t^k)R_t^k = q_t\delta'(u_t), \tag{13}$$

$$1 = q_t\left\{1 - S\left(\frac{I_t^R}{I_{t-1}^R}\frac{e^{z_t^i}}{z}\right) - S'\left(\frac{I_t^R}{I_{t-1}^R}\frac{e^{z_t^i}}{z}\right)\frac{I_t^R}{I_{t-1}^R}\frac{e^{z_t^i}}{z}\right\} + \beta \mathrm{E}_t\frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t}q_{t+1}S'\left(\frac{I_{t+1}^R}{I_t^R}\frac{e^{z_{t+1}^i}}{z}\right)\left(\frac{I_{t+1}^R}{I_t^R}\right)^2\frac{e^{z_{t+1}^i}}{z} \tag{14}$$

$$q_t = \beta \mathrm{E}_t\frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t}\left[(1-\tau_{t+1}^k)R_{t+1}^k u_{t+1} + q_{t+1}\left(1-\delta(u_{t+1})\right)\right] \tag{15}$$

で与えられる。q_tは$q_t \equiv \Lambda_t^k/\Lambda_t$で定義され（$\Lambda_t^k$は（12）式に関するラグランジュ乗数），トービンのqを表す。

割合ωの人々は流動性制約によって資産を保有できない非リカード的家計であり，彼らの予算制約は

$$(1+\tau_t^c)C_t^{NR} = (1-\tau_t^w)W_t l_t + T_t^{NR} \tag{16}$$

で与えられる。ここでC_t^{NR}とT_t^{NR}は非リカード的家計の私的消費と純所得移転を表す。上で仮定したとおり，全ての非リカード的家計は集計労働に等しい労働サービスを提供し，集計賃金を得るので，彼らの可処分所得および消費量は等しくなる。すなわち，非リカード的家計は意思決定を行わない，同質な“rule of thumb”家計と見なすことができる。非リカード的家計は拡張的財政政策による一時的な可処分所得の増加を全て消費するため，彼らの割合が高いほど財政政策の効果は大きくなる。また，以下では単純化のため，リカード的家計と非リカード的家計の純所得移転は等しいとする（$T_t^R = T_t^{NR} = T_t$）。

Ⅱ－2. 企業

最終財市場は完全競争であり，最終財生産企業は以下の収穫一定の生産技術の下で生産を行う[4)]。

$$Y_t = \left(\int_0^1 Y_t(f)^{\frac{\theta_t^p-1}{\theta_t^p}}df\right)^{\frac{\theta_t^p}{\theta_t^p-1}} \tag{17}$$

ただし，Y_tは消費にも投資にも利用可能な最終財，$Y_t(f)$ は［0, 1］上に一様に分布する中間財生産企業fによって生産される中間財，$\theta_t^p > 1$は中間財間の代替の弾力性である。最終財企業が中間財価格$P_t(f)$ を所与として利潤の最大化を行う結果，中間財に対する需要$Y_t(f)$ は

$$Y_t(f) = \left(\frac{P_t(f)}{P_t}\right)^{-\theta_t^p}Y_t \tag{18}$$

と導出され，最終財価格と中間財価格の関係は

$$1 = \left(\int_0^1\left(\frac{P_t(f)}{P_t}\right)^{1-\theta_t^p}df\right)^{\frac{1}{1-\theta_t^p}} \tag{19}$$

と表される。

独占的競争下にある中間財生産企業の生産関数は以下のとおりである。

$$Y_t(f) = Z_t^{1-\alpha-v}(u_t K_{t-1}(f))^{\alpha} l_t(f)^{1-\alpha}(K_{t-1}^g)^v - \Phi Z_t,$$
$$\alpha \in (0, 1),\ v > 0,\ \alpha + v < 1 \tag{20}$$

ここでK_{t-1}^gはt期初の公的資本ストック，$\Phi > 0$は固定費用を表す。この定式化はBaxter and King（1993）やIwata（2013）等，多くの先行研究で用いられており，私的に供給される生産要素に関して収穫一定で，公的資本が正の外部効果を持つことを意味している。

中間財企業の費用最小化条件は

$$mc_t = \left\{\frac{W_t}{(1-\alpha)Z_t}\right\}^{1-\alpha}\left(\frac{R_t^k}{\alpha}\right)^{\alpha}\left(\frac{K_{t-1}^g}{Z_t}\right)^{-v} \tag{21}$$

で与えられる[5)]。ここでmc_tは費用最小化におけるラグランジュ乗数であり，中間財生産の限界費用と解釈される。また，（18），（20），（21）

4）以下で示される企業の意思決定および導出される最適化条件は，複数の税制を含まないKotera and Sakai（2017）と同様である。
5）費用最小化問題は全ての中間財企業にとって共通なので，インデックスfは省略される。

式から，総産出量は以下のように表される。

$$Y_t\int_0^1\left(\frac{P_t(f)}{P_t}\right)^{-\theta_t^p}df=Z_t^{1-\alpha-v}(u_tK_{t-1})^{\alpha}l_t^{1-\alpha}(K_{t-1}^g)^v-\Phi Z_t,$$

$$\text{where } K_{t-1}\equiv\int_0^1K_{t-1}(f)df \text{ and } l_t\equiv\int_0^1l_t(f)df \tag{22}$$

中間財企業は Calvo（1983）と同様に中間財の価格を設定する。すなわち，中間財企業は毎期，確率 $1-\xi^p$ で最適な価格設定を行うことができ，その際には（18）式の下で

$$\mathrm{E}_t\sum_{j=0}^{\infty}(\xi^p)^j\left(\frac{\beta^j\Lambda_{t+j}}{\Lambda_t}\right)\left[\frac{P_t(f)}{P_{t+j}}\prod_{k=1}^{j}\left\{\left(\frac{\pi_{t+k-1}}{\pi}\right)^{\gamma^p}\pi\right\}-mc_{t+j}\right]Y_{t+j}(f) \tag{23}$$

を最大化するように価格を決定する。最適価格を P_t^* で表すと，$P_t(f)$ に関する一階条件は

$$\mathrm{E}_t\sum_{j=0}^{\infty}(\beta\xi^p)^j\frac{\Lambda_{t+j}}{\Lambda_t\lambda_{t+j}^p}\left[\frac{P_t^*}{P_t}\prod_{k=1}^{j}\left\{\left(\frac{\pi_{t+k-1}}{\pi}\right)^{\gamma^p}\frac{\pi}{\pi_{t+k}}\right\}\right]^{-\frac{1+\lambda_{t+j}^p}{\lambda_{t+j}^p}}$$

$$Y_{t+j}\left[\frac{P_t^*}{P_t}\prod_{k=1}^{j}\left\{\left(\frac{\pi_{t+k-1}}{\pi}\right)^{\gamma^p}\frac{\pi}{\pi_{t+k}}\right\}-(1+\lambda_{t+j}^p)mc_{t+j}\right]=0 \tag{24}$$

となる。（$\lambda_t^p\equiv1/(\theta_t^p-1)$ は価格マークアップを表す）。これを用いると，（19）式は

$$1=(1-\xi^p)\left(\left(\frac{P_t^*}{P_t}\right)^{-\frac{1}{\lambda_t^p}}+\sum_{j=1}^{\infty}(\xi^p)^j\right.$$

$$\left.\left[\frac{P_{t-j}^*}{P_{t-j}}\prod_{k=1}^{j}\left\{\left(\frac{\pi_{t-k}}{\pi}\right)^{\gamma^p}\frac{\pi}{\pi_{t-k+1}}\right\}\right]^{-\frac{1}{\lambda_t^p}}\right) \tag{25}$$

と書き換えられる。一方，中間財企業は確率 ξ^p で最適な価格改定を行うことができず，その際には前期の価格および前期のインフレ率と定常インフレ率 π の加重平均を用いて，

$$P_t(f)=\pi_{t-1}^{\gamma^p}\pi^{1-\gamma^p}P_{t-1}(f),\ \gamma^p\in[0,\ 1] \tag{26}$$

というルールに従って中間財価格を設定するものとする。

中間財企業の独占利潤は配当としてリカード的家計に分配される。よって，集計された配当 D_t は

$$D_t=\int_0^1(Y_t(f)-W_tl_t(f)-R_t^ku_t(f)K_{t-1}(f))df$$

$$=(1-mc_t)(Y_t\Delta_t+\Phi Z_t)-\Phi Z_t,$$

$$\text{where } \Delta_t=\int_0^1\left(\frac{P_t(f)}{P_t}\right)^{1-\frac{1}{\lambda_t^p}}df \tag{27}$$

と表される。

Ⅱ－3．政策ルール

金融政策はラグ項と Taylor ルールの加重平均として以下のように表される。

$$\log R_t^n=\phi^r\log R_{t-1}^n+(1-\phi^r)$$

$$\left\{\log R^n+\phi_\pi^r\left(\frac{1}{4}\sum_{j=0}^{3}\log\frac{\pi_{t-j}}{\pi}\right)\right.$$

$$\left.+\phi_y^r\log\frac{Y_t}{Y_t^*}\right\}+z_t^r \tag{28}$$

ここで，R_t^n および R^n は名目粗利子率とその定常状態値を，z_t^r は金融政策ショックを表す。Y_t^* は潜在産出量を表し，

$$Y_t^*=Z_t^{1-\alpha-v}(ukZ_{t-1})^{\alpha}l^{1-\alpha}(k^gZ_{t-1})^v-\Phi Z_t \tag{29}$$

と定義される。ここで u，l はそれぞれ資本稼働率と労働量の定常状態値を表し，また，k と k^g はトレンド除去された民間資本 K_t/Z_t と公的資本 K_t^g/Z_t の定常状態値を表している。

本稿では，政府支出として 2 種類の政府消費（メリット財と公共財）と政府投資および純所得移転を考慮する[6)]。これらの支出は国債発行と消費税，労働所得税，資本所得税によって賄われ，このとき政府の予算制約は

6）T_t は，正なら一括所得移転，負なら一括固定税と解釈される。以降の分析で用いられるパラメター値の下で T_t/Y_t は定常状態において正になるため，本稿では所得移転と解釈される。そのため，本稿の所得移転は年金などの一般的な意味での所得移転とはやや性格が異なっており，以下の分析の解釈において留意が必要である。また，この点を踏まえ，他の政府支出や実効税率と異なり，推定において所得移転に関する観測データは使用していない。

$$B_t = \frac{R^n_{t-1}}{\pi_t} B_{t-1} + G^m_t + G^p_t + G^i_t + T_t - \tau^c_t C_t - \tau^w_t W_t l_t - \tau^k_t (R^k_t u_t K_{t-1} + D_t) \tag{30}$$

で与えられる。ここで B_t は国債の発行量，G^i_t は政府投資，C_t は総民間消費である。社会資本は政府投資によって以下のように蓄積される（$\delta^g \in [0,\ 1]$ は社会資本の減耗率）。

$$K^g_t = (1-\delta^g) K^g_{t-1} + G^i_t \tag{31}$$

本稿の政府支出ルールはそれぞれ以下のように定式化される。

$$\log G^m_t = \phi^{gm} (\log G^m_{t-1} + \log z) + (1-\phi^{gm}) \left(\log Z_t g^m + \phi^{gm}_y \log \frac{Y_{t-1}}{Y^*_{t-1}} + \phi^{gm}_b \log \frac{B_{t-1}/Y_{t-1}}{b^{tar}} \right) + z^{gm}_t \tag{32}$$

$$\log G^p_t = \phi^{gp} (\log G^p_{t-1} + \log z) + (1-\phi^{gp}) \left(\log Z_t g^p + \phi^{gp}_y \log \frac{Y_{t-1}}{Y^*_{t-1}} + \phi^{gp}_b \log \frac{B_{t-1}/Y_{t-1}}{b^{tar}} \right) + z^{gp}_t \tag{33}$$

$$\log G^i_t = \phi^{gi} (\log G^i_{t-1} + \log z) + (1-\phi^{gi}) \left(\log Z_t g^i + \phi^{gi}_y \log \frac{Y_{t-1}}{Y^*_{t-1}} + \phi^{gi}_b \log \frac{B_{t-1}/Y_{t-1}}{b^{tar}} \right) + z^{gi}_t \tag{34}$$

$$\log T_t = \phi^{T} (\log T_{t-1} + \log z) + (1-\phi^{T}) \left(\log Z_t \tau + \phi^{T}_y \log \frac{Y_{t-1}}{Y^*_{t-1}} + \phi^{T}_b \log \frac{B_{t-1}/Y_{t-1}}{b^{tar}} \right) + z^{T}_t \tag{35}$$

なお，$g^j (j \in \{m,\ p,\ i\})$ および τ はそれぞれ G^j_t/Z_t と T_t/Z_t の定常状態値，b^{tar} は政府債務の対産出比に関するターゲット，$z^j_t (j \in \{gm,\ gp,\ gi\})$ は各支出に対するショックを表す。本稿の政府支出ルールはスムージング項を含み，前期の産出ギャップと政府債務・産出比率のターゲットからの乖離に反応する定式化となっている。ここで，$\phi^j_y (j \in \{gm,\ gp,\ gi,\ T\})$ の符号が正（負）であれば，政府支出が順循環的（反循環的）であることを意味している。Fève, Matheron, and Sahuc（2013）が指摘するとおり，政府支出ルールが反循環的な項を含まずに政府支出ルールの推定を行った場合，政府支出と民間消費のエッジワース補完性が過小推定される可能性がある。また，$\phi^j_b (j \in \{gm,\ gp,\ gi,\ T\})$ の符号が負であれば，政府支出は政府債務の対産出比がターゲットを上回った際に減少することを意味している。このような債務安定化ルールは，政府支出による将来インフレ率の上昇を抑制し，また，それが金融政策ルールを通じて金利の上昇を抑えることで，財政政策の効果を大きくすることがCorsetti, Meier, and Müller（2012）によって示されている。

課税ルールも政府支出ルールと同様，ラグ項と前期の景気反応項および債務反応項から構成され，消費税率，労働所得税率，資本所得税率に関するルールは，それぞれ

$$\tau^c_t = \phi^{tc} \tau^c_{t-1} - (1-\phi^{tc}) \left(\phi^{tc}_y \log \frac{Y_{t-1}}{Y^*_{t-1}} + \phi^{tc}_b \log \frac{B_{t-1}/Y_{t-1}}{b^{tar}} \right) + \epsilon^{tc}_t \tag{36}$$

$$\tau^w_t = \phi^{tw} \tau^w_{t-1} - (1-\phi^{tw}) \left(\phi^{tw}_y \log \frac{Y_{t-1}}{Y^*_{t-1}} + \phi^{tw}_b \log \frac{B_{t-1}/Y_{t-1}}{b^{tar}} \right) + \epsilon^{tw}_t \tag{37}$$

$$\tau^k_t = \phi^{tk} \tau^k_{t-1} - (1-\phi^{tk}) \left(\phi^{tk}_y \log \frac{Y_{t-1}}{Y^*_{t-1}} + \phi^{tk}_b \log \frac{B_{t-1}/Y_{t-1}}{b^{tar}} \right) + \epsilon^{tk}_t, \tag{38}$$

$$\epsilon^j_t \sim N(0,\ \sigma^2_j),\ j \in \{tc,\ tw,\ tk\}$$

で与えられるとする。税率が債務比率だけでなく景気にも影響される定式化を採用している理由は，一般的にマクロ経済学，特に代表的個人を想定したモデルにおいて，これらの税率は実効税率として解釈されるためである。すなわち，実際の税制は所得控除や税額控除，累進税率，非課税品目などを含む非常に複雑な制度であり，これを単純な比例税として表現する場合には，その税率が景気によっても変化する可能性

がある[7)]。また，いくつかの先行研究では，今期の景気や債務比率に対して税率が変化するような税率ルールが見られるが，本稿では財政政策の決定や実行に伴うラグを考慮し，過去の経済状態に依存する定式化を採用している。その一方で，税率に対するショックは，税率変更の政治的な困難さから，それ自体に持続性はないものと考え，以下で定義される他の構造ショックとは異なり，自己回帰過程ではなく，独立かつ同一の分布に従うものとする[8)]。なお，景気項，債務項の係数パラメターの符号は，政府支出と同様，負である場合にそれぞれ反循環性，債務安定性を意味する。

Ⅱ－4．市場均衡，集計，構造ショック

市場均衡条件は

$$Y_t = C_t + I_t + G_t^m + G_t^p + G_t^i + xZ_t e^{z_t^x} \quad (39)$$

で表される。ここで C_t と I_t はそれぞれ

$$C_t = \omega C_t^{NR} + \int_\omega^1 C_t^R(h)\,dh \quad (40)$$

$$I_t = \int_\omega^1 I_t^R(h)\,dh \quad (41)$$

という集計式を満たす総民間消費と総民間投資であり，x はトレンド除去されたその他需要項目の定常状態値，z_t^x は外生需要ショックを表す。民間資本，配当，国債は以下の集計式を満たす。

$$K_t = \int_\omega^1 K_t^R(h)\,dh \quad (42)$$

$$D_t = \int_\omega^1 D_t^R(h)\,dh \quad (43)$$

$$B_t = \int_\omega^1 B_t^R(h)\,dh \quad (44)$$

税率に対するショックを除いて，各構造ショックは独立かつ同一な正規ショックを含む一階の自己回帰過程で表される。

$$z_t^j = \rho^j z_{t-1}^j + \epsilon_t^j,$$
$$\epsilon_t^j \sim N(0, \sigma_j^2),\ j \in \{b, l, z, i, x, r, gm, gp, gi, T\} \quad (45)$$

また，本稿のモデルは均斉成長トレンドを持つ。具体的には，変数 C_t^R，C_t^{NR}，C_t^e，C_t，I_t^R，I_t，K_t^R，K_t，D_t^R，D_t，K_t^g，Y_t，Y_t^*，B_t^R，B_t，G_t^m，G_t^p，G_t^i，T_t，W_t，W_t^* は均斉成長経路上で粗成長率 z で成長する。求解においては各変数を技術水準 Z_t で除すことでトレンドを除去し，定常状態周りで対数線形近似を行う。なお，対数線形化されたモデルは補論に記載されている。

Ⅲ．推定

本節ではマルコフ連鎖モンテカルロ法に基づく標準的なベイズ推定によってパラメターの推定を行う。具体的には，対数線形化されたモデルの解方程式と，モデル変数をデータと関連付ける観測方程式からカルマン・フィルターによって対数尤度関数を評価し，さらに対数尤度関数と各パラメターの事前分布を用いてメトロポリス・ヘイスティングス・アルゴリズムによるサンプリングを行い，パラメターの事後分布を導出する。サンプリング回数は 70 万回とし，

7）マクロモデルにおける実効税率の解釈および，マクロ統計から実効税率の系列を作成する方法についての詳細は Mendoza, Razin, and Tesar（1994），Forni, Monteforte, and Sessa（2009）を参照のこと。

8）政府支出や税率のルールの定式化は先行研究によって異なる。Coenen, Straub, and Trabandt（2013）は，本稿と同じくラグ項，景気反応項，債務反応項を含む政府支出，税率ルールを採用しているが，同期の景気や債務に反応する，ショックにプレアナウンスメント効果が含まれているといった違いがある。また，Forni, Monteforte, and Sessa（2009）はラグ項と同期の債務項，Iwata（2011）はラグ項と前期の債務項を含む税率ルールを採用しており，どちらも独立かつ同一な分布に従うショックを想定している。

そのうち最初の 40%（28 万サンプル）はバーンインとして捨象する。

Ⅲ－1. データ，カリブレーション，事前分布

本稿では，1981 年第 1 四半期から 2012 年第 4 四半期までの実質 GDP，実質民間消費，実質民間投資，実質賃金，実質メリット財支出，実質公共財支出，実質政府投資，労働時間，インフレ率，名目利子率，実効消費税率，実効労働所得税率，実効資本所得税率の計 13 系列からなる四半期データを用いる。税率以外の系列は廣瀬（2012）や Kotera and Sakai（2017）と同様に作成し，税率に関しては Mendoza, Razin, and Tesar（1994），Forni, Monteforte, and Sessa（2009），蓮見（2014）に従って実効税率の系列を作成した。これらの系列は以下の観測方程式によってモデルの内生変数と関係付けられる[9]。

$$\begin{bmatrix} \Delta\ln Y_t \\ \Delta\ln C_t \\ \Delta\ln I_t \\ \Delta\ln W_t \\ \Delta\ln G_t^m \\ \Delta\ln G_t^p \\ \Delta\ln G_t^i \\ \ln l_t \\ \Delta\ln P_t \\ \ln R_t^n \\ \tau_t^c \\ \tau_t^w \\ \tau_t^k \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} z^*+z_t^z \\ z^*+z_t^z \\ z^*+z_t^z \\ z^*+z_t^z \\ z^*+z_t^z \\ z^*+z_t^z \\ z^*+z_t^z \\ l \\ \pi^* \\ r^*+\pi^* \\ 100\tau^c \\ 100\tau^w \\ 100\tau^k \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \tilde{y}_t-\tilde{y}_{t-1} \\ \tilde{c}_t-\tilde{c}_{t-1} \\ \tilde{i}_t-\tilde{i}_{t-1} \\ \tilde{w}_t-\tilde{w}_{t-1} \\ \tilde{g}_t^m-\tilde{g}_{t-1}^m \\ \tilde{g}_t^p-\tilde{g}_{t-1}^p \\ \tilde{g}_t^i-\tilde{g}_{t-1}^i \\ \tilde{l}_t \\ \tilde{\pi}_t \\ \tilde{r}_t^n \\ \tilde{\tau}_t^c \\ \tilde{\tau}_t^w \\ \tilde{\tau}_t^k \end{bmatrix} \quad (46)$$

ここで，チルダの付いた小文字表記は，トレンド除去された変数の定常状態からの乖離率（対数差）を表している[10]。また，z^*，π^*，r^*，l，τ^c，τ^w，τ^k はそれぞれ定常状態における技術進歩率，インフレ率，実質利子率，労働時間，消費税率，労働所得税率，資本所得税率を表す。

本稿では Sugo and Ueda (2008)，Hirose and Kurozumi（2012），Kotera and Sakai（2017）などの先行研究に従い，いくつかのパラメターや定常状態におけるマクロ変数間の比率については推定を行わず，表 1 のように値を設定している。なお，各税率の定常状態値として，作成した実効税率の系列の期間平均を用いている。

パラメターの事前分布に関しても，多くを先

表 1　カリブレーション

パラメター，比率		値	パラメター，比率		値
生産の資本弾力性	α	0.37	政府投資・産出比率	g^i/y	0.05
民間資本の減耗率	δ	0.015	政府債務・産出比率	b^{tar}	0.6
公的資本の減耗率	δ^g	0.01	その他需要・産出比率	x/y	0.1
資本稼働率	u	1	実効消費税率	τ^c	0.061
賃金マークアップ	λ^w	0.2	実効労働所得税率	τ^w	0.273
メリット財支出・産出比率	g^m/y	0.083	実効資本所得税率	τ^k	0.446
公共財支出・産出比率	g^p/y	0.067			

9）本稿で用いられる実効税率の系列は，国民経済計算のマクロデータを用いて税収の課税ベースに対する比率として計算されている。なお，消費税については個別消費税，労働所得税には社会保険料をそれぞれ含めている。

10）チルダの付いた変数のうち，税率変数のみ定常状態からの差で定義されている。

行研究に従っているが，本稿が注目する，あるいは先行研究にはないパラメーターについては以下のように設定する。まず，政府消費の民間消費に対するエッジワース補完性の程度を表すパラメター，v^{gm} と v^{gp} の事前分布は，補完的か代替的かに関する先験的な情報を与えないように平均 0，標準偏差 1.5 の正規分布としている。支出ルール，税率ルールにおいても，それらが順循環的か反循環的か，また，債務を安定化させるかどうかに関して中立的に評価するため，ϕ_y^j，$\phi_b^j(j \in \{gm, gp, gi, T, tc, tw, tk\})$ の事前分布として平均 0，標準偏差 0.5 の正規分布を設定した。また，税率のラグ係数 $\phi^j(j \in \{tc, tw, tk\})$ については支出ルールと同じく平均 0.8，標準偏差 0.1 のベータ分布を事前分布としている。

Ⅲ－2. 推定結果と乗数

表 2 はパラメターとショックの標準偏差に関する推定結果をまとめたものである[11)]。民間消費に対するメリット財および公共財の補完性の程度を表す v^{gm} と v^{gp} については，事後平均において前者が負，後者が正となっており，どちらも 90％信用区間に 0 が含まれていない。これは，民間消費に対してメリット財支出は有意に補完的，公共財支出は有意に代替的であることを意味しており，Kotera and Sakai（2017）と同様の結果となっている。非リカード的家計の割合を表す ω については 0.06 程度となっており，Iwata（2011）などの先行研究と比較するとかなり小さい。社会資本の生産性を表す v は事後平均で 0.1 程度と，約 0.04 と推定した Iwata（2013）と比較してかなり大きく推定されているが，後で推定結果に基づいて計算される政府投資の乗数は Iwata（2013）より小さくなっている。

表 3 は各支出と税制ルールの慣性を考慮した実質的な景気，債務に対する反応係数の事後平均をまとめたものである。政府支出の慣性を表すパラメターの事後平均は大きな値となっており，日本の政府支出はほとんど慣性によって説明され，景気変動や債務累積に対する反応は小さいことが示唆されている。

実効税率の慣性を表すパラメターの事後平均も概ね Iwata（2011）と近い値となっている一方，景気変動や債務累積に対する反応は小さなものとなっていることが示唆されている[12)]。

財政政策の景気循環性に関する先行研究では，先進国において政府支出や税率の景気循環性はほとんど見られないことが知られており（e.g., Frankel, Végh, and Vuletin, 2013; Végh and Vuletin, 2015），本稿の日本に関する推定結果もこれと整合的であるといえる。また，本稿の推定結果は，日本においては債務増加に対しても政府支出や税制による反応は限定的であったことを示しており，総じて日本の財政政策ルールの景気変動・債務累積に対する自動安定化機能が大きくなかったことを示唆している[13)]

モデルへ複数の税制を導入することによる推定結果の変化は表 4 に示されている。ここで，モデル（1）は 2 節で示された複数の税制を含んだ定式化であり，推定結果は表 2 の再掲となっているのに対し，モデル（2）では一括固定税しか考慮されておらず，推定において実効税率のデータは用いられていない[14)]。

まず v^{gm} と v^{gp} について見てみると，モデル（1）では（2）と比較してメリット財の補完性は大きく推定された一方で，公共財の代替性

11）税率ショックを一階の自己回帰過程に変更したモデルの推定も行ったが，事後分布と対数周辺尤度はほとんど変化しなかった。

12）労働所得税の慣性項については本稿の方が大きく推定されているが，推定期間や税率ルールの定式化が異なること等によるものと考えられる。

13）ただし，推定値は推定期間や定式化の変更によって変わる可能性があり，本稿の推定結果については幅を持って解釈する必要がある。なお，Coenen, Straub, and Trabandt（2013）においても，ユーロ圏の歳入ルール・歳出ルールの景気・債務に対する反応項の係数が小さいことが示されている。

表 2　事前分布と事後分布

	事前分布			事後分布				事前分布			事後分布		
	分布	平均	標準偏差	平均	90%信用区間			分布	平均	標準偏差	平均	90%信用区間	
v^{gm}	Normal	0	1.5	−2.068	−2.690	−1.437	ϕ^{tc}	Beta	0.8	0.1	0.495	0.366	0.621
v^{gp}	Normal	0	1.5	0.834	0.006	1.684	ϕ^{tc}_y	Normal	0	0.5	−0.036	−0.064	−0.008
v	Gamma	0.1	0.025	0.101	0.058	0.142	ϕ^{tc}_b	Normal	0	0.5	0.001	0.000	0.002
ω	Beta	0.25	0.1	0.058	0.019	0.098	ϕ^{tw}	Beta	0.8	0.1	0.880	0.815	0.949
σ	Gamma	1	0.375	2.008	1.561	2.424	ϕ^{tw}_y	Normal	0	0.5	−0.142	−0.381	0.076
θ	Beta	0.7	0.15	0.253	0.152	0.353	ϕ^{tw}_b	Normal	0	0.5	0.012	0.004	0.020
χ	Gamma	2	0.75	5.633	4.110	7.091	ϕ^{tk}	Beta	0.8	0.1	0.700	0.583	0.818
$1/\zeta$	Gamma	4	1.5	5.107	2.986	7.094	ϕ^{tk}_y	Normal	0	0.5	0.154	−0.166	0.474
μ	Gamma	1	1	0.024	0.000	0.047	ϕ^{tk}_b	Normal	0	0.5	0.016	0.004	0.028
ϕ	Gamma	0.075	0.0125	0.074	0.054	0.094	ρ^{z}	Beta	0.5	0.2	0.073	0.015	0.128
γ^{w}	Beta	0.5	0.25	0.343	0.033	0.618	ρ^{b}	Beta	0.5	0.2	0.536	0.312	0.753
ξ^{w}	Beta	0.375	0.1	0.447	0.336	0.554	ρ^{i}	Beta	0.5	0.2	0.237	0.104	0.369
γ^{p}	Beta	0.5	0.25	0.069	0.000	0.141	ρ^{w}	Beta	0.5	0.2	0.243	0.056	0.417
ξ^{p}	Beta	0.375	0.1	0.682	0.641	0.725	ρ^{p}	Beta	0.5	0.2	0.960	0.933	0.987
λ^{p}	Gamma	0.15	0.05	0.346	0.211	0.471	ρ^{x}	Beta	0.5	0.2	0.991	0.985	0.998
z^*	Gamma	0.19	0.05	0.133	0.080	0.185	ρ^{r}	Beta	0.5	0.2	0.536	0.418	0.661
l^*	Normal	0	0.05	0.000	−0.082	0.084	ρ^{gm}	Beta	0.5	0.2	0.260	0.084	0.433
π^*	Gamma	0.175	0.05	0.198	0.117	0.280	ρ^{gp}	Beta	0.5	0.2	0.060	0.007	0.110
r^*	Gamma	0.498	0.05	0.519	0.446	0.591	ρ^{gi}	Beta	0.5	0.2	0.167	0.049	0.279
ϕ^{r}	Beta	0.8	0.1	0.785	0.734	0.835	ρ^{T}	Beta	0.5	0.2	0.522	0.189	0.848
ϕ^{r}_{π}	Gamma	1.7	0.1	1.821	1.667	1.972	σ_{z}	Inv. gamma	0.5	Inf	2.078	1.791	2.354
ϕ^{r}_{y}	Gamma	0.125	0.05	0.035	0.016	0.053	σ_{b}	Inv. gamma	0.5	Inf	1.995	1.479	2.491
ϕ^{gm}	Beta	0.8	0.1	0.975	0.964	0.985	σ_{i}	Inv. gamma	0.5	Inf	3.546	3.101	4.008
ϕ^{gm}_y	Normal	0	0.5	−0.240	−1.019	0.518	σ_{w}	Inv. gamma	0.5	Inf	0.614	0.501	0.724
ϕ^{gm}_b	Normal	0	0.5	−0.126	−0.198	−0.052	σ_{p}	Inv. gamma	0.5	Inf	0.208	0.156	0.258
ϕ^{gp}	Beta	0.8	0.1	0.966	0.944	0.991	σ_{x}	Inv. gamma	0.5	Inf	5.150	4.612	5.680
ϕ^{gp}_y	Normal	0	0.5	0.406	−0.521	1.339	σ_{r}	Inv. gamma	0.5	Inf	0.100	0.089	0.111
ϕ^{gp}_b	Normal	0	0.5	−0.064	−0.126	−0.012	σ_{gm}	Inv. gamma	0.5	Inf	1.147	1.011	1.282
ϕ^{gi}	Beta	0.8	0.1	0.973	0.952	0.996	σ_{gp}	Inv. gamma	0.5	Inf	1.574	1.408	1.740
ϕ^{gi}_y	Normal	0	0.5	−0.164	−1.012	0.653	σ_{gi}	Inv. gamma	0.5	Inf	4.012	3.586	4.446
ϕ^{gi}_b	Normal	0	0.5	0.035	−0.146	0.209	σ_{T}	Inv. gamma	0.5	Inf	0.623	0.100	1.496
ϕ^{T}	Beta	0.8	0.1	0.882	0.786	0.976	σ_{tc}	Inv. gamma	0.5	Inf	0.466	0.416	0.516
ϕ^{T}_y	Normal	0	0.5	0.584	−0.210	1.386	σ_{tw}	Inv. gamma	0.5	Inf	0.756	0.679	0.835
ϕ^{T}_b	Normal	0	0.5	−0.111	−0.155	−0.065	σ_{tk}	Inv. gamma	0.5	Inf	3.147	2.810	3.484

（注）推定期間は 1981 年第 1 四半期から 2012 年第 4 四半期。事後分布はメトロポリス・ヘイスティングス・アルゴリズムによってサンプリングされた 70 万の標本のうち，最初の 28 万サンプルを捨象して推定している。推定分布の種類（1 列目）において，Normal，Beta，Gamma，Inv. gamma はそれぞれ正規分布，ベータ分布，ガンマ分布，逆ガンマ分布を表す。

表 3　政策ルール

	メリット財	公共財	政府投資	所得移転	消費税	労働所得税	資本所得税
慣性	0.975	0.966	0.973	0.882	0.495	0.880	0.700
景気	−0.006	0.014	−0.004	0.069	−0.018*	−0.017	0.046
債務	−0.003*	−0.002*	0.001	−0.013*	0.001*	0.001*	0.005*

（注）* は景気，債務に対する反応係数パラメターの事後分布の 90％信用区間に 0 が含まれないことを意味している。各数値は慣性項については事後平均，景気項及び債務項については事後平均を基に計算された値を記載している。

14）モデル（2）は，基本的に Kotera and Sakai（2017）と同じモデルであるが，一括固定税へのショックの有無や事前分布の設定などに違いがある。また，ϕ^{T}，ϕ^{T}_{y}，ϕ^{T}_{b}は，モデル（1）では一括所得移転のルールに付随するパラメターであるのに対し，モデル（2）においては一括固定税ルールに関するパラメターとなっていることに注意されたい。

表 4　事後分布の比較

	モデル（1）			モデル（2）				モデル（1）			モデル（2）		
	平均	90%信用区間		平均	90%信用区間			平均	90%信用区間		平均	90%信用区間	
v^{gm}	−2.068	−2.690	−1.437	−1.642	−2.128	−1.156	ϕ^{gi}	0.973	0.952	0.996	0.950	0.925	0.972
v^{gp}	0.834	0.006	1.684	0.959	0.144	1.765	ϕ^{gi}_y	−0.164	−1.012	0.653	−0.004	−0.799	0.758
ν	0.101	0.058	0.142	0.112	0.068	0.154	ϕ^{gp}_b	0.035	−0.146	0.209	0.162	0.058	0.260
ω	0.058	0.019	0.098	0.078	0.024	0.130	ϕ^T	0.882	0.786	0.976	0.791	0.659	0.930
σ	2.008	1.561	2.424	2.342	1.972	2.716	ϕ^T_y	0.584	−0.210	1.386	0.008	−0.514	0.530
θ	0.253	0.152	0.353	0.388	0.259	0.519	ϕ^T_b	−0.111	−0.155	−0.065	0.011	−0.017	0.041
χ	5.633	4.110	7.091	5.008	3.604	6.363	ρ^z	0.073	0.015	0.128	0.072	0.013	0.124
$1/\zeta$	5.107	2.986	7.094	6.565	3.645	9.328	ρ^b	0.536	0.312	0.753	0.331	0.110	0.527
μ	0.024	0.000	0.047	0.940	0.419	1.438	ρ^i	0.237	0.104	0.369	0.286	0.162	0.412
ϕ	0.074	0.054	0.094	0.071	0.051	0.090	ρ^w	0.243	0.056	0.417	0.186	0.048	0.313
γ^w	0.343	0.033	0.618	0.492	0.143	0.833	ρ^p	0.960	0.933	0.987	0.974	0.954	0.994
ξ^w	0.447	0.336	0.554	0.327	0.245	0.409	ρ^x	0.991	0.985	0.998	0.932	0.894	0.971
γ^p	0.069	0.000	0.141	0.139	0.005	0.269	ρ^r	0.536	0.418	0.661	0.661	0.562	0.757
ξ^p	0.682	0.641	0.725	0.720	0.684	0.757	ρ^{gm}	0.260	0.084	0.433	0.117	0.020	0.206
λ^p	0.346	0.211	0.471	0.476	0.335	0.621	ρ^{gp}	0.060	0.007	0.110	0.056	0.007	0.102
z^*	0.133	0.080	0.185	0.155	0.098	0.210	ρ^{gi}	0.167	0.049	0.279	0.159	0.044	0.266
l^*	0.000	−0.082	0.084	0.001	−0.080	0.081	ρ^T	0.522	0.189	0.848	0.510	0.193	0.832
π^*	0.198	0.117	0.280	0.178	0.099	0.255	σ_z	2.078	1.791	2.354	2.237	1.913	2.543
r^*	0.519	0.446	0.591	0.529	0.457	0.602	σ_b	1.995	1.479	2.491	3.384	2.275	4.489
ϕ^r	0.785	0.734	0.835	0.706	0.643	0.772	σ_i	3.546	3.101	4.008	3.824	3.317	4.314
ϕ^r_π	1.821	1.667	1.972	1.793	1.643	1.942	σ_w	0.614	0.501	0.724	0.604	0.508	0.699
ϕ^r_y	0.035	0.016	0.053	0.030	0.013	0.047	σ_p	0.208	0.156	0.258	0.154	0.114	0.191
ϕ^{gm}	0.975	0.964	0.985	0.978	0.967	0.990	σ_x	5.150	4.612	5.680	5.994	5.255	6.673
ϕ^{gm}_y	−0.240	−1.019	0.518	0.410	−0.458	1.265	σ_r	0.100	0.089	0.111	0.102	0.090	0.113
ϕ^{gm}_b	−0.126	−0.198	−0.052	−0.197	−0.294	−0.106	σ_{gm}	1.147	1.011	1.282	1.082	0.958	1.200
ϕ^{gp}	0.966	0.944	0.991	0.969	0.944	0.996	σ_{gp}	1.574	1.408	1.740	1.575	1.412	1.738
ϕ^{gp}_y	0.406	−0.521	1.339	0.367	−0.504	1.208	σ_{gi}	4.012	3.586	4.446	3.932	3.522	4.327
ϕ^{gp}_b	−0.064	−0.126	−0.012	−0.060	−0.138	0.018	σ_T	0.623	0.100	1.496	0.532	0.110	0.969

（注）税制を含むモデル（1）の推定結果は表 2 の再掲であるのに対し，モデル（2）は税制を含まない定式化の下での結果である。推定期間はどちらのケースも 1981 年第 1 四半期から 2012 年第 4 四半期であるが，モデル（2）の推定においては実効税率のデータを用いておらず，また，サンプリング回数は 70 万回で，うち最初の 28 万サンプルをバーンインとして捨象している。ϕ^T，ϕ^T_y，ϕ^T_b は，モデル（1）では一括所得移転のルールに付随するパラメターであるのに対し，モデル（2）においては一括固定税ルールに関するパラメターとなっている。

は小さくなっており，これらは政府消費支出の政策効果に影響を与えると考えられる。経済の実質，名目的な硬直性に影響を与えるパラメターに関しては，特に，消費の習慣形成に関する θ，投資の調整費用の大きさを決める $1/\zeta$，資本稼働率の変更による減耗率への影響を表す μ，実質賃金の硬直性を決める γ^w，ξ^w，物価の硬直性に影響を与える γ^p，中間財生産企業のマークアップ率を表す λ^p において大きな違いが見られる。これらの違いは，モデルの拡張の結果，消費，投資，物価の硬直性と中間財生産企業のマークアップ率は低く，資本稼働率の硬直性は大きく推定されたことを意味している[15)]。これらの変化は概して各マクロ変数の調整や独占的競争に伴うコストを低下させる効果を持つと考えられる。政府支出ルールに関しては，全ての支出において非常に高い持続性は変わらず，モデルの拡張による推定結果の変化はほとんど見られなかった。

表 5 は，モデル（1）とモデル（2）の政府支出増に関する乗数を示している。乗数は，各政府支出が定常状態において 1 期だけ対産出比

15）実質賃金の硬直性に関しては，γ^w の低下が硬直性を低くするのに対して，ξ^w の増加は逆の効果を持つので，総合的にはどちらの効果が大きいかに依存する。

表 5　政府支出乗数

	モデル（1）	モデル（2）
メリット財支出	1.427	1.920
公共財支出	0.217	0.246
政府投資支出	0.706	0.924

（注）乗数は，各政府支出が定常状態において 1 期だけ対産出比で 1% 増加した場合の，トレンド除去された産出量の 1 期目の変化率であり，推定されたパラメターの事後平均を用いて計算されている。

で 1% 増加した場合の，トレンド除去された産出量の 1 期目の変化率で定義され，事後平均を用いて計算される。モデルの拡張が乗数に与える影響は，表 4 で概観したパラメターの推定結果の違いによるものと，モデルそのものの変更によるものとに分類される。後者に関しては，歪みを伴う税制を導入していることから，一般的に拡張的な政策の効果に対して負の影響を与えると考えられる。

メリット財支出の乗数は，モデルの拡張によって 1.92 から 1.43 に減少する。補完性パラメターの推定結果からは民間消費との補完性が強くなっていることから乗数は大きくなることが予想されるが，ここではそれ以上に税制の歪みが乗数を押し下げたと考えられる。公共財支出に関しては代替性の低下が乗数を大きく，税制の歪みが小さくするように作用した結果，0.25 から 0.22 に減少する。政府投資の乗数も，推定された公的資本の生産性の低下と税制導入の影響により，0.92 から 0.71 に減少する。

Ⅳ．シミュレーション分析

Ⅳ－1．メリット財支出について異なる税でファイナンスした場合のシミュレーション

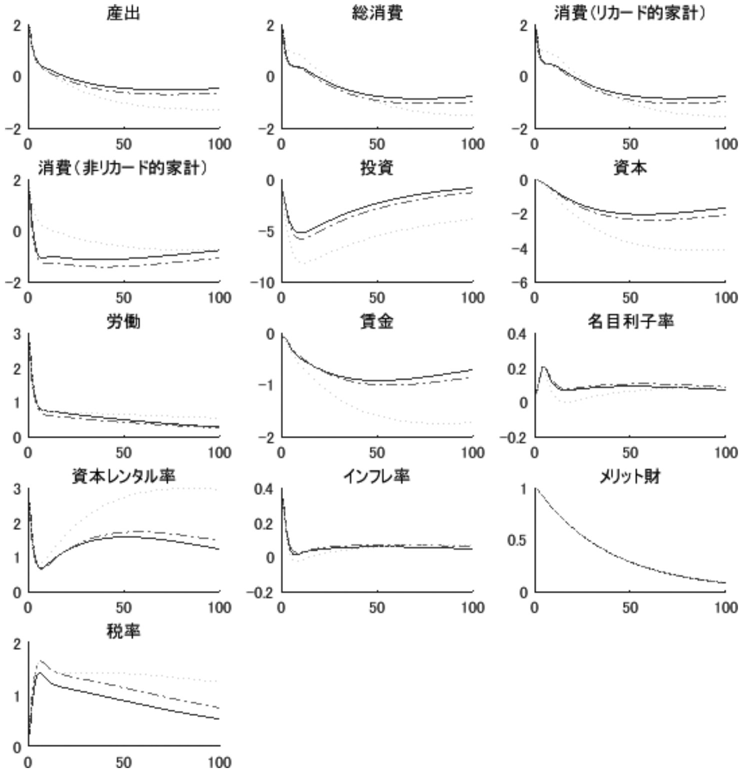
本節では，前節で推定されたパラメターの事後平均を用いて，メリット財支出対産出比 1% の増加を，他の税や支出，および国債発行による調整は行わず，一種類の税でのみファイナンスするというシミュレーションを行うことで，各税の経済への影響を比較する。この分析においては，政府支出の経路を所与として，それを同額分の増税によって賄うことになるので，消費税，労働所得税，資本所得税間での増税の効果の比較が可能になる。また，メリット財支出は医療支出や教育支出における，いわゆる現物支給に関する支出であるため，このシミュレーションは，それらの支出を新規国債の発行なしに賄う場合，政策効果がファイナンスの仕方によってどのように変化するかを検証する分析としても解釈できる。

シミュレーションの結果は図 1 に示されている。まず，メリット財支出の経路は，どの税でファイナンスした場合も共通であることが確認できる[16)]。また，消費税のケースと労働所得税のケースを比較すると，全ての変数に関して両者の間にはほとんど違いがないことがわかる。これは，無限期間生存する代表的個人にとって，比例税による徴税額が同じ限り，この二つの税が本質的には同等になるためである。

リカード的家計の消費は，短期的には資本所得税でファイナンスするケースで最も増加する。これは，資本所得税率の上昇によって資本収益が低下し，将来消費から現在消費への代替が起こるためである。その一方で，長期的には貯蓄，投資の減少およびそれに伴う景気の悪化によって消費は他の税のケースより減少する。

16）図 1 では省略されているが，支出と同額分の増税が行われるため，総税収の対産出比の変化も各税に関して同一になる。

図１　税ファイナンスの違いによるメリット財支出の効果の比較



（注）図中の実線，破線，点線はそれぞれ，メリット財支出を消費税，労働所得税，資本所得税でファイナンスした場合の各変数のインパルス応答を表す。税率のパネルにおいては，それぞれ消費税率，労働所得税率，資本所得税率を表す。シミュレーションでは，ショックとして対産出比 1%のメリット財支出ショックを与え，調整弁となる税以外の税率，政府支出，国債発行量は変化しないように設定している。

非リカード的家計の消費においても資本所得税のケースで最も消費の伸びが大きいが，その原因はリカード的家計で見られた消費の異時点間の代替ではなく，資産を保有しない非リカード的家計が，資本所得増税による直接的な負の影響を受けないためである。総消費の変動は非リカード的家計の割合が少ないため，リカード的家計の消費とほとんど同じになる。投資については，資本所得税が資本収益を長期間にわたって低下させるため，他の二つの税のケースに比べて減少し続け，その結果，資本水準も大きく減少する。また，資本所得税による投資の減少によって資本蓄積が過少になるため，長期的に資本レンタル率は上昇する。負の所得効果による労働供給の増大については，短期的にはどの税においてもほとんど差が見られないが，負の影響が長く続く資本所得税のケースにおいて調整が遅いことがわかる。このような労働供給のパターンを反映して，資本所得税のケースにおいて実質賃金のより大きな低下が長期間続く。物価の動きはこのような限界費用の動きを反映したものとなっており，税ごとの大きな差異は見られない。また，資本所得税の場合は中長期的な景気悪化によって税収が減少するため，税率の調整も遅く，他の税の場合と比べて高止まりすることがわかる。

以上を要約すると，本モデルにおいては政府支出のファイナンス手段として消費税と労働所得税の間に大きな違いはないが，資本所得税は投資および資本蓄積を大きく減少させ，生産要素の相対価格の変動を伴って，中長期的な景気の抑制効果が大きくなる。より具体的には，消費税，労働所得税の場合，産出の均衡経路からの乖離は 20 期前後でマイナスに転じ，100 期後に－0.5％程度となるのに対して，資本所得税の場合は 15 期あたりでマイナスになり，100 期後には－1.3％となる。その一方で，資本所得税は短期的には消費の異時点間代替を引き起こすため，30 期前後までは消費の伸びが最も大きくなる。これらは定性的には標準的な経済モデルと同様の帰結であり，政府支出のファイナンス手段として資本所得税は景気に対する抑制効果が最も大きいことを示すシミュレーション結果となった。また，本節の分析では消費税と労働所得税の間に大きな違いはなかったものの，本稿のモデルは世代重複モデルで一般に想定されるような家計の退職は考慮しておらず，また，実際には労働所得税は累進構造を持つため，それらを考慮した場合，労働所得税の方が消費税よりも非効率になる可能性がある。

Ⅳ－2．消費税率引き上げにより異なる政府支出を行った場合のシミュレーション

続いて，消費税率の引き上げによる増収分を追加的な政府支出として用いた場合，支出項目によって政策効果にどのような違いが生じるかを検証する。この分析では，消費税率以外の税率と追加的に行われる政府支出以外の支出は一定としつつも，先の分析とは異なり，公的債務と一括所得移転は政府の予算制約や政策ルールに従って変動することを許容している[17)]。また，ここで与えている消費税率へのショックは恒久的なものではなく，税率の持続性を十分に大きくした上での一時的なものである[18)]。

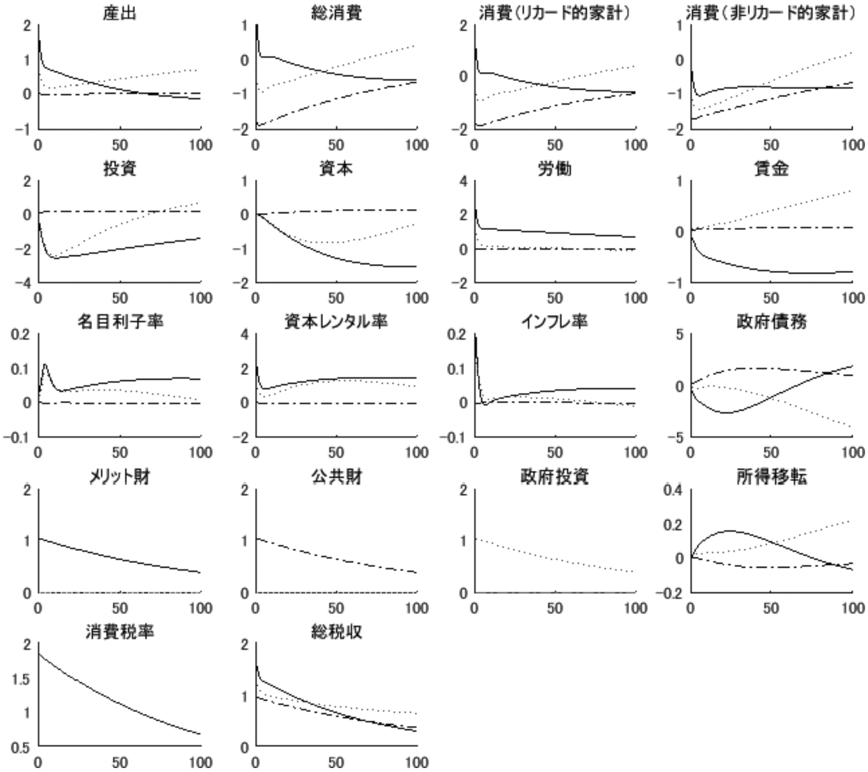
図 2 は，消費税収が定常状態における対産出比で 1％増加するように消費税率を引き上げた場合のシミュレーション結果である。税率と政府支出のパネルからは，各ケースにおいて税率の上昇は等しく，各政府支出がそれぞれ対産出比で 1％増加していることが確認できる。

メリット財支出を行う場合，リカード的家計の消費とメリット財の補完性により，消費税率の上昇に対して消費は瞬時的にわずかに増加するものの，中長期的には 0.6％程度減少する。また，負の所得効果による労働供給の増大，それに伴う賃金の低下などが見られる。これらの結果，産出は短期的には上昇し，中長期的に 0.17％程低下する。総税収は消費および産出の増大によって短期的に対産出比で 1％を超えて増加するが，税率の低下，消費，産出の低下とともに減少する。この動きと対応して公的債務の対産出比は最大 2％以上減少するが長期的には増加に転じる。

消費税収の増分を公共財支出に充てる場合は，リカード的家計の消費と公共財の代替性により，消費は短期的に 2％減少し，中長期的にメリット財支出の場合と同様に約 0.6％の減少となる。このとき，公共財の増大と消費の減少が相殺され，リカード的家計の実効消費はほとんど変化しない。その結果，他の経済変数はほとんど変化せず，消費，産出の減少の影響から公的債務は微増する。また，政府投資を行う場合は，消費や産出において短期的にはメリット財のケースと公共財のケースの中間程度の減少が生じるが，長期的には公的資本の蓄積による生産性の上昇によって，消費や産出はそれぞれ 0.36％，0.67％ほど増大し，それに伴い総税収の増加，公的債務の減少が生じる。

17）公的債務の変動がある場合，債務の増加に対して十分な支出の減少や税収の増加がなければ Blanchard-Kahn 条件が満たされなくなるため，債務安定化効果の強い所得移転の変動も許容している。
18）シミュレーションにおいて，消費税率ルールの持続性パラメター $\phi^{\tau c}$ を 0.99 に設定している。

図２　消費税率引き上げによる税収増分を各政府支出に充てた場合の効果の比較



（注）図中の実線，破線，点線はそれぞれ，税収の増分をメリット財支出，公共財支出，政府投資支出に充てた場合の各変数のインパルス応答を表す。シミュレーションでは，ショックとして税収の増分が対産出比１％となるように規格化した消費税ショックを与え，消費税以外の税率は変化しないように設定している。

Ⅴ．まとめ

本稿では，複数の政府支出と税制を含むニューケインジアンタイプの DSGE モデルを構築し，ベイズ推定によって各構造パラメターの推定を行うことで，日本の政府支出ルールや税率ルールの特徴を明らかにした。具体的には，政府支出及び税制について，景気変動や債務累積に対する反応は定量的には小さいものであったことが示された。また，推定されたパラメターに基づいて算出したメリット財支出，公共財支出，政府投資のインパクト乗数はそれぞれ，1.43，0.22，0.71 となった。

また本稿では推定結果に基づいて２つのシミュレーション分析を行った。１つ目のシミュレーションでは，メリット財支出を行う場合に，そのファイナンスに用いる税の種類を変更することで，支出の政策効果がどのように変化するかを検証した。その結果，資本所得税によるファイナンスは，他の税の場合と比べて，短期的に

は異時点間の消費の代替を通じて消費を増やす一方，中長期的には資本蓄積を阻害することによって，景気に負の影響を与えることが示された。2つ目のシミュレーションでは，消費税率引き上げによる税収の増分を追加的な政府支出として用いる場合，支出項目によってどのように政策効果が変化するかについて検証した。分析からは，税収増分によってメリット財支出を行った場合，メリット財と民間消費のエッジワース補完性によって短期的には消費は減少せず，景気に正の効果を与える一方，公共財支出を行った場合には代替性により消費は大きく落ち込むことが示された。政府投資を行った場合は短期的にはメリット財支出と公共財支出の中間程度の効果となるものの，長期的には公的資本蓄積による生産性の増大によって経済に対する正の効果が見られる結果となった。

より多様な財政政策の効果をより精緻に分析するために，本稿の研究は様々な方向へ拡張されうる。まずモデルに関しては，失業の分析を目的とした摩擦的な労働市場の導入，財政政策の効果に影響を与える開放経済への拡張，再分配政策の分析を目的とした家計間の多様な異質性の導入などが考えられる。またシミュレーション分析において，本稿では一時的な増税の分析しか行わなかったが，より現実的な政策課題である恒久的，構造的な支出増に伴う増減税およびそれらが財政再建に与える影響を分析することは政策分析としてきわめて重要であると考えられる。これらについては将来の課題としたい。

参考文献

蓮見亮（2014）「法人税減税の政策効果―小国開放経済型DSGEモデルによるシミュレーション分析」，*RIETI Discussion Paper Series*, 14-J-040.

廣瀬康生（2012）『DSGEモデルによるマクロ実証分析の方法』，三菱経済研究所

Baxter, M. and R. G. King（1993）“Fiscal policy in general equilibrium model”, *American Economic Review*, Vol. 83 No. 3, pp. 315-334.

Bouakez, H. and N. Rebei（2007）“Why does private consumption rise after a government spending shock?”, *Canadian Journal of Economics*, Vol. 40 No. 3, pp. 954-979.

Calvo, G. A.（1983）“Staggered prices in a utility-maximizing framework”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 12 No. 3, pp. 383-398.

Coenen, G., R. Straub, and M. Trabandt（2013）“Gauging the effects of fiscal stimulus package in the euro area”, *Journal of Economic Dynamics & Control*, Vol. 37 No. 2, pp. 367-386.

Corsetti, G., A. Meier, and G. J. Müller（2012）“Fiscal stimulus with spending reversals”, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 94 No. 4, pp. 878-895.

Fève, P., J. Matheron, and J.-G. Sahuc（2013）“A pitfall with estimated DSGE-based government spending multipliers”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 5 No. 4, pp.141-178.

Forni, L., L. Monteforte, and L. Sessa（2009）“The general equilibrium effects of fiscal policy: estimates for the euro area”, *Journal of Public Economics*, Vol. 93 No. 3-4, pp. 559-585.

Frankel, J. A., C. A. Végh, and G. Vuletin（2013）“On graduation from fiscal procyclicality”, *Journal of Development Economics*, Vol. 100 No. 1, pp. 32-47.

Galí, J., J. D. López-Salido, and J. Vallés, (2007) "Understanding the effects of government spending on consumption", *Journal of the European Economic Association*, Vol. 5 No. 1, pp. 227-270.

Ganelli, G. and J. Tervala (2009) "Can government spending increase private consumption? The role of complementarity", *Economics Letters* Vol. 103 No. 1, pp. 5-7.

Hirose, Y. and T. Kurozumi (2012) "Do investment-specific technological changes matter for business fluctuations? Evidence from Japan", *Pacific Economic Review* Vol. 17 No. 2, pp. 208-230.

Iwata, Y. (2011) "The government spending multiplier and fiscal financing: insights from Japan", *International Finance*, Vol. 14 No. 2, pp. 231-264.

Iwata, Y. (2013) "Two fiscal policy puzzles revisited: new evidence and an explanation", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 33, pp. 188-207.

Kotera, G. and S. Sakai (2017) "Complementarity between merit goods and public consumption: evidence from estimated DSGE model for Japan", *KIER Discussion Paper Series*, No. 978.

Leeper, E. M., M. Plante, and N. Traum (2010) "Dynamics of fiscal financing in the United States", *Journal of Econometrics*, Vol. 156 No. 2, pp. 304-321.

Mendoza, E. G., A. Razin, and L. L. Tesar (1994) "Effective tax rates in macroeconomics: cross-country estimates of tax rates on factor incomes and consumption", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 34 No. 3, pp. 297-323.

Smets, F. and R. Wouters (2007) "Shocks and frictions in US business cycles: a Bayesian DSGE approach", *American Economic Review*, Vol. 97 No. 3, pp. 586-606.

Sugo, T. and K. Ueda (2008) "Estimating a dynamic general equilibrium model for Japan", *Journal of the Japanese and International Economics* Vol. 22 No. 4, pp. 476-502.

Végh, C. A. and G. Vuletin (2015) "How is tax policy conducted over business cycle?", *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol. 7 No. 3, pp. 327-370.

補論

この補論では，トレンド除去，対数線形化されたモデル方程式を記述する。ここで，任意の変数 X_t についてトレンド除去した変数を小文字 $x_t = X_t/Z_t$ で表し，その定常状態値を添え字 t を除いた x，定常状態からの乖離率（対数差）をチルダ付の表記（$\tilde{x}_t \equiv \log x_t - \log x$）で表す[19)]。ただし，税率に関してのみチルダ変数は定常状態からの乖離率ではなく差分で定義する

19) ラグランジュ乗数 Λ_t についてのみ，トレンド除去された変数 λ_t は，$\lambda_t \equiv \Lambda_t Z_t^{\sigma}$ で定義される。また，対数線形化モデルにおける賃金ショック z_t^w は，$z_t^w \equiv \frac{1-\xi^w}{\xi^w} \frac{(1-\xi^w \beta z^{1-\sigma})\lambda^w}{\lambda^w+\chi(1+\lambda^w)} (\tilde{\lambda}_t^w + z_t^l)$ で定義される，賃金マークアップショックと労働供給ショックを統合したショックであり，価格ショック z_t^p は z_t^p は $z_t^p \equiv \frac{(1-\xi^p)(1-\xi^p \beta z^{1-\sigma})}{\xi^p} \tilde{\lambda}_t^p$ で再定義された価格マークアップショックである。

（$\tilde{\tau}_t^j \equiv \tau_t^j - \tau^j$，$j \in \{c,\ w,\ k\}$）。

リカード的家計の実効消費：

$$\frac{c^e}{y}\tilde{c}_t^e = \frac{c^R}{y}\tilde{c}_t^R + \frac{v^{gm}g^m}{y}\tilde{g}_t^m + \frac{v^{gp}g^p}{y}\tilde{g}_t^p$$

リカード的家計の消費の限界効用：

$$\left(1-\frac{\theta}{z}\right)\left(1-\frac{\beta\theta}{z^\sigma}\right)\left(\tilde{\lambda}_t + \frac{\tilde{\tau}_t^c}{1+\tau^c}\right)$$
$$= -\sigma\left\{\tilde{c}_t^e - \frac{\theta}{z}(\tilde{c}_{t-1}^e - \tilde{z}_t^z)\right\} + \left(1-\frac{\theta}{z}\right)z_t^b$$
$$+\frac{\beta\theta}{z^\sigma}\left\{\sigma(\mathrm{E}_t\tilde{c}_{t+1}^e + \mathrm{E}_t z_{t+1}^z - \frac{\theta}{z}\tilde{c}_t^e)\right.$$
$$\left. -\left(1-\frac{\theta}{z}\right)\mathrm{E}_t z_{t+1}^b\right\}$$

ラグランジュ乗数（オイラー方程式）：

$$\tilde{\lambda}_t = \mathrm{E}_t\tilde{\lambda}_{t+1} - \sigma\,\mathrm{E}_t z_{t+1}^z + \tilde{R}_t^n - \mathrm{E}_t\tilde{\pi}_{t+1}$$

賃金：

$$\tilde{w}_t - \tilde{w}_{t-1} + \tilde{\pi}_t - \gamma^w\tilde{\pi}_{t-1} + z_t^z$$
$$= \beta z^{1-\sigma}(\mathrm{E}_t\tilde{w}_{t+1} - \tilde{w}_t + \mathrm{E}_t\tilde{\pi}_{t+1} - \gamma^w\tilde{\pi}_t + \mathrm{E}_t z_{t+1}^z)$$
$$+\frac{1-\xi^w}{\xi^w}\frac{(1-\xi^w\beta z^{1-\sigma})\lambda^w}{\lambda^w+\chi(1+\lambda^w)}\left(\chi\tilde{l}_t - \tilde{\lambda}_t - \tilde{w}_t\right.$$
$$\left. +\frac{\tilde{\tau}_t^w}{1-\tau^w} + z_t^b\right) + z_t^w$$

民間資本蓄積：

$$\tilde{k}_t = \frac{1-\delta}{z}(\tilde{k}_{t-1} - z_t^z) - \frac{(1-\tau^k)R^k}{z}\tilde{u}_t + \left(1-\frac{1-\delta}{z}\right)\tilde{i}_t$$

資本稼働率：

$$\tilde{u}_t = \mu\left(\tilde{R}_t^k - \frac{\tilde{\tau}_t^k}{1-\tau^k} - \tilde{q}_t\right)$$

投資：

$$\frac{\tilde{\imath}_t - \tilde{\imath}_{t-1} + z_t^z + z_t^i}{\zeta} = \tilde{q}_t$$
$$+\frac{\beta z^{1-\sigma}(\mathrm{E}_t\tilde{\imath}_{t+1} - \tilde{\imath}_t + \mathrm{E}_t z_{t+1}^z + \mathrm{E}_t z_{t+1}^i)}{\zeta}$$

トービンの q：

$$\tilde{q}_t = \mathrm{E}_t\tilde{\lambda}_{t+1} - \tilde{\lambda}_t - \sigma\mathrm{E}_t z_{t+1}^z + \frac{\beta}{z^\sigma}\{(1-\tau^k)R^k\mathrm{E}_t\tilde{R}_{t+1}^k$$
$$- R^k\mathrm{E}_t\tilde{\tau}_{t+1}^k + (1-\delta)\mathrm{E}_t\tilde{q}_{t+1}\}$$

非リカード的家計の消費：

$$\frac{c^{NR}}{y}\{(1+\tau^c)\tilde{c}_t^{NR} + \tilde{\tau}_t^c\} = \frac{wl}{y}\{(1-\tau_t^w)(\tilde{w}_t + \tilde{l}_t)$$
$$-\tilde{\tau}_t^w\} + \frac{\tau}{y}\tilde{\tau}_t$$

中間財生産企業の生産関数：

$$\tilde{y}_t = (1+\phi)\{(1-\alpha)\tilde{l}_t$$
$$+\alpha(\tilde{u}_t + \tilde{k}_{t-1} - z_t^z) + v(\tilde{k}_{t-1}^g - z_t^z)\}$$

費用最小化：

$$\tilde{w}_t - \tilde{R}_t^k = \tilde{u}_t + \tilde{k}_{t-1} - \tilde{l}_t - z_t^z$$

限界費用：

$$\widetilde{mc}_t = (1-\alpha)\tilde{w}_t + \alpha\tilde{R}_t^k - v(\tilde{k}_{t-1}^g - z_t^z)$$

中間財価格（ニューケインジアン・フィリップス曲線）：

$$\tilde{\pi}_t - \gamma^p\tilde{\pi}_{t-1} = \beta z^{1-\sigma}(\mathrm{E}_t\tilde{\pi}_{t+1} - \gamma^p\tilde{\pi}_t)$$
$$+\frac{(1-\xi^p)(1-\xi^p\beta z^{1-\sigma})}{\xi^p}\widetilde{mc}_t + z_t^p$$

配当：

$$(\lambda^p - \phi)\tilde{d}_t = \lambda^p\tilde{y}_t - (1+\phi)\widetilde{mc}_t$$

金融政策ルール：

$$\tilde{R}_t^n = \phi^r\tilde{R}_{t-1}^n + (1-\phi^r)\left\{\phi_\pi^r\left(\frac{1}{4}\sum_{j=0}^{3}\tilde{\pi}_{t-j}\right)\right.$$
$$\left. +\phi_y^r(\tilde{y}_t - \tilde{y}_t^*)\right\} + z_t^r$$

潜在産出量：

$$\tilde{y}_t^* = -(1+\phi)(\alpha+v)z_t^z$$

政府の予算制約：

$$b^{tar}\tilde{b}_t = \frac{b^{tar}}{\beta z^{1-\sigma}}(\tilde{R}^n_{t-1} - \tilde{\pi}_t - z^z_t + \tilde{b}_{t-1}) + \frac{g^m}{y}\tilde{g}^m_t + \frac{g^p}{y}\tilde{g}^p_t + \frac{g^i}{y}\tilde{g}^i_t + \frac{\tau}{y}\tilde{\tau}_t - \frac{c}{y}(\tilde{\tau}^c_t + \tau^c\tilde{c}_t) - \frac{wl}{y}\{\tilde{\tau}^w_t + \tau^w(\tilde{w}_t + \tilde{l}_t)\} - \frac{d}{y}(\tilde{\tau}^k_t + \tau^k\tilde{d}_t) - \frac{R^k k}{zy}\{\tilde{\tau}^k_t + \tau^k(\tilde{R}^k_t + \tilde{u}_t + \tilde{k}_{t-1} - z^z_t)\}$$

社会資本蓄積：

$$\tilde{k}^g_t = \frac{1-\delta^g}{z}(\tilde{k}^g_{t-1} - z^z_t) + \left(1 - \frac{1-\delta^g}{z}\right)\tilde{g}^i_t$$

政府支出ルール：

$$\tilde{g}^m_t = \phi^{gm}(\tilde{g}^m_{t-1} - z^z_t) + (1-\phi^{gm})\{\phi^{gm}_y(\tilde{y}_{t-1} - \tilde{y}^*_{t-1}) + \phi^{gm}_b(\tilde{b}_{t-1} - \tilde{y}_{t-1})\} + z^{gm}_t$$

$$\tilde{g}^p_t = \phi^{gp}(\tilde{g}^p_{t-1} - z^z_t) + (1-\phi^{gp})\{\phi^{gp}_y(\tilde{y}_{t-1} - \tilde{y}^*_{t-1}) + \phi^{gp}_b(\tilde{b}_{t-1} - \tilde{y}_{t-1})\} + z^{gp}_t$$

$$\tilde{g}^i_t = \phi^{gi}(\tilde{g}^i_{t-1} - z^z_t) + (1-\phi^{gi})\{\phi^{gi}_y(\tilde{y}_{t-1} - \tilde{y}^*_{t-1}) + \phi^{gi}_b(\tilde{b}_{t-1} - \tilde{y}_{t-1})\} + z^{gi}_t$$

$$\tilde{\tau}_t = \phi^T(\tilde{\tau}_{t-1} - z^z_t) + (1-\phi^T)\{\phi^T_y(\tilde{y}_{t-1} - \tilde{y}^*_{t-1}) + \phi^T_b(\tilde{b}_{t-1} - \tilde{y}_{t-1})\} + z^T_t$$

税率ルール：

$$\tilde{\tau}^c_t = \phi^{tc}\tilde{\tau}^c_{t-1} - (1-\phi^{tc})\{\phi^{tc}_y(\tilde{y}_{t-1} - \tilde{y}^*_{t-1}) + \phi^{tc}_b(\tilde{b}_{t-1} - \tilde{y}_{t-1})\} + \mathrm{e}^{tc}_t$$

$$\tilde{\tau}^w_t = \phi^{tw}\tilde{\tau}^w_{t-1} - (1-\phi^{tw})\{\phi^{tw}_y(\tilde{y}_{t-1} - \tilde{y}^*_{t-1}) + \phi^{tw}_b(\tilde{b}_{t-1} - \tilde{y}_{t-1})\} + \mathrm{e}^{tw}_t$$

$$\tilde{\tau}^k_t = \phi^{tk}\tilde{\tau}^k_{t-1} - (1-\phi^{tk})\{\phi^{tk}_y(\tilde{y}_{t-1} - \tilde{y}^*_{t-1}) + \phi^{tk}_b(\tilde{b}_{t-1} - \tilde{y}_{t-1})\} + \mathrm{e}^{tk}_t$$

総消費：

$$\frac{c}{y}\tilde{c}_t = \frac{(1-\omega)c^R}{y}\tilde{c}^R_t + \frac{\omega c^{NR}}{y}\tilde{c}^{NR}_t$$

財市場の均衡条件：

$$\tilde{y}_t = \frac{c}{y}\tilde{c}_t + \frac{i}{y}\tilde{\imath}_t + \frac{g^m}{y}\tilde{g}^m_t + \frac{g^p}{y}\tilde{g}^p_t + \frac{g^i}{y}\tilde{g}^i_t + \frac{x}{y}z^x_t$$

構造ショック：

$$z^j_t = \rho^j z^j_{t-1} + \mathrm{e}^j_t,$$

$$\mathrm{e}^j_t \sim N(0, \sigma^2_j),$$

$$j \in \{b, w, p, z, i, x, r, gm, gp, gi, T\}$$