

# ゼロ金利期間における財政乗数の推定

---

## -実物景気循環モデルを用いて-<sup>1</sup>

慶應義塾大学経済学部 廣瀬康生研究会 卒業論文

高野 隼一

2015年 1月

---

<sup>1</sup> 本稿の作成にあたっては、指導教官の廣瀬康生氏をはじめ、2年間活動を共にした研究会の同期の方々から熱心かつ真摯なコメントを頂戴した。ここに記して感謝の意を表したい。しかし本稿にあり得る誤り、主張の一切は筆者個人に帰するものである。

## 要約

近年マクロ経済学においては財政政策の効果を再検討、評価することが主要なテーマの一つとなっている。その中でも、Barro(1981)の有効消費の概念と、Baxter and King(1993)の社会資本の生産性をモデル内に導入して政府消費と公共投資の区別を行い、それぞれの波及効果を分析することが主要な方法の一つとなっている。日本を題材とした研究としても、江口・平賀(2008)、Iwata(2012)などで上記の方法に従っているが、DSGEモデルでは経済にバインディングな制約が発生している期間を扱うことが難しく、ゼロ金利期間を題材に同一のモデル内で政府消費、公共投資の両方を扱った研究は本稿の知る限り存在しないものと思われる。しかし政府消費と民間消費の関係性を左右するパラメータや、公的資本の生産性を左右するパラメータは主に実物面で決定されると考えられるため、Kydland and Prescott(1982)で示されたRBCモデルを代わりに用いることで、ゼロ金利期間の分析を行うことが可能となると考えられる。

以上を踏まえ、本稿では江口・平賀(2008)、Ercolani and Azevedo(2014)などを踏まえて標準的なRBCモデルにBarro(1981)の有効消費、Baxter and King(1993)の社会資本の概念を導入した上で、ゼロ金利政策が実行された以降の期間(1999年第1四半期から2013年第2四半期)における政府消費、公共投資それぞれの波及効果を分析した。分析手法はDSGEモデル同様Smets and Wouters(2003)の手法に従い、MCMC法を用いてパラメータをベイズ推定した上で、Mountford and Uhlig(2009)の方法に沿って財政乗数を算出することでその影響を明らかにした。その結果政府消費は民間消費と代替的であり、政府消費の財政乗数は1を下回ることが明らかとなった。この結果は政府支出の規模が拡大すると政府消費と民間消費の代替性が強まることを実証したKarras(1994)を踏まえると、足元の日本の現状に対して妥当性を持つ結果だと考えられる。また社会資本の生産性の推定結果も江口(2012)、Iwata(2012)とほぼ整合的な値が得られ、公共投資の財政乗数は1を上回ることが示された。

## 目次

要約.....	1
目次.....	2
1 はじめに.....	3
2 モデル.....	5
2.1 家計.....	5
2.2 企業.....	6
2.3 政府.....	7
2.4 財市場の均衡条件.....	7
2.5 モデルまとめ.....	7
2.6 本稿のモデルにおける政府支出の波及メカニズム.....	9
3 モデル推定.....	11
3.1 データ.....	11
3.2 状態空間モデル.....	12
3.3 事前設定.....	13
4 分析.....	14
4.1 推定結果.....	14
4.2 財政乗数の算出.....	16
4.3 推定結果の頑健性の確認.....	17
5 結論.....	19
6 参考文献.....	20

## 1 はじめに

リーマンショック以降の景気後退や、先進国で財政再建への意識が高まっていることを背景に、近年マクロ経済学においても財政政策の効果を再検討、評価することが主要なテーマの一つとなっている。これまで日本を題材として政府支出の需要創出効果を検討した研究としては、加藤（2003）、中川・北浦・石川（2008）、渡辺・藪・伊藤（2010）など数多く存在する。これらの研究の多くにおいて政府支出が一定の需要拡大効果をもたらすことが明らかにしているが、上記の分析について江口・平賀（2008）は、政府支出の中身を区別した上で他の経済主体への波及メカニズムを考慮した分析でないことを課題として指摘している。公共サービス関連の支出である政府最終消費と、社会インフラ整備への費用である公的資本形成は異なる経路にて生産や消費へ影響を与えると考えられるため、両者を区別して分析を行うことの必要性は Finn(1998)をはじめとした先行研究で指摘されている<sup>2</sup>。政府支出の中身を区別することによって、その効果をより深く分析することはもちろん、歳出削減の際にどの項目から着手すべきか判断する上でも有用な情報を得ることができるだろう。

政府支出の中身を政府消費と公共投資に区分し、それぞれの波及メカニズムを分析する試みは様々な先行研究にて行われている。政府消費の波及効果を考慮する方法としては、Bailey(1971)や Barro(1981)の方法に基づいて政府消費も家計の消費と同様、家計の効用を左右する要因の一つであると考えられる有効消費の概念を加える方法が多く用いられている。マクロ経済モデルを用いた分析においても上記のアプローチは Christiano and Eichenbaum(1992)、Boukez and Rebei(2006)、Iwata(2012)など多くの先行研究において見られ、Barro(1981)の段階では政府消費と民間消費の間の代替関係のみを想定していたが、Boukez and Rebei(2006)、Iwata(2012)などでは議論を拡張して両者の補完性を考慮した分析を行っている。一方公共投資に関しては、Baxter and King(1993)を踏まえて公的資本の生産性を考慮する方法が用いられており、日本を題材とした研究としても江口（2012）、Iwata（2012）などでは DSGE モデルを用いて、社会資本の生産性に関して推定を行っている。以上の先行研究の手法を踏まえることで、政府支出の中身を区別した分析が可能となろう。

しかし、日本のマクロ経済モデルを用いて上記の区別を行った研究の多くが、ゼロ金利政策が実施された 1999 年以降の期間を扱っていない<sup>3</sup>。その背景には、マクロ経済学の標準的な分析ツールである DSGE モデルは 1 次近似を行った上で解を求めるため、ゼロ金利

---

<sup>2</sup> また Feve et al.(2013)は政府支出と民間消費の内生性を考慮しないと、モデルから推計される乗数にバイアスが生まれてしまうことを示している。

<sup>3</sup> 実際に Iwata（2012）では政府消費と公共投資に区分した上でパラメータの推定を行っているが、DSGE モデルの性質を踏まえて推定期間をゼロ金利以前の 1998 年第 4 四半期までに限定している。

制約のように経済にバインディングな制約が発生している期間を扱うことが難しいことがある。しかし、ゼロ金利期間における財政政策の効果を検証することは Eggertsson(2006)、Christiano et al.(2010)などをはじめとして関心の高いテーマであり、日本のゼロ金利の期間における政府消費、公共投資それぞれの波及効果を分析することの必要性は高いものと考えられる。

先述のように DSGE モデルでゼロ金利の期間を扱うことが難しい背景には、モデルの解を求める際に線形近似を行っていることがあった。中央銀行の政策運営を表現しているテイラールールにも線形近似を行っているため、ゼロ金利のような状況を扱えないことがその大きな原因となっている。しかし政府消費と民間消費の関係性を左右するパラメータや、公的資本の生産性を左右するパラメータは主に実物面で決定されると考えられるため、推定を行う際に必ずしもテイラールールを含むモデルを扱う必要性はないと思われる。従って政府支出の効果を検証するという本稿の目的を踏まえると、Kydland and Prescott(1982)で示された RBC モデルなどの実物景気循環モデルを用いることが、一つの代替案として考えられる。実際に Boukez and Rebei(2006)、Ercolani and Azevedo(2014)などでは RBC モデルを用いて政府消費、公共投資の効果を左右するパラメータをベイズ推定しており、日本を題材に同様の分析を行うことは十分に可能であると考えられる。

以上を踏まえ、本稿では Boukez and Rebei(2006)、Ercolani and Azevedo(2014)などに従って標準的な RBC モデルに Barro(1981)の有効消費、Baxter and King(1993)の社会資本の概念を導入した上で、ゼロ金利政策が実行された以降の期間（1999 年第 1 四半期から 2013 年第 2 四半期）における政府消費、公共投資それぞれの波及効果を分析する。分析手法は DSGE モデル同様、Smets and Wouters(2003)の手法に従い<sup>4</sup>MCMC 法を用いてパラメータをベイズ推定した上で、Mountford and Uhlig(2009)の方法に沿い財政乗数を算出することでその影響を明らかにした。その結果政府消費は民間消費と代替的であり、政府消費の財政乗数は 1 を下回ることが明らかとなった。この結果は政府支出の規模が拡大すると政府消費と民間消費の代替性が強まることを実証した Karras(1994)を踏まえると、日本の現状に対して妥当性を持つ結果だと考えられる。また社会資本の生産性の推定結果も江口(2012)、Iwata(2012)とほぼ整合的な値が得られ、公共投資の財政乗数は長期的な視点で見ると 1 を上回ることが示された。

本稿の構成は以下の通りである。第 2 節では本稿で用いたモデルとその特徴を提示する。第 3 節では 2 節で示したモデルのパラメータをベイズ推定する上での手法と、推定に用いたデータについて述べる。第 4 節では推定結果と共に、推定したパラメータの下で財政乗数を算出した結果を述べる。また推定結果の頑健性を確認するために、事前分布の変更や尤度によるモデル比較も合わせて行った。第 5 節は本稿の結論である。

---

<sup>4</sup> 日本の DSGE モデルをベイズ推定している代表的な先行研究としては、Iiboshi et al.(2006)、Sugo and Ueda(2008)などが挙げられる。

## 2 モデル

本稿では標準的な RBC モデルに、1) Bailey(1971)、Barro(1981)で示された有効消費、2) Baxter and King(1993)の社会資本を導入したモデルを用いた。有効消費とは、公的サービスと民間消費の間には代替関係、あるいは一部の分野では公共サービスが民間消費を拡大させる効果があることを踏まえ、政府が提供する財、給付を家計の消費に算入する考え方である。Barro(1981)以降、マクロ経済モデルを用いて財政政策の効果を検証する際に有効消費の概念を用いた研究は近年でも Boukez and Rebei(2006)、Ercolani and Azevedo(2014)、江口・平賀(2008)など数多く、本稿も先行研究に従ってモデルを設定した。

### 2.1 家計

家計は消費財 $C_t$ 、投資財 $I_t$ 、安全資産 $B_t$ を購入し、労働サービス $N_t$ を企業に提供する。家計の選好は以下の効用関数で表わされる。

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t e^{z_t^b} (\log C_t^e - e^{z_t^n} \frac{N_t^{1+\lambda}}{1+\lambda}) \quad (2.1.1)$$

ここで $\beta \in (0,1)$ は主観的割引率、 $\rho$ は消費の習慣形成の度合い、 $\lambda$ は労働供給の代替の弾力性の逆数、 $z_t^b$ 、 $z_t^n$ はそれぞれ主観的割引率と労働供給に関するショックである。また $C_t^e$ はBarro(1981)で示された有効消費であり、以下のように表わされる。

$$C_t^e = (C_t - \rho C_{t-1}) + \theta G_t^c$$

$G_t^c$ は政府消費、 $\rho \in (0,1)$ は消費の習慣形成の度合い、 $\theta$ は政府消費に対する選好のウェイトである。

家計の予算制約式は以下のように表わされる。

$$C_t + I_t + B_t = W_t N_t + R_t^k u_t K_{t-1} + R_{t-1} B_{t-1} - T_t \quad (2.1.2)$$

ここで $W_t$ は実質賃金、 $R_t^k$ は資本の実質レンタル料、 $u_t$ は資本稼働率、 $K_{t-1}$ は資本ストック、 $R_{t-1}$ は実質利子率、 $T_t$ は政府による一括税を表している。

また家計による投資は、以下の式に従って資本として蓄積される。

$$K_t = \{1 - \delta(u_t)\} K_{t-1} + \left(1 - S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}} e^{z_t^i}\right)\right) I_t \quad (2.1.3)$$

ここで $\delta$ は資本減耗率を表し、Sugo and Ueda(2008)と同様資本稼働率に依存して変化するように仮定している。また  $S(\cdot)$ は投資の調整コストであり、 $S(x) = \frac{1}{z_t^i} \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} e^{z_t^i} - 1\right)$  という 2

次の関数形を設定する。 $z_t^i$ は投資の調整コストショックを表している。

家計は将来に渡る効用の割引現在価値である(2.1.1)式を予算制約式(2.1.2)式、資本ストックの遷移式 (2.1.3) 式の下で最大化する。制約式(2.1.2)に関するラグランジュ乗数を $\lambda_t$ 、制

約式(2.1.3)式に関するラグランジュ乗数を $\lambda_t^k$ とすると、ラグランジュ関数は以下のような式となる。

$$L = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t e^{z_t^b} \left( \log C_t^e - e^{z_t^n} \frac{N_t^{1+\lambda}}{1+\lambda} \right) - \lambda_t (W_t N_t + R_t^k u_t K_{t-1} + R_{t-1} B_{t-1} - T_t - C_t - I_t - B_t) \\ - \lambda_t^k \left( \{1 - \delta(u_t)\} K_{t-1} + \left( 1 - S \left( \frac{I_t}{I_{t-1}} e^{z_t^i} \right) \right) I_t - K_t \right)$$

家計の一階条件より、以下の式が成立する<sup>5</sup>。

民間消費 $C_t$ に関する一階条件

$$\lambda_t = \frac{e^{z_t^b}}{C_t^e} - \beta E_t \left( \frac{\rho}{C_{t+1}^e} \right) e^{z_{t+1}^b} \quad (2.1.4)$$

労働サービス $n_t$ に関する一階条件

$$\lambda_t W_t = N_t^\lambda \quad (2.1.5)$$

安全資産に $B_t$ に関する一階条件

$$\beta E_t \lambda_{t+1} R_t = \lambda_t \quad (2.1.6)$$

投資 $I_t$ に関する一階条件

$$q_t \left( 1 - S \left( \frac{I_t}{I_{t-1}} e^{z_t^i} \right) - S' \left( \frac{I_t}{I_{t-1}} e^{z_t^i} \right) \frac{I_t}{I_{t-1}} e^{z_t^i} \right) \\ + \beta E_t q_{t+1} \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \left( S' \left( \frac{I_{t+1}}{I_t} e^{z_t^i} \right) \right) \left( \frac{I_{t+1}}{I_t} \right)^2 e^{z_{t+1}^i} = 1 \quad (2.1.7)$$

資本稼働率 $u_t$ に関する一階条件

$$R_t^k = q_t \delta'(u_t) \quad (2.1.8)$$

資本ストック $K_t$ に関する一階条件

$$q_t = \frac{\beta E_t \lambda_{t+1}}{\lambda_t} \{ R_{t+1}^k + q_{t+1} (1 - \delta(u_t)) \} \quad (2.1.9)$$

## 2.2 企業

企業は完全競争の下、家計から得られた労働サービス $N_t$ と資本 $K_{t-1}$ を用いて生産活動を行う。企業の生産関数は以下のコブ=ダグラス型生産関数で表わされる。

$$Y_t = A_t (u_t K_{t-1})^\alpha (N_t)^{1-\alpha}$$

ここで $A_t$ は技術水準を表し、以下のAR(1)過程に従うものとする。

$$A_t = \rho_A A_{t-1} + \epsilon_t^A \quad \epsilon_t^A: \text{外生技術ショック}$$

上記の生産関数にBaxter and King(1993)に基づいて社会資本の生産性を導入すると、生産

<sup>5</sup> なお以下では $\frac{\lambda_t^k}{\lambda_t} = q_t$ と新たに定義し直している。 $q_t$ はトービンの $q$ であり、限界効用単位で測った資本の実質価格を表している。

関数は以下の式で表わされる。

$$Y_t = A_t (u_t K_{t-1})^\alpha (N_t)^{1-\alpha} (K_{t-1}^g)^\nu \quad (2.2.1)$$

ここで $\nu$ は社会資本の生産性を表すパラメータ、 $K_{t-1}^g$ は社会資本のストックであり、以下の推移式に従って蓄積される。

$$K_t^g = (1 - \delta)K_{t-1}^g + I_t^g \quad I_t^g : \text{各期における公共投資} \quad (2.2.2)$$

上記の(2.2.1)式の生産関数に従って企業は利潤最大化行動を行う。企業の利潤は以下の(2.2.3)式で表わされ、一階条件は以下のようになる。

企業の利潤

$$\pi_t = Y_t - r_t^k K_{t-1} - W_t N_t \quad (2.2.3)$$

資本ストック $K_{t-1}$ に関する一階条件

$$\alpha A_t \left( \frac{u_t K_{t-1}}{N_t} \right)^{\alpha-1} (K_{t-1}^g)^\nu - r_t^k = 0 \quad (2.2.4)$$

労働サービス $n_t$ に関する一階条件

$$W_t = A_t (1 - \alpha) \left( \frac{u_t K_{t-1}}{N_t} \right)^\alpha (K_{t-1}^g)^\nu \quad (2.2.5)$$

## 2.3 政府

政府は支出の財源を家計からの税金（一括税）と国債を発行することによって賄う。各期における政府の予算制約式は以下のように与えられる。

$$B_t = R_{t-1} B_{t-1} + G_t^c + I_t^g - T_t \quad (2.3.1)$$

なお、国債が発散してモデルの均衡動学経路が求められなくなることを防ぐために、江口(2012)に従い税制ルール $T_t = \phi B_{t-1}$ を導入する。この式を(2.3.1)式と合わせると政府の予算制約式は以下のように表せる。

$$B_t = (R_{t-1} - \phi) B_{t-1} + G_t^c + I_t^g - T_t \quad (2.3.1)$$

## 2.4 財市場の均衡条件

財市場の均衡条件は以下ようになる。 $\epsilon_t^e$ は純輸出などの外生需要ショックを表している。

$$Y_t = C_t + I_t + G_t^c + I_t^g + z_t^e \quad (2.4.1)$$

## 2.5 モデルまとめ

以上のモデルの各式を対数線形近似すると、次の線形差分方程式体系が得られる。

(1)式 有効消費：

$$\frac{C^e}{Y} \tilde{C}_t^e = \frac{C}{Y} \tilde{C}_t - \frac{\rho C}{Y} \tilde{C}_{t-1} + \frac{\theta G^c}{Y} \tilde{G}_t^c$$

(2)式 消費の限界効用：

$$(1 - \beta\rho)\tilde{\lambda}_t = z_t^b - \widetilde{C}_t^e - \beta\rho z_{t+1}^b + \beta\rho\widetilde{C}_{t+1}^e$$

(3)式 労働の最適化条件：

$$\tilde{\lambda}_t = \lambda\widetilde{N}_t - \widetilde{W}_t + z_t^b + z_t^l$$

(4)式 消費のオイラー方程式：

$$\tilde{\lambda}_t = E_t\widetilde{\lambda}_{t+1} + \tilde{r}_t$$

(5)式 投資関数：

$$\tilde{q}_t = \frac{1}{\zeta}(\tilde{I}_t - \widetilde{I}_{t-1} + z_t^i) - \beta\left(\frac{1}{\zeta}\right)\{E_t\widetilde{I}_{t+1} - \tilde{I}_t + E_t z_{t+1}^i\}$$

(6)式 トービンの  $q$ ：

$$\tilde{q}_t = (E_t\widetilde{\lambda}_{t+1} - \tilde{\lambda}_t) + \beta(R^k E_t\widetilde{R}_{t+1}^k + (1 - \delta)E_t\widetilde{q}_{t+1})$$

(7)式 民間資本の推移式：

$$\widetilde{K}_t = (1 - \delta)\widetilde{K}_{t-1} + \delta I_t - r^k\tilde{u}_t$$

(8)式 資本稼働率関数：

$$\tilde{u}_t = u(R_t^k - \tilde{q}_t)$$

(9)式 生産関数：

$$\tilde{Y}_t = \widetilde{A}_t + \alpha(\tilde{u}_t + \widetilde{K}_{t-1}) + (1 - \alpha)\widetilde{N}_t + v\widetilde{K}_{t-1}^g$$

(10)式 賃金：

$$\widetilde{W}_t = \widetilde{A}_t + \alpha(\tilde{u}_t + \widetilde{K}_{t-1}) - \alpha\tilde{n}_t + v\widetilde{K}_{t-1}^g$$

(11)式 資本のレンタル料：

$$\tilde{r}_t^k = \widetilde{A}_t + (1 - \alpha)\tilde{n}_t - (1 - \alpha)(\tilde{u}_t + \widetilde{K}_{t-1}) + v\widetilde{K}_{t-1}^g$$

(12)式 社会資本の推移式

$$K_t^g = (1 - \delta_g)K_{t-1}^g + \delta_g \frac{Y}{I^g} \tilde{I}_t^g$$

(13)式 政府の予算制約式：

$$\tilde{B}_t = (R - \phi)\widetilde{B}_{t-1} + \frac{RB}{Y}\tilde{r}_t + \widetilde{G}_t^c + \tilde{I}_t^g$$

(14)式 財市場の均衡条件：

$$\tilde{Y}_t = \frac{C}{Y}\tilde{C}_t + \frac{I}{Y}\tilde{I}_t + \widetilde{G}_t^c + \tilde{I}_t^g + z_t^e$$

(15)式 技術ショック：

$$\widetilde{A}_t = \rho_A\widetilde{A}_{t-1} + \epsilon_t^A$$

(16)式 政府消費ショック：

$$\widetilde{G}_t^c = \rho_{GC}G_{t-1}^c + \epsilon_t^{GC}$$

(17)式 公共投資ショック：

$$I_t^g = \rho_{GI} I_{t-1}^g + \epsilon_t^{GI}$$

(18)式 選好ショック :

$$z_t^b = \rho_b z_{t-1}^b + \epsilon_t^b$$

(19)式 労働ショック :

$$z_t^l = \rho_l z_{t-1}^l + \epsilon_t^l$$

(20)式 投資の調整コストショック :

$$z_t^i = \rho_i z_{t-1}^i + \epsilon_t^i$$

(21)式 外生需要ショック :

$$z_t^e = \rho_e z_{t-1}^e + \epsilon_t^e$$

## 2.6 本稿のモデルにおける政府支出の波及メカニズム

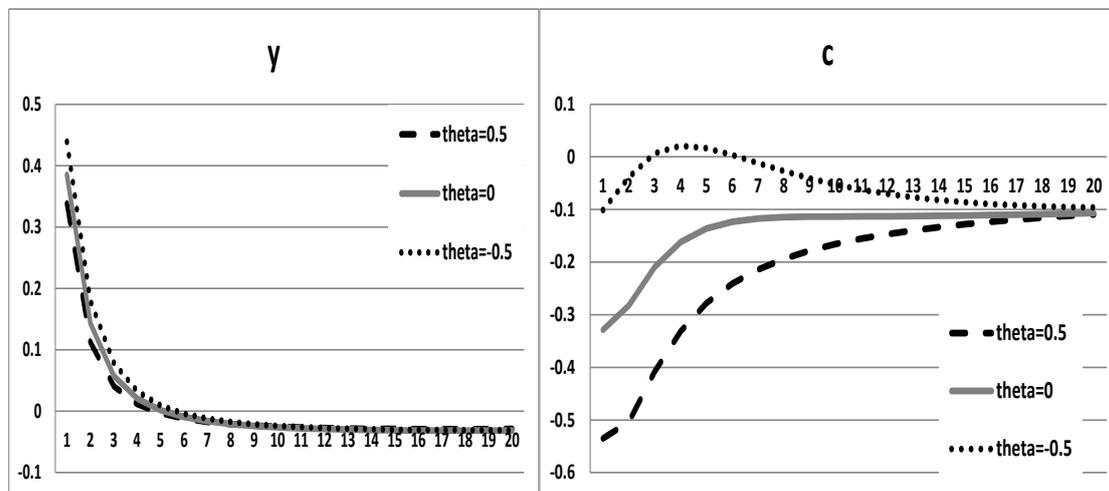
### (1)政府消費の拡大による効果

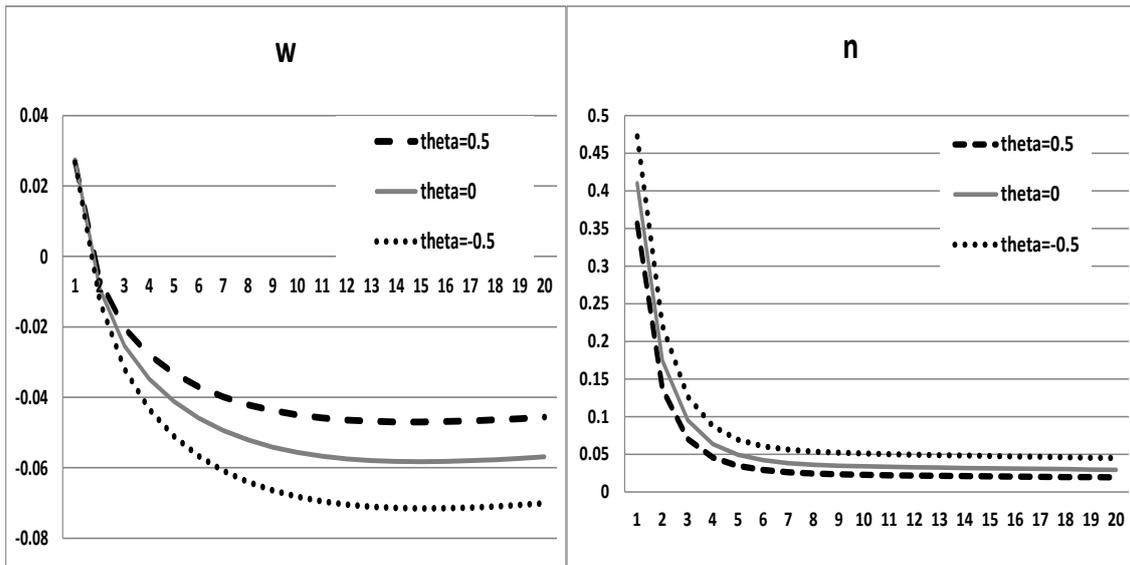
通常の RBC モデルでは政府消費の拡大は将来の増税を予期させ、家計の消費を減らす負の資産効果が働く。しかし本稿の (2.1.2) 式のように有効消費の概念を導入した場合、政府消費の拡大が直接的に家計の消費の限界効用に影響を与える経路が生まれる。政府消費の増加が消費の限界効用に与える効果は、以下の式で決定される。

$$\text{モデル(2)式を政府消費で微分した式 : } \frac{\partial \bar{\lambda}_t^c}{\partial \bar{G}_t^c} = -\frac{1}{1-\beta\rho} \frac{\theta G^c}{C^e} (1-\beta\rho\rho_G)$$

$\beta\rho\rho_G < 1$ であることから、 $\theta$ の符号によって政府消費と民間消費の関係性は変化する。 $\theta$ が正である場合は政府消費の増加が消費の限界効用を減少させるため、家計は消費を減少させる（両者の関係は代替的）。一方 $\theta$ が負である場合は政府消費の拡大によって家計の消費の限界効用は増加し、その効果が負の資産効果を上回る場合は消費のクラウド・インをもたらす（両者の関係は補完的）。以下に本稿で用いたモデルにおいて、 $\theta$ が正の場合( $\theta = 0.5$ )、0 の場合、負の場合( $\theta = -0.5$ )それぞれにおいて、政府消費ショックが対 GDP 比 1% 与えられた際のインパルスレスポンスを示す。

図 1 政府消費ショックに対するインパルスレスポンスの比較



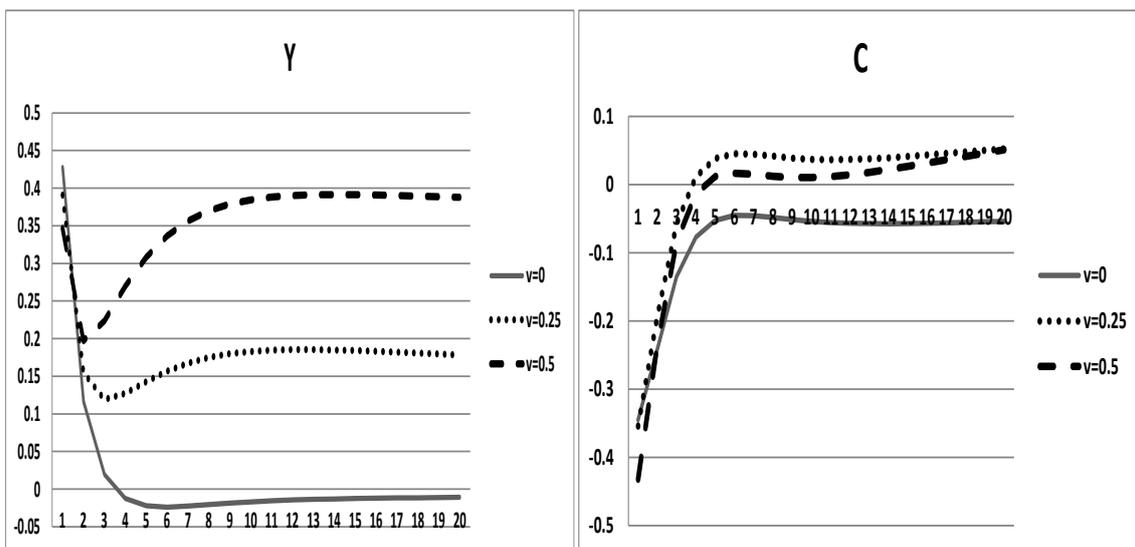


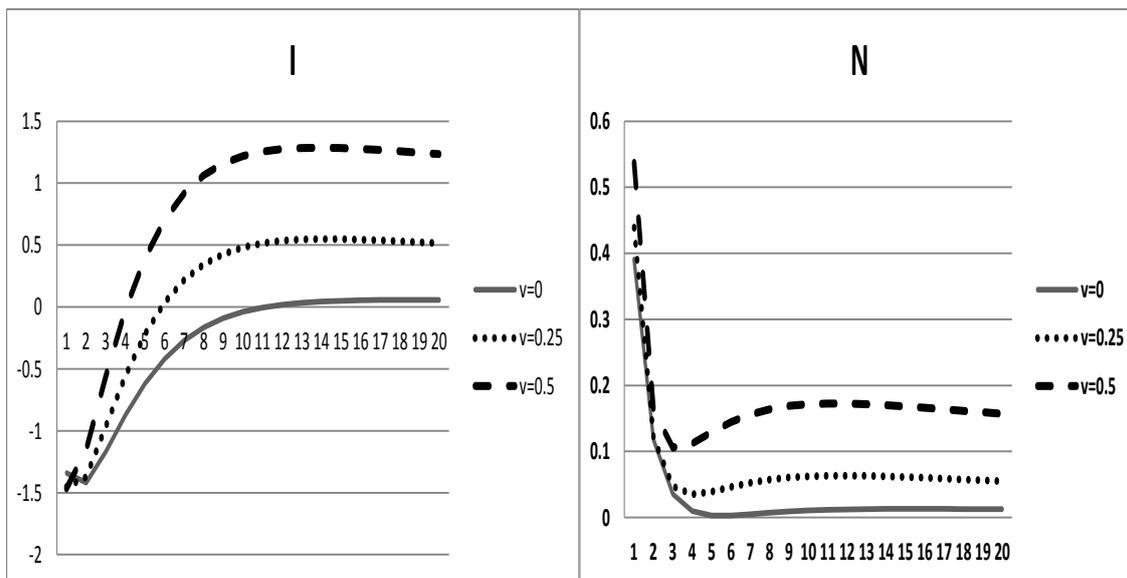
いずれの場合も政府消費ショックに対して GDP は最初正に反応するが、 $\theta$ が正の場合、消費の限界効用の減少が家計の消費の減少に加えて労働投入量を減らす効果を持つため、 $\theta = 0$ の場合と比較して労働投入量の増加が少なくなっている。一方 $\theta$ が負であるときは消費の限界効用の増加が家計の消費、労働投入量を共に増加させるため、他の場合と比較して消費、労働投入量の拡大が最も大きくなっている。

## (2)公共投資の拡大による効果

(2.2.1)式のように生産関数を定義することによって、 $v > 0$ であれば公共投資の拡大は直接に企業の生産活動に正の影響を与えるようになる。以下に $v = 0$ 、 $v = 0.25$ 、 $v = 0.5$ それぞれの場合において公共投資ショックが対 GDP 比 1%与えられた場合のインパルスレスポンスを示す。

図 2 公共投資ショックに対するインパルスレスポンス





当初公共投資の増加に伴う増税の影響を受けて民間消費が減少しているが、 $v$ の値が正である場合社会資本の蓄積が企業の生産活動に正の影響を与えるため、数期後にはGDP、民間消費共に増加していく様子が読み取れる。なお消費のインパルスを見ると、 $v$ の値が大きくなる程消費の回復が遅れることが明らかとなっている。この背景には公共投資の拡大に伴って、家計が消費から投資へのシフトを行ったことがあると考えられる。足元の公共投資はその蓄積が将来に渡って企業の生産に正の効果を与えるため、家計は将来資本への需要が高まることを予測して投資を積極的に行う。 $v$ の値が大きくなる程生産への正の効果も高いことから、家計にとっては投資をより増やして将来の所得を増やすことが最適な行動となり、結果的に消費の回復が遅くなっているものと考えられる。

以上(1)、(2)より $\theta$ が政府消費の効果を、 $v$ が公共投資の効果を左右する重要なパラメータであることが明らかとなった。次節よりベイズ推定によって各パラメータの値を推定し、政府消費と公共投資がもたらす波及効果を実証分析していく。

### 3 モデル推定

#### 3.1 データ

以下では Smets and Wouters(2003)の方法に従い、2節で示したモデルのパラメータについてベイズ推定を行う。

推定に用いたデータはGDP、民間最終消費、民間企業設備投資、賃金、政府最終消費、公的固定資本形成の6系列であり、全て季節調整されたデータを用いている。GDP、民間最終消費、民間企業設備投資、政府最終消費、公的固定資本形成の5つに関しては内閣府「国民経済計算」から得られる名目値を消費者物価指数(除く生鮮食品)で実質化した上で、総務省「労働力調査」の15歳以上人口で除して1人当たりの数字に変換をしている。

賃金に関しては厚生労働省「労働力調査」から毎月の定期給与÷(総労働時間÷出勤日数)によって時間当たりのデータに加工した上で、消費者物価指数(除く生鮮食品)で除して実質化を行っている。

政府最終消費、公的固定資本形成以外のデータについては対数を取った上で HP フィルターをかけ、乖離率への変換を施している。また政府に関わる変数は対 GDP 比で議論することが一般的であるため、政府最終消費、公的固定資本形成については対 GDP 比にデータを直したうえで、乖離率への変換を行った。

推定期間はゼロ金利政策が実施された 1999 年第 1 四半期から 2013 年第 2 四半期までである。またパラメータの変化を見ることを目的として、1983 年第 1 四半期～1998 年第 4 四半期までのデータを用いて再度推定を行い、パラメータの比較も行った。

### 3.2 状態空間モデル

2 節で 1 次線形近似したモデルを行列表示で表わすと、以下のように表せる。

$$\Gamma_0 S_t = \Gamma_1 S_{t-1} + \Phi_0 \epsilon_t + \Pi_0 \eta_t \quad (3.2.1)$$

$\Gamma_0$ 、 $\Gamma_1$ 、 $\Phi_0$ 、 $\Pi_0$  は構造パラメータによって表わされる係数行列、 $S_t$  は内生変数のベクトル、 $\epsilon_t$  は外生ショックのベクトル、 $\eta_t$  は  $E_t \eta_{t+1} = 0$  を満たす観測誤差ベクトルである。(3.1.1) 式を Sims(2002) のアルゴリズムに従って解くと、

$$S_t = \Xi_1 S_{t-1} + \Xi_\epsilon \epsilon_t \quad (3.2.2)$$

という VAR 表現に書き換えられる。

RBC モデル、DSGE モデルにおいてベイズ推定を行う際には、(3.2.2) 式を遷移方程式と考えた状態空間モデルを用いる。今  $Y_t^{act}$  を現実に観測可能な変数、 $S_t$  を観測することができない状態変数であるとする、状態空間モデルは以下のように表すことができる。

観測方程式：

$$Y_t^{act} = u + AS_t + \mu_t \quad \mu_t \sim i.i.d. N(0, \sigma_\mu^2) \quad (3.3.1)$$

遷移方程式：

$$S_t = \Xi_1 S_{t-1} + \Xi_\epsilon \epsilon_t \quad \epsilon_t \sim i.i.d. N(0, \sigma_\epsilon^2) \quad (\text{再掲: 3.2.2})$$

(3.2.1) 式で示した観測方程式は、現実のマクロデータとモデル内の変数をつなぐ方程式である。本稿で扱った RBC モデルは成長トレンドを考慮していないモデルであることから、以下のように観測方程式を設定することで、乖離率で表示されたモデル内の変数と実際のデータをつなぐことができる。

GDP の観測方程式：

$$\log Y_t^{obs} - \log Y_t^{obs,HP} = \tilde{Y}_t$$

民間消費の観測方程式：

$$\log C_t^{obs} - \log C_t^{obs,HP} = \tilde{C}_t$$

民間設備投資の観測方程式：

$$\log I_t^{obs} - \log I_t^{obs,HP} = \tilde{I}_t$$

賃金の観測方程式：

$$\log w_t^{obs} - \log w_t^{obs,HP} = \widetilde{w}_t$$

政府消費の観測方程式：

$$\frac{G_t^{c,obs}}{Y_t^{obs}} - \frac{G_t^{c,obs,HP}}{Y_t^{obs,HP}} = \widetilde{G}_{c,t}$$

公共投資の観測方程式：

$$\frac{I_t^{g,obs}}{Y_t^{obs}} - \frac{I_t^{g,obs,HP}}{Y_t^{obs,HP}} = \widetilde{I}_t^g$$

なお  $Y_t^{obs}$ 、 $C_t^{obs}$ 、 $I_t^{obs}$ 、 $w_t^{obs}$ 、 $G_{c,t}^{obs}$ 、 $I_t^{g,obs}$  は 3.1 節で示した加工を行った実際のマクロ経済データ、 $Y_t^{obs,HP}$ 、 $C_t^{obs,HP}$ 、 $I_t^{obs,HP}$ 、 $w_t^{obs,HP}$ 、 $G_{c,t}^{obs,HP}$ 、 $I_t^{g,obs,HP}$  は加工を行ったデータに HP フィルターを掛けてトレンドを除去したデータである。

上記のように状態空間表現されたモデルにおいて、カルマン・フィルターを用いて対数尤度を計算し、その後 MCMC 法を用いてモデルのパラメータの推定を行っていく。

### 3.3 事前設定

ベイズ推定を行うにあたり、まず Sugo and Ueda(2008)、江口(2012)に従っていくつかのパラメータは推定の対象とはせず、以下の表のように固定した。

図 3 推定時に固定したパラメータ一覧

パラメータ	表記	値	参考
政府消費（対 GDP 比）	$\frac{G_c}{Y}$	0.186	推定期間(1999Q1～2013Q2)における平均
国債（対 GDP 比）	$\frac{B}{Y}$	1.83	推定期間(1999Q1～2013Q2)における平均
公共投資（対 GDP 比）	$\frac{I^g}{Y}$	0.07	江口(2012)
割引率	$\beta$	0.995	Sugo and Ueda(2008)
資本分配率	$\alpha$	0.37	Sugo and Ueda(2008)
資本減耗率	$\delta$	0.015	Sugo and Ueda(2008)
税制ルール	$\phi_b$	0.03	江口 (2012)

また推定を行うパラメータについては、以下の表のように事前分布を設定した。事前分布を設定する際には Sugo and Ueda(2008)を踏まえて事前分布の設定を行っている江口(2012)を参考に設定を行った。また政府消費のウエイトを示すパラメータ  $\theta$  は江口(2012)には存在しないため、正規分布（平均 0、分散 0.2）を事前分布に設定した。

図 4 事前分布

パラメータ	表記	分布	平均	標準偏差
消費の習慣形成の度合い	$\rho$	Beta	0.7	0.15
政府消費のウェイト	$\theta$	Normal	0	0.2
社会資本の生産性	$\nu$	Beta	0.25	0.1
労働供給の弾力性の逆数	$\lambda$	Gamma	2	0.75
資本稼働率	$\mu$	Gamma	1	0.1
投資の調整コスト	$\frac{1}{\zeta}$	Gamma	4	1.5
AR(1)項 (技術ショック)	$\rho_A$	Beta	0.85	0.1
AR(1)項 (選好ショック)	$\rho_b$	Beta	0.85	0.1
AR(1)項 (政府消費ショック)	$\rho_{GC}$	Beta	0.85	0.1
AR(1)項 (公共投資ショック)	$\rho_{GI}$	Beta	0.85	0.1
AR(1)項 (労働供給ショック)	$\rho_l$	Beta	0.85	0.1
AR(1)項 (投資ショック)	$\rho_i$	Beta	0.85	0.1
AR(1)項 (外生需要ショック)	$\rho_e$	Beta	0.85	0.1
技術ショック	$\sigma_A$	Inv.gamma	1	Inf
選好ショック	$\sigma_b$	Inv.gamma	1	Inf
政府消費ショック	$\sigma_{gc}$	Inv.gamma	1	Inf
公共投資ショック	$\sigma_{GI}$	Inv.gamma	1	Inf
労働供給ショック	$\sigma_l$	Inv.gamma	1	Inf
投資ショック	$\sigma_i$	Inv.gamma	1	Inf
外生需要ショック	$\sigma_e$	Inv.gamma	1	Inf

## 4 分析

### 4.1 推定結果

3節で示した設定の下で、1999年第1四半期から2013年第2四半期までのデータを用いてベイズ推定を行った結果は以下の表のようになる。MCMC法の実行にあたっては300000回のサンプリングを行い、最初の150000回を除去した残り半数を事後分布からのサンプルとして採用した。MHアルゴリズムの受容率は0.28だった。

図 5 1999年第1四半期～2013年第2四半期までの推定結果

パラメータ	表記	平均	90%信頼区間
消費の習慣形成の度合い	$\rho$	0.3659	[0.2451,0.4920]
政府消費のウェイト	$\theta$	0.3578	[0.0522,0.6655]

社会資本の生産性	$\nu$	0.1274	[0.0437,0.2099]
労働供給の弾力性の逆数	$\lambda$	1.6980	[0.7546,2.6349]
資本稼働率	$\mu$	0.9753	[0.8157,1.1328]
投資の調整コスト	$\frac{1}{\zeta}$	0.4470	[0.2874,0.6071]
AR(1)項 (技術ショック)	$\rho_A$	0.7968	[0.6768,0.9165]
AR(1)項 (選好ショック)	$\rho_b$	0.4326	[0.2501,0.5997]
AR(1)項 (政府消費ショック)	$\rho_{GC}$	0.8289	[0.7084,0.9604]
AR(1)項 (公共投資ショック)	$\rho_{GI}$	0.6567	[0.4765,0.8379]
AR(1)項 (労働供給ショック)	$\rho_l$	0.7530	[0.5820,0.9108]
AR(1)項 (投資ショック)	$\rho_i$	0.8541	[0.7134,0.9930]
AR(1)項 (外生需要ショック)	$\rho_e$	0.6805	[0.5353,0.8277]
技術ショック	$\sigma_A$	0.5828	[0.4801,0.6830]
選好ショック	$\sigma_b$	1.3208	[1.0213,1.6349]
政府消費ショック	$\sigma_{gc}$	0.2313	[0.1977,0.2671]
労働供給ショック	$\sigma_l$	2.4998	[1.3752,3.5233]
投資ショック	$\sigma_i$	0.8483	[0.2327,1.5266]
外生需要ショック	$\sigma_e$	0.9283	[0.7800,1.0621]

推定の結果、政府消費のウェイトである $\theta$ は0.3578と正の値となっていることから、1999年以降政府消費と民間消費の関係性は代替的であることが明らかとなった<sup>6</sup>。また社会資本の生産性のパラメータ $\nu$ も江口(2012)、Iwata(2012)と整合的な値が得られた。

またパラメータの変化を見る目的から、1983年第1四半期から1998年第4四半期までのデータを用いて推定を行った結果は以下ようになる<sup>7</sup>。社会資本の生産性については1999年以降とほぼ変わらない値が得られた。一方 $\theta$ の値を比較すると1999年以降の方が大きいことから、近年政府消費と民間消費の代替性が高まっていることが明らかとなった。

図 6 1983年第1四半期～1998年第4四半期までの推定結果

パラメータ	表記	平均	90%信頼区間
消費の習慣形成の度合い	$\rho$	0.1858	[0.0928,0.2759]
政府消費のウェイト	$\theta$	0.1529	[-0.1591,0.4783]
社会資本の生産性	$\nu$	0.1224	[0.0423,0.1966]

<sup>6</sup> この結果はオイラー方程式を直接推定した Hamori and Asako(1997)、加藤(2009)と整合的であり、1994年第1四半期～2008年第1四半期のデータを用いて推定した加藤(2009)とは $\theta$ の値もほぼ一致している。

<sup>7</sup> なお推定期間に合わせて、政府消費対GDPの値は0.144に、国債の対GDP比の値は0.8123と変更した上で推定を行った。

労働供給の弾力性の逆数	$\lambda$	2.5827	[1.3411,3.7974]
資本稼働率	$\mu$	0.9959	[0.8289,1.1533]
投資の調整コスト	$\frac{1}{\zeta}$	0.3524	[0.2396,0.4590]
AR(1)項 (技術ショック)	$\rho_A$	0.7216	[0.5754,0.8635]
AR(1)項 (選好ショック)	$\rho_b$	0.4364	[0.2266,0.5942]
AR(1)項 (政府消費ショック)	$\rho_{gc}$	0.7219	[0.5675,0.8833]
AR(1)項 (労働供給ショック)	$\rho_l$	0.7596	[0.6334,0.8926]
AR(1)項 (投資ショック)	$\rho_i$	0.85469	[0.6983,0.9949]
AR(1)項 (外生需要ショック)	$\rho_e$	0.6586	[0.5165,0.8060]
技術ショック	$\sigma_A$	0.4940	[0.4174,0.5720]
選好ショック	$\sigma_b$	1.1313	[0.9300,1.4035]
政府消費ショック	$\sigma_{gc}$	0.1870	[0.1590,0.2134]
労働供給ショック	$\sigma_l$	3.4155	[2.1185,4.7292]
投資ショック	$\sigma_i$	0.8636	[0.416,1.5585]
外生需要ショック	$\sigma_e$	0.6293	[0.5354,0.7190]

99年以降政府消費と民間消費の代替関係が高まった原因としては、日本において政府消費がGDPに占める割合が拡大していることが一因だと考えられる。実際にKarras(1994)では、政府支出の規模が拡大するにつれて限界的な需要創出効果は逡減していくとの仮説を立てた上で、日本を含めた30カ国のデータを用いて実際に政府規模(G/Y)が拡大すると民間消費との代替性が高まることを実証している。また加藤(2009)においても、日本では財政赤字の拡大を伴って政府が支出を拡大しているため、将来の負担増を意識して家計がより消費を抑えるようになった可能性がある」と指摘している。以上を踏まえると、近年で政府支出が拡大している日本において政府消費と民間消費の代替関係が強まったことに一定の妥当性があるものと考えられる。

以上の推定結果を踏まえた上で、以下ではMountford and Uhlig(2009)の方法に従って財政乗数を算出し、政府消費と公共投資の波及効果について検討していく。

## 4.2 財政乗数の算出

Iwata(2011)、Ercolani and Azevedo(2014)など多くの先行研究においては、財政政策の効果を図る上でMountford and Uhlig(2009)の方法に従って、現在価値に直した財政乗数の算出を行うことが一般的である。本稿も同様の方法に従い、1999年以降の推定結果を用いて財政乗数の導出を行う。

ある時点 $t$ までを考慮した財政乗数の現在価値は以下の式で定義される。

$$\psi_t(\text{財政乗数}) = \frac{\sum_{k=1}^t (1+r_{ss})^{-k} \Delta y_k}{\sum_{k=1}^t (1+r_{ss})^{-k} \Delta g_k}$$

$r_{ss}$ : 安全資産の利子率  $\Delta y_k$ : k 期における GDP 増加分  $\Delta g_k$ : k 期における政府支出増加分

上の式を用いて、政府消費ショック、公共投資ショックをそれぞれ対 GDP 比 1%与えた場合の GDP、民間消費における乗数は以下の表ようになる。なお表において括弧がついている値は、負の値を示している。

図 7 政府消費ショックに対する財政乗数

四半期	1	4	8	12	16	20	40
Y 乗数	0.3509	0.1725	0.1060	0.0730	0.0480	0.0270	(0.0555)
C 乗数	(0.4782)	(0.5051)	(0.5240)	(0.5644)	(0.6201)	(0.6794)	(0.9481)

図 8 公共投資ショックに対する財政乗数

四半期	1	4	8	12	16	20	40
Y 乗数	0.4090	0.2829	0.3374	0.4416	0.5529	0.6614	1.1282
C 乗数	(0.3455)	(0.2832)	(0.2314)	(0.2256)	(0.2252)	(0.2193)	(0.0985)

政府消費ショックに対する財政乗数の値は 1 期目で 0.3509 と最大となるが、政府消費の拡大は民間消費の落ち込みを伴うため、長期的な視点で見ると GDP への正の影響は低下していくことが分かる。一方公共投資ショックにおいては、当初数期間で見ると政府支出拡大に伴う増税の影響が大きいことを背景に、財政乗数が低下する部分が見られる。しかしその後は社会資本の蓄積による生産への正の効果が負の資産効果を上回るため、長期的な視点で見ると財政乗数は高まり、40 期先まで考慮すると財政乗数の値が 1 を上回ることが明らかとなった。

以上の結果を踏まえると、政府消費よりも公共投資の方が景気への正の影響が大きいことが分かる。従って逆に歳出削減を実行する場合を考えると、政府消費の削減のほうが景気や消費に対する負の影響が小さいことが明らかとなった。

### 4.3 推定結果の頑健性の確認

本稿では推定期間全てにおいて  $\theta$  の値が正であり、政府消費と民間消費の関係は代替的であるとの推定結果を得た。しかしこの結果は、小国開放型 DSGE モデルを用いて推定を行い、両者の関係が補完的であるとの結果を示している Iwata(2012)とは相反する結果となっている。本稿の推定結果が頑健なものであるかどうかの確認を行うために、以下の 2 つのチェックを行った。

#### (1) 事前分布の変更

推定結果は設定した事前分布の影響を受けている可能性があるため、事前分布を変更し

でも同様の結果が得られるか確認を行った。当初 $\theta$ の事前分布は正規分布(平均 0、標準偏差 0.2)としていたが、Iwata(2012)の推定結果を踏まえ、平均-0.415、標準偏差 0.25 の正規分布へと事前分布を変更した上で推定を再度行った。

推定結果は $\theta$ の平均が 0.17 となり、事前分布を変えても $\theta$ の値は正であることが示された。

図 9  $\theta$ の事前分布を変更した場合の推定結果

パラメータ	表記	平均	90%信頼区間
消費の習慣形成の度合い	$\rho$	0.3507	[0.2232,0.4703]
政府消費のウェイト	$\theta$	0.1700	[-0.2039,0.5451]
社会資本の生産性	$\nu$	0.1282	[0.0428,0.2090]
労働供給の弾力性の逆数	$\lambda$	1.8919	[0.8671,2.8637]
資本稼働率	$\mu$	0.9633	[0.8183,1.1230]
投資の調整コスト	$\frac{1}{\zeta}$	0.4569	[0.2660,0.6262]
AR(1)項 (技術ショック)	$\rho_A$	0.7903	[0.6710,0.9119]
AR(1)項 (選好ショック)	$\rho_b$	0.4406	[0.2668,0.6088]
AR(1)項 (政府消費ショック)	$\rho_{GC}$	0.8332	[0.7180,0.9646]
AR(1)項 (公共投資ショック)	$\rho_{GI}$	0.6545	[0.4756,0.8343]
AR(1)項 (労働供給ショック)	$\rho_l$	0.7764	[0.6388,0.9995]
AR(1)項 (投資ショック)	$\rho_i$	0.8482	[0.7020,0.9958]
AR(1)項 (外生需要ショック)	$\rho_e$	0.6875	[0.5455,0.8369]
技術ショック	$\sigma_A$	0.5833	[0.4760,0.6924]
選好ショック	$\sigma_b$	1.4083	[1.0044,1.7948]
政府消費ショック	$\sigma_{gc}$	0.2309	[0.1951,0.2665]
労働供給ショック	$\sigma_l$	2.7792	[1.5792,3.9510]
投資ショック	$\sigma_i$	0.8916	[0.2216,1.7028]
外生需要ショック	$\sigma_e$	0.9323	[0.7933,1.0703]

## (2)モデル選択

$\theta$ が正であることを示した本稿の推定結果が支持されるかどうか、1)全てのパラメータを推定した本稿の結果、2) $\theta = 0$ で固定して他のパラメータを推定した場合、の2つのモデルの周辺尤度を比較することでモデル選択を行った<sup>8</sup>。周辺尤度を比較した表は以下のようになり、周辺尤度が高いことから本稿で推定したモデルが支持された。

<sup>8</sup> Lindley's paradox として知られるように、事前分布が周辺尤度に影響を与えてモデル選択の結果を歪める可能性があるため、2つのモデルの事前分布は全て同じものを用いている。また MH アルゴリズムの回数は 200000 回で統一した。

図 10 周辺尤度によるモデル比較

	対数尤度
$\theta=0$ で固定した場合	-359.458
本稿のモデル	-357.08

以上(1)、(2)の結果を踏まえると本稿の推定結果は頑健なものであり、政府消費と民間消費の間の関係は代替的であると考えることができる。

## 5 結論

本稿では RBC モデル内で政府支出を政府消費と公共投資に分けた上で、それぞれが経済に与える波及効果の検証を行った。MCMC 法を用いたベイズ推定の結果、政府消費と民間消費の関係性は代替的であり、民間消費に負の影響をもたらして財政乗数が 1 を下回ることが明らかとなった。また公共投資に関しては江口(2012)、Iwata(2012)同様生産性を持つことが確認され、長期的な視点で見ると公共投資の財政乗数は 1 を上回ることが示された。日本のゼロ金利期間のデータを用いてベイズ推定を行った上で、政府消費と公共投資両方の効果を同一のモデル内で検証した研究は本稿の知る限り存在しないため、今回の結果は今後日本の財政政策を検討する上で一定の意義があるものと考えられる。

しかし本稿の課題として、本稿で用いたモデルは全ての市場が完全競争市場であることに加え、価格の粘着性や非リカード的家計の存在などが考慮されていない。これらの仮定をモデルに導入した際に、結果が変わり得るのか検証する必要があると考えられる。また本稿では政府支出を政府消費と公共投資の二つに分けて分析を行ったが、Fiorito and Kollintzas(2004)や藤井(2012)などでは、政府消費の項目によっては民間消費との関係性が補完的になることを指摘している<sup>9</sup>。政府支出の中身をより細分化した上で検討を行うことは、より深く政府支出の効果を分析する上で重要であると考えられる。これらについては本稿に残された課題である。

足元では財政赤字の拡大を受け、日本でも徐々に財政再建に向けた舵取りが行われようとしている。今後も学術面、政策の現場双方で財政支出に対する議論が進んでいくことが望まれる。

<sup>9</sup> Fiorito and Kollintzas(2004)では医療、教育関連への支出が、藤井(2012)でも教育への支出が民間消費と補完的な関係にあることを指摘している。

## 6 参考文献

- 1 Andrew Mountford, and Harald Uhlig(2008)"What are the Effects of Fiscal Policy Shocks?", NBER Working Papers, National Bureau of Economic Research, Inc.
- 2 Barro, Robert J.(1981)"Output Effects of Government Purchases", Journal of Political Economy 89(6): 1086-1121.
- 3 Baxter, Marianne King, and Robert G.(1993)"Fiscal Policy in General Equilibrium," American Economic Review, American Economic Association, vol. 83(3), pages 315-34, June.
- 4 Christiano, Lawrence J, and Eichenbaum Martin(1992)"Current Real-Business-Cycle Theories and Aggregate Labor-Market Fluctuations", American Economic Review, American Economic Association, vol. 82(3), pages 430-50, June.
- 5 Christiano Lawrence, Martin Eichenbaum, Sergio Rebelo(2011)."When Is the Government Spending Multiplier Large?", Journal of Political Economy, University of Chicago Press, vol. 119(1), pages 78 - 121.
- 6 Ercolani Valerio and Valle e Azevedo, João(2014)"The effects of Public Spending Externalities", Journal of Economic Dynamics and Control, Elsevier, vol. 46(C), pages 173-199.
- 7 Fiorito, Riccardo and Kollintzas Tryphon(2004)"Public goods, merit goods, and the relation between private and government consumption," European Economic Review, Elsevier, vol. 48(6), pages 1367-1398, December.
- 8 Finn, Mary G.(1998)" Cyclical Effects of Government's Employment and Goods Purchases", International Economic Review, vol. 39(3), pages 635-57, August.
- 9 Gauti, B. Eggertsson(2011)"What Fiscal Policy is Effective at Zero Interest Rates?", NBER Chapters in: NBER Macroeconomics Annual 2010, Volume 25, pages 59-112, National Bureau of Economic Research, Inc.
- 10 Hafedh Bouakez and Nooman Rebei(2006)"Why Does Private Consumption Rise After a Government Spending Shock?", Canadian Journal of Economics, Canadian Economics Association, vol. 40(3), pages 954-979, August.
- 11 Hamori,S. and Asako,K.(1997)"Government Consumption and Fiscal Policy: Some Evidence from Japan",Discussion Paper 9703, Faculty of Economics, Kobe University.
- 12 Iiboshi,H.,Nishiyama,S and Watanabe,T.(2006) "An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Japanese Economy: A Bayesian Analysis," mimeo.
- 13 Iwata Yasuharu(2011)"The Government Spending Multiplier and Fiscal Financing: Insights from Japan," International Finance,, vol. 14(2), pages 231-264, 06.
- 14 Iwata Yasuharu(2012)" Non-Wasteful Government Spending in an Estimated Open Economy DSGE Model: Two Fiscal Policy Puzzles Revisited", ESRI Discussion Paper Series.

- 15 Karras Georgios(1994)"Government Spending and Private Consumption: Some International Evidence," *Journal of Money, Credit and Banking*, Blackwell Publishing, vol. 26(1), pages 9-22, February.
- 16 Kydland, Finn E. and Prescott, Edward C.(1982),"Time to Build and Aggregate Fluctuations", *Econometrica*, Econometric Society, vol. 50(6), pages 1345-70, November.
- 17 Martin J.Bailey(1971)"National Income and the Price Level: a Study in Macroeconomic Theory",McGraw-Hill.
- 18 Patrick Feve,Julien Matheron, and Jean-Guillaume Sahuc.(2013)"A Pitfall with Estimated DSGE-Based Government Spending Multipliers",*American Economic Journal: Macroeconomics*, American Economic Association, vol. 5(4), pages 141-78, October.
- 19 Sims, Christopher A.(2002) "Solving Linear Rational Expectations Models." *Computational Economics*, 20, 1–20.
- 20 Smets, Frank, and Rafael Wouters(2003)"An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area." *Journal of the European Economic Association*, 1, 1123–1175.
- 21 Sugo Tomohiro and Ueda Kozo(2008)"Estimating a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model for Japan", *Journal of the Japanese and International Economies*, Elsevier, vol.22(4), pages 476-502, December.
- 22 伊藤新・藪友良・渡辺努(2010)「制度情報得を用いた財政乗数の計測」,井堀利宏編『財政政策と社会保障』,慶応義塾大学出版会
- 23 江口允崇(2011)「動学的一般均衡モデルによる財政政策の分析」,三菱経済研究所
- 24 江口允崇(2012)「財政政策の効果はなぜ下がったのか?-ニューケインジアンモデルによる検証-」, Keio/Kyoto Global Coe Discussion Paper Series,DP2012-008
- 25 江口允崇・平賀一希(2008)「政府消費、公共投資、政府雇用の違いに着目した財政政策の効果」,Keio/Kyoto Global Coe Discussion Paper Series,DP2008-022
- 26 加藤久和(2009)「消費支出に基づく政府と民間の代替性の検証」,『政経論叢』,明治大学政治経済研究所
- 27 加藤涼(2003)「財政政策乗数の日米比較-構造 VAR と制度的要因を併用したアプローチ-」,International Department Working Paper Series,03-J-4
- 28 中川真太郎・北浦修敏・石川大輔(2008)「バブル崩壊後財政乗数は低下したのか — Backward Looking 型短期マクロ経済モデルを用いた乗数分析—」,KIER Discussion Paper Series, Kyoto Institute of Economic Research,
- 29 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