

KIER DISCUSSION PAPER SERIES

KYOTO INSTITUTE OF ECONOMIC RESEARCH

Discussion Paper No.1507

“エッジワース補完性と財政政策の効果について：
DSGE モデルによるアプローチ”

酒井才介（財務省財務総合政策研究所）・小寺剛（財務省財務総合政策研究所）・荒木大恵（帝塚山大学）・
中澤正彦（京都大学経済研究所）・石川大輔（財務省財務総合政策研究所）・中沢伸彦（財務省財務総合
政策研究所）・神代康幸（財務省財務総合政策研究所）

2015 年 7 月



KYOTO UNIVERSITY
KYOTO, JAPAN

エッジワース補完性と財政政策の効果について： DSGE モデルによるアプローチ¹

酒井才介[†]（財務省財務総合政策研究所）・小寺剛（財務省財務総合政策研究所）・荒木大恵（帝塚山大学）・中澤正彦（京都大学経済研究所）・石川大輔（財務省財務総合政策研究所）・中沢伸彦（財務省財務総合政策研究所）・神代康幸（財務省財務総合政策研究所）

2015 年 7 月

（要旨）

リーマンショック以降、金融政策がゼロ金利制約に直面する中で、財政政策の役割が再び注目されている。財政政策の効果については、標準的な RBC モデルやニューケインジアンモデルでは政府支出ショックに対して民間消費が減少してしまい、Blanchard and Perotti (2002)等による実証結果と矛盾することが知られている（「政府支出パズル」）²。

政府支出と民間消費の関係について、Karras (1994)、Okubo (2003)、Iwata (2013)等は、政府消費が民間消費の限界効用に影響を与えるモデルを構築し、政府消費と民間消費との間に補完性（エッジワース補完性³）があるとの実証分析を行っている。また、Fiorito and Kollintzas (2004)はヨーロッパ各国のデータを用いて、政府消費のうち医療等のメリット財の支出が民間消費との間に強い補完性があることを示している。

日本における政府消費については、今後高齢化に伴い医療や介護等の社会保障支出（メリット財支出）が大きく増加することが見込まれており、上記の先行研究を踏まえれば、エッジワース補完性を考慮した上で政府支出の効果进行分析する意義は大きいと考えられる。

本稿では、廣瀬(2012)のモデルに非リカード的家計、政府投資の社会資本効果、政府消費と民間消費のエッジワース補完性を導入した DSGE (Dynamic Stochastic General Equilibrium) モデルを用いて、日本の政府支出増加の効果を実証的に分析する。特に、政府消費についてはメリット財支出と公共財支出に区分し、それぞれの支出を増加させた場合の政策効果の違いを検証する。MCMC (Markov Chain Monte Carlo) 法によるベイズ推定の結果、Fiorito and Kollintzas (2004)と同様、メリット財支出の増加が民間消費に対して正の影響を与え、メリット財支出を GDP 比で 1%増加させた場合の乗数が 1 を上回ることを示す。

本稿の分析は、エッジワース補完性の存在が「政府支出パズル」の解決に向けて一定の示唆を与えること、また政府支出の類型によって経済変数への影響が異なることを示している。

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。なお、本稿の作成にあたっては、第 72 回日本経済政策学会全国大会、及び「マクロ計量モデルの高度化・拡張と少子高齢化の進展を踏まえた財政・経済の中長期のシミュレーション」に関する研究会（財務省財務総合政策研究所、2015 年 3 月）の出席者から示唆に富む御指摘、御意見を多数賜った。特に、日本経済政策学会において、平賀一希講師（東海大学）、千田亮吉教授（明治大学）、矢野浩一准教授（駒澤大学）から有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝申し上げる。

[†] 連絡先: E-mail: saisuke(dot)sakai(at)mof(dot)go(dot)jp （「dot」を「.」に、「at」を「@」に置き換えてください）

² 政府支出パズルについては江口(2011)が平易に解説している。

³ 本稿における「エッジワース補完性」とは、政府支出が民間消費の限界効用を上昇させる性質を指す。

1. はじめに

リーマンショック以降、金融政策がゼロ金利制約に直面する中、財政政策の役割が再び注目されている。

財政政策の効果に関する実証分析においては、構造型 VAR (Vector Autoregressive) モデルによる分析を行った Blanchard and Perotti (2002)等によって、政府支出の増加が民間消費を正に反応させることが示されている一方、RBC (Real Business Cycle) モデルや標準的なニューケインジアンモデルでは、政府支出の増加は負の資産効果によって民間消費に負の影響を与えることが知られている。こうした理論モデルの帰結と実証分析結果の乖離は「政府支出パズル」と呼ばれている (江口(2011))。

「政府支出パズル」を解決するための試みとして、理論モデルの分野において、これまで流動性制約に直面する非リカード的家計や政府投資の社会資本効果の導入のほか、政府支出と民間消費の間のエッジワース補完性を考慮した分析がなされている。例えば、Ganeli and Tervala (2009)は政府支出と民間消費の分離不可能性を導入し、政府支出の増加が民間消費の限界効用を増加させる場合に政府支出と民間消費が補完的になることを示しているほか、Karras (1994)、Okubo (2003)、Bouakez and Rebei (2007)はそれぞれ GMM (Generalized Method of Moments) 等を用いた実証分析により、政府消費と民間消費が補完的になることを示している。また、Fiorito and Kollintzas (2004)は政府消費を公共財とメリット財に分類し、ヨーロッパ各国のデータを用いたダイナミックパネル分析によりメリット財は民間消費と補完的になる⁴ことを示した上で、DSGE モデルでもメリット財と公共財の違いを考慮した分析を行うべきと指摘している。さらに、Iwata (2013)は、日本のデータで符号制約 VAR を用いた分析により政府支出増加後の民間消費の増加や実質為替レートの減価を確認した上で、政府消費と民間消費のエッジワース補完性を考慮した開放経済の DSGE モデルを構築して推計を行い、政府消費増加後の民間消費の増加と実質為替レートの減価を説明できることを明らかにしている。

日本における政府消費については今後高齢化に伴い医療や介護等のメリット財の支出が大きく増加することが見込まれており、上記の先行研究を踏まえれば、政府消費と民間消費のエッジワース補完性を考慮した上で政府支出増加の効果を分析する意義は大きいと言える。

本稿では、Smets and Wouters (2007)の分析を日本に応用した廣瀬(2012)のモデルに政府部門 (財政当局) を組み入れ、非リカード的家計と政府投資の社会資本効果、政府消費と民間消費のエッジワース補完性を導入した DSGE モデルを用いて、日本における政府支出増加の効果を分析する。特に、政府消費についてはメリット財支出と公共財支出に区分し、それぞれの支出を増加させた場合の政策効果の違いを検証する。その際、医療や介護等に係る民間消費の増加が国庫負担という形で統計上メリット財支出の増加を伴う逆因果の影響も考慮した定式化を行う。

MCMC 法によるベイズ推定の結果、Fiorito and Kollintzas (2004)と同様、メリット財支出の増加は民間消費に対して正の影響を与えることを確認し、メリット財支出を GDP 比で 1%増加さ

⁴ メリット財と民間消費が補完的になる理由について、Fiorito and Kollintzas (2004)は、①同一の支出カテゴリー間において、政府のメリット財給付が非効率である点、②異なる支出カテゴリー間において、政府のメリット財給付が他の民間財・サービスの消費を誘発するといった正の外部効果が発生する点の 2 点を指摘している。前者の例としては、例えば公立学校の質が低いと家計は民間の家庭教師を雇うようになる。後者の例としては、例えば公立学校の教育が家計の教育水準を高め、本や雑誌の消費を誘発するほか、公的医療の支出により家計の健康水準が高まれば外食や旅行等の消費につながる事が挙げられている。

せた場合の乗数が 1 を上回ることを示す。

解釈としては、Fiorito and Kollintzas (2004)でも述べられているように、政府による医療や教育等のメリット財支出が家計の健康水準や教育水準を高め、旅行等の民間消費を促す正の外部効果を発生させていることが考えられる。また、公的介護保険制度の創設等、社会保障の充実により、要介護者の家族が旅行等の支出を増加させる効果等、家計の消費行動を変化させる効果も考えられる。

本稿の分析は、エッジワース補完性の存在が「政府支出パズル」の解決に向けて一定の示唆を与えること、また政府支出の類型によって経済変数への影響が異なることを示しており、財政政策の効果の議論に貢献するものと言える。

第 2 節では理論モデルの分析に先立って VAR モデルを用いた実証分析を行い、公共財支出、メリット財支出、政府投資がそれぞれ民間消費に与える影響を分析する。第 3 節では財政政策とエッジワース補完性を扱う理論モデル (DSGE モデル) の概要を述べる。第 4 節では理論モデルを用いた MCMC 法によるベイズ推定の結果を紹介し、インパルス応答や財政乗数の検証を行う。第 5 節では民間消費との補完性・代替性を規定するパラメータをメリット財支出・公共財支出に分割しない場合のモデルで推定を行い、周辺尤度比較を行う。第 6 節は推計期間をゼロ金利期間を含まない期間に変更して再度推計を行う。第 7 節は本稿のまとめである。

2. 実証分析

本節では、理論モデルの分析に先立ち、政府支出の変化が民間消費に与える影響を実証的に分析する。具体的には、政府支出変数と経済変数から構成される VAR モデルを推定し、政府支出の増加が民間消費に対してどのような影響を与えるのかをインパルス応答関数により分析する。ただし、本稿では、政府支出について項目別の政策効果の違いを分析するため、政府支出を公共財支出、メリット財支出、政府投資に分類して推定を行う。Iwata (2013)では政府支出を政府消費と政府投資に分別して符号制約 VAR を実施しているが、本稿では政府消費を更にメリット財支出と公共財支出に区分して分析を行っているのが特徴である。メリット財の例としては医療・介護や教育等、公共財は防衛や法秩序等が挙げられる。

推定方法については、本稿では、宮本・加藤(2014)と同様、政府支出に対するショックを政府支出を先頭に配置した標準的な Cholesky 分解によって識別する方法を用いる。ここでは、公共財支出、メリット財支出、政府投資といった各政府支出変数に加え、民間消費、民間投資、名目短期金利、物価、実質賃金、GDP という 7 つのマクロ経済変数からなる VAR モデルを考える。

2.1 データ

使用したデータは、1981 年第 1 四半期から 2012 年第 4 四半期までの四半期データである。実質 GDP、実質民間消費、実質民間設備投資、実質賃金、消費者物価、実質メリット財支出、実質公共財支出、実質政府投資を用いている。データの作成方法は廣瀬 (2012) に従った。

実質 GDP、実質民間消費、実質民間設備投資は、それぞれ名目 GDP、名目民間消費、名目民間設備投資 (国民経済計算より。季節調整済値) を消費者物価指数 (2010 年基準) 及び 15 歳以上人口 (労働力調査より) で割った 1 人当たり実質値を採用している。実質賃金は名目賃金 (毎月勤労統計より取得した規模 5 人以上の企業の定期給与額の系列に季節調整を実施したもの) を

労働時間で割り、時間当たり名目賃金とした後、消費者物価指数（2010 年基準）で割って算出している。消費者物価は、消費者物価指数（生鮮食品除く）に季節調整を施し、消費税の影響を取り除いた系列を用いる。

実質公共財支出、実質メリット財支出、実質政府投資は、名目公共財支出、名目メリット財支出、名目政府投資（四半期別 GDP 速報より、季節調整済値）を消費者物価指数（2010 年基準）及び 15 歳以上人口（労働力調査より）で割った 1 人当たり実質値を採用している。国民経済計算より、政府最終消費支出のうち政府現実最終消費とその他の政府最終消費の内訳を求められるが、政府現実最終消費は政府集合消費支出（防衛や法秩序等）に相当し、概ね公共財支出に対応する変数と考えられる。その他の政府最終消費は政府個別消費支出（教科書代や教育サービス等）と現物社会給付（医療や介護等）に相当し、概ねメリット財支出に対応する変数と考えられる⁵。表 1、2 のとおり、日本の公共財支出はおおむね一定であるのに対し、メリット財支出は年々増加傾向にあり、その太宗は保健・社会保護・教育関連支出となっている。ここでは、実質政府消費を、政府現実最終消費とその他の最終消費で区分して、実質公共財支出、実質メリット財支出のデータを作成している。名目短期金利のデータは、1985 年第 2 四半期以前は有担保コールレートの翌日物、1985 年第 3 四半期以降は無担保コールレートの翌日物を使用する。

宮本・加藤(2014)に倣い、名目短期金利以外のデータは対数変換を行い、定数項と 2 次までのトレンド項を含んだモデルを推定する。ラグ次数は、Schwartz 情報量基準に基づき 1 に設定する。

2.2 推定結果

図 1、図 2、図 3 は、推定された VAR モデルにおいて、公共財支出、メリット財支出、政府投資に 1 標準誤差ショックを与えた場合の民間消費のインパルス応答（90% 信頼区間）を示したものである。

インパルス応答関数によると、メリット財支出と政府投資は民間消費を有意に増加させている一方、公共財支出は民間消費を減少させていることがわかる。宮本・加藤(2014)では政府支出の増加が民間消費を増加させるとしているほか、Iwata (2013)では政府支出を政府消費と政府投資に分別して構造 VAR を実施した上で政府消費と政府投資の双方が民間消費を増加させているとしているが、本稿の分析によれば、政府消費の中でもメリット財支出と公共財支出で民間消費に与える影響が異なるということが示唆されている。

以下の節では、本節の実証分析によって得られた事実を説明するため、政府支出を公共財支出、メリット財支出、政府投資に区分した DSGE モデルを構築して分析を行う。

3. 理論モデル

本稿のモデルは、消費の習慣形成、投資の調整コスト、Calvo 型名目価格・名目賃金の硬直性といった摩擦要因を考慮した Smets and Wouters (2007)のニューケインジアンモデルを日本に応用した廣瀬 (2012) に、政府部門（財政当局）を組み込み、非リカード的家計の存在や政府投資

⁵ SNA の一般政府の機能別支出の内訳によれば、2013 年度の一般政府最終消費支出 98.8 兆円のうち、58.7 兆円が個別消費支出（現物社会移転）、40.1 兆円が集合消費支出（現実最終消費）とされている。個別消費支出の太宗が社会保障基金による支出（42.5 兆円）である。

の社会資本効果、政府消費と民間消費のエッジワース補完性を導入したものである。財政政策の効果に影響を与える様々な要素を取り入れているが、本稿のモデルの大きな特徴は、①家計の民間消費と政府消費の分離不可能性を導入して実効的な消費変数を定義した上で、効用関数を修正して政府消費と民間消費の間のエッジワース補完性の効果を導入している点、②政府消費については、Fiorito and Kollintzas (2004)を踏まえ、メリット財支出 G_t^{sc} と公共財支出 G_t^{rc} に区分して定式化を行い、それぞれの民間消費との補完性・代替性を推定している点である。メリット財の例としては医療・介護や教育等、公共財は防衛や法秩序等が挙げられる。

以下では、モデル概要を記載する。図4に全体の俯瞰図を示しているが、モデルには家計、中間財企業、最終財企業、政府、中央銀行が存在する。政府部門について、政府消費にエッジワース補完性、政府投資に社会資本効果を導入しており、政府部門の役割を拡充したモデルとなっている。

3.1 家計

家計には、金融市場にアクセスでき、流動性制約なしに異時点間の最適化を行う家計（リカード的家計）と、金融市場にアクセスできず流動性制約に直面している家計（非リカード的家計）が存在する。

リカード的家計 h ($h \in [\omega, 1]$) は

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t e^{h_t^b} \left(\frac{(\hat{C}_t^o(h) - \theta \hat{C}_{t-1}^o(h))^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{Z_t^{1-\sigma} e^{z_t^l} l_t(h)^{1+\chi}}{1+\chi} + V(G_t^{rc}) + H(G_t^{sc}) \right)$$

という効用関数を予算制約式

$$C_t^o(h) + I_t(h) + \frac{B_t(h)}{P_t} = W_t(h)l_t(h) + R_t^k(h)u_t(h)K_{t-1}(h) + R_{t-1}^n \frac{B_{t-1}(h)}{P_t} + D_t(h) - T_t^o(h)$$

のもとで最大化する。 $C_t^o(h)$ 、 $I_t(h)$ 、 $B_t(h)$ 、 $l_t(h)$ 、 $W_t(h)$ 、 $K_t(h)$ 、 $u_t(h)$ 、 $D_t(h)$ 、 $T_t^o(h)$

は、それぞれ時点 t におけるリカード的家計 h の消費財、投資財、国債の購入量、労働供給量、実質賃金、(期末に)保有する資本ストック、資本稼働率、中間財企業の利潤の配当、政府に支払う一括税である⁶。効用関数については、政府によるメリット財支出、公共財支出と民間消費の分離不可能性を導入して実効的な消費変数 $\hat{C}_t^o(h)$ を、

$$\hat{C}_t^o(h) = C_t^o(h) + v_{gsc} G_t^{sc} + v_{grc} G_t^{rc}$$

と定義している⁷。公共財支出の関数 $V(G_t^{rc})$ 、メリット財支出の関数 $V(G_t^{sc})$ が効用関数の中に追

⁶ 資本ストックを期末の値として定義する点や、後述のように資本稼働率や実質賃金を家計が決定すると仮定する点は廣瀬(2012)に従った。

⁷ なお、ここではKarras (1994)やIwata (2013)にならい、実効的な消費変数は民間消費と政府支出（メリット財、公共財支出）の線形関数としているが、これは v_{grc} や v_{gsc} の符号により代替性、補完性を簡単に判別出来る等の利便性のための仮定である。例えばCoenen et al. (2013)は政府消費と民間消費についてより一般的な形であるCES型の関数として実効的な消費変数を定義して分析を行っている。

加されており、 ν_{grc} や ν_{gsc} が負の値であっても $\frac{\partial U}{\partial G_t^{rc}} > 0$ 、 $\frac{\partial U}{\partial G_t^{sc}} > 0$ となることを保証するため、

$\frac{\partial V}{\partial G_t^{rc}} > 0$ 、 $\frac{\partial H}{\partial G_t^{sc}} > 0$ と仮定する。家計は $C_t^o(h)$ について効用を最大化するとする。 ν_{gsc} はメリッ

ト財支出 G_t^{sc} と民間消費 $C_t^o(h)$ の代替性もしくは補完性を表すパラメータ、 ν_{grc} は公共財支出 G_t^{rc}

と民間消費 $C_t^o(h)$ の代替性もしくは補完性を表すパラメータである。 ν_{gsc} や ν_{grc} が負の値である

場合、メリット財支出や公共財支出の増加は民間消費の限界効用を上昇させ、民間消費を増加させる。即ち、 ν_{gsc} や ν_{grc} が正の値であればメリット財支出や公共財支出と民間消費はエッジワース代替的、逆に負の値であればエッジワース補完的であることを表す。

その他のパラメータについては、 β は主観的割引因子、 σ は異時点間の代替の弾力性の逆数、 θ は消費の習慣形成の程度、 χ は労働供給の弾力性の逆数である。 z_t^b 、 z_t^l はそれぞれ β と $l_t(h)$

に関する構造ショックを表す。 P_t は物価水準（最終財価格）、 R_t^k は実質資本レンタル率、 R_t^n は名目粗利子率である。 Z_t は技術水準を表し、トレンド除去の際に均斉成長制約を満たすようにするためこの部分に表れている。

$C_t^o(h)$ 、 $B_t(h)$ に関する 1 階条件は、以下のとおり廣瀬（2012）とほぼ同じになるが、 $C_t^o(h)$ は $\hat{C}_t^o(h)$ に置き換えられる。また、全てのリカード的家計は同質であるとして家計のインデックス h は省略する。

$$\Lambda_t = e^{z_t^b} (\hat{C}_t^o - \theta \hat{C}_{t-1}^o)^{-\sigma} - \beta \theta E_t e^{z_{t+1}^b} (\hat{C}_{t+1}^o - \theta \hat{C}_t^o)^{-\sigma}$$

$$\Lambda_t = \beta E_t \Lambda_{t+1} \frac{R_t^n}{\pi_{t+1}}$$

ただし、 $\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}}$ はインフレ率、 Λ_t は予算制約にかかるラグランジュ乗数である。上記 2 式が、消費の限界効用、オイラー方程式を表す。

他方、 $j \in [0, \omega)$ の非リカード的家計は異時点間の最適化を行わず、每期

$$C_t^r(j) = W_t(j) l_t(j) - T_t^r(j)$$

によって消費量を決定する⁸。Gali et al. (2007) と同様、労働供給量はリカード的家計と非リカード家計で同じ水準に決定されると想定すると、

⁸ 「主観的割引率が極めて高い家計が常に一定程度存在する」と考えれば、非リカード的家計の割合 ω は構造パラメータと解釈出来るが、非リカード的家計を「流動性制約下にある家計」と考えると、時間を通じて変化するパラメータであると解釈する余地も生じる。例えば、矢野・飯田・和合(2011)は、2000 年以降非リカード的家計の比率が上昇していることを示している。

$$C_t^r = W_t l_t - T_t^r$$

が成り立つ。以下、単純化のため、 $T_t = T_t^0 = T_t^r$ とする。

経済全体の消費量はリカード的家計の消費量と非リカード的家計の消費量の和で

$$C_t = \omega C_t^r + (1 - \omega) C_t^o$$

となる。

すべての家計は差別化された労働サービスを中間財生産企業に提供する。労働市場は独占的競争となっており、家計は賃金を自ら決定することができるが、賃金決定には Calvo 型の硬直性が存在するとする。ここでは、廣瀬(2012)と同様、 $1 - \xi_w$ の家計は賃金を最適化することができる一方、 ξ_w の家計は最適化を行えず、以下のように均斉成長率の定常値、1 期前のインフレ率と定常状態のインフレ率の加重平均に従い名目賃金を決定すると仮定する。

$$P_t W_t(h) = z \pi_{t-1}^{\gamma_w} \pi^{1-\gamma_w} P_{t-1} W_{t-1}(h)$$

中間財生産企業は、家計の労働供給量 $l_t(i)$ ($i \in [0,1]$) に対して

$$l_t = \left\{ \int_0^1 l_t(i)^{\frac{1}{1+\lambda_t^w}} di \right\}^{1+\lambda_t^w}$$

で定義される集計された労働サービス l_t を生産に用いる⁹。 λ_t^w は θ_t^w を労働サービスの代替の弾力性として $\lambda_t^w = \frac{1}{\theta_t^w - 1}$ で定義され、労働サービスの差別化の度合いを表すパラメータであり、賃金のマークアップ率に相当する。ここから中間財企業の家計 h の労働サービスに対する労働需要関数を以下のように得る¹⁰。

$$l_t(h) = \left\{ \frac{W_t(h)}{W_t} \right\}^{-\frac{1+\lambda_t^w}{\lambda_t^w}} l_t$$

家計はこの労働需要関数を所与として、効用を最大化する賃金を選ぶ。1 階の条件は廣瀬 (2012) と同じく

$$E_t \sum_{j=0}^{\infty} \left[\left(\beta \xi_w \right)^j \frac{\Lambda_{t+j} l_{t+j}}{\lambda_{t+j}^w} \left[\frac{z^j W_t^o}{W_{t+j}} \prod_{k=1}^j \left\{ \left(\frac{\pi_{t+k-1}}{\pi} \right)^{\gamma_w} \frac{\pi}{\pi_{t+k}} \right\} \right]^{-\frac{1}{\lambda_{t+j}^w} - 1} \right. \\ \left. \times \left\{ z^j W_t^o \prod_{k=1}^j \left\{ \left(\frac{\pi_{t+k-1}}{\pi} \right)^{\gamma_w} \frac{\pi}{\pi_{t+k}} \right\} - (1 + \lambda_{t+j}^w) \frac{e^{z_{t+j}^b z_{t+j}^l Z_{t+j}^{1-\sigma}}}{\Lambda_{t+j}} \right\} \right. \\ \left. \times \left(l_{t+j} \left[\frac{z^j W_t^o}{W_{t+j}} \prod_{k=1}^j \left\{ \left(\frac{\pi_{t+k-1}}{\pi} \right)^{\gamma_w} \frac{\pi}{\pi_{t+k}} \right\} \right]^{-\frac{1}{\lambda_{t+j}^w} - 1} \right)^{\chi} \right\} \right] = 0$$

⁹ 非リカード家計の労働供給量はリカード家計の労働供給量と等しいと仮定しているため、家計の労働供給量 $l_t(i)$ を i について 0 から 1 まで積分している。

¹⁰ 中間財企業は同じ行動をとると仮定し、各企業のインデックスは省略している。

と書ける。ここで、 W_t^0 は t 期の最適化された賃金、 π 、 z はそれぞれ定常状態におけるインフレ率と均斉成長率である。

民間資本ストックの遷移式は、

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

と書ける。ここで、 $\delta(u_t(h))$ は資本稼働率に依存する資本減耗率であり、 $\delta' > 0$ 、 $\delta'' > 0$ である。資本稼働率 $u_t(h)$ は資本ストックを保有する家計 h によって決定されると想定する。 $S(\cdot)$ は投資の

調整費を表し、 $S(x) = \frac{(x-1)^2}{2\zeta}$ と特定化する。 z_t^i は投資の調整コストに関する構造ショックで

ある。

投資 $I_t(h)$ 、資本稼働率 $u_t(h)$ 、資本ストック $K_t(h)$ に関する1階の条件は、予算制約と資本蓄積式にかかるラグランジュ乗数の比として定義される q_t を用いて以下のように表される。

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

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

$$q_t = \beta E_t \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} [R_{t+1}^k u_{t+1} + q_{t+1} (1 - \delta(u_{t+1}))]$$

これらは全て家計 h によらない形となる。ここで q_t はいわゆるトービンの q である。

3.2 最終財企業

最終財企業は

$$Y_t = \left(\int_0^1 Y_t(f)^{\frac{1}{1+\lambda_t^p}} df \right)^{1+\lambda_t^p}$$

という技術を用いて生産を行う。 $Y_t(f)$ ($f \in [0,1]$)は中間財、 λ_t^p はその代替の弾力性を θ_t^p としたとき

$\lambda_t^p = \frac{1}{\theta_t^p - 1}$ で定義されるパラメータである。

最終財企業の利潤最大化もしくは費用最小化の1階の条件から

$$Y_t(f) = \left\{ \frac{P_t(f)}{P_t} \right\}^{-\frac{1+\lambda_t^p}{\lambda_t^p}} Y_t$$

が得られる。ここで P_t は最終財の価格、 $P_t(f)$ は中間財の価格である。これらの間には

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

という関係がある。

3.3 中間財企業

本稿のモデルでは政府投資の社会資本効果を考慮するため、中間財企業 f ($f \in [0,1]$) の生産関数は社会資本 K_{t-1}^g を含む形として、

$$Y_t(f) = Z_t^{1-\alpha-\nu} l_t(f)^{1-\alpha} (u_t K_{t-1}(f))^\alpha (K_{t-1}^g)^\nu - \Phi Z_t$$

とコブ・ダグラス型で書けるとする¹¹。ここで右辺の Φ は固定費を表すパラメータ、 Z_t は技術水準であり、廣瀬(2012)にならい、

$$\ln Z_t = \ln z + \ln Z_{t-1} + z_t^z$$

という確率過程に従うとする¹²。 z_t^z は技術進歩率への外生ショックを表す。

中間財企業の費用最小化の 1 階の条件は

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

となる。ここで、 mc_t は費用最小化問題におけるラグランジュ乗数で、中間財生産の限界費用と解釈できる。全ての中間財企業にとって成立するので各企業を表す f は省略している。

中間財は最終財企業に需要されることから、中間財企業の生産量を集計すると

$$Y_t d_t = Z_t^{1-\alpha-\nu} l_t^{1-\alpha} (u_t K_{t-1})^\alpha (K_{t-1}^g)^\nu - \Phi Z_t$$

$$d_t = \int_0^1 \left\{ \frac{P_t(f)}{P_t} \right\}^{-\frac{1+\lambda_t^p}{\lambda_t^p}} df$$

となる。

中間財企業の価格決定には Calvo 型の価格硬直性が存在し、 $1-\xi_p$ の企業が価格を最適化することが出来る一方、 ξ_p の企業は最適化せずに

$$P_t(f) = \pi_{t-1}^{\gamma_p} \pi^{1-\gamma_p} P_{t-1}(f)$$

のように 1 期前のインフレ率と定常状態のインフレ率の加重平均に従い価格を決定する。

中間財企業は最終財企業の中間財需要を所与として利潤を最大化する価格を選ぶため、1 階の条件は、

$$E_t \sum_{j=0}^{\infty} \left(\beta \xi_p \right)^j \frac{\Lambda_{t+j}}{\Lambda_t} \frac{1}{\lambda_{t+j}^p} \left[p_t^o \prod_{k=1}^j \left\{ \left(\frac{\pi_{t+k-1}}{\pi} \right)^{\gamma_p} \frac{\pi}{\pi_{t+k}} \right\} \right]^{-\frac{1+\lambda_{t+j}^p}{\lambda_{t+j}^p}} Y_{t+j} \left[p_t^o \prod_{k=1}^j \left\{ \left(\frac{\pi_{t+k-1}}{\pi} \right)^{\gamma_p} \frac{\pi}{\pi_{t+k}} \right\} \right] - (1 + \lambda_{t+j}^p) mc_{t+j} \Bigg| = 0$$

¹¹ 全ての中間財企業は費用を払うことなく社会資本を利用可能であると仮定している。

¹² 廣瀬(2012)は、Smets and Wouters (2007)で決定的に扱われている均斉成長トレンドを外生的ショックによって変動する確率的トレンドに変更している。これにより、定常状態においても Z_t は $\log z$ に等しい変化率で上昇することとなる。

と書ける。ここで $p_t^o = P_t^o / P_t$ であり、 P_t^o は最適化された価格である。

3.4 中央銀行

中央銀行は

$$\ln R_t^n = \phi_r \ln R_{t-1}^n + (1 - \phi_r) \left\{ \ln R^n + \phi_\pi \left(\frac{1}{4} \sum_{j=0}^3 \ln \frac{\pi_{t-j}}{\pi} \right) + \phi_y \ln \frac{Y_t}{Y_t^*} \right\} + z_t^r$$

というルールで金融政策を実施する。 R_t^n は名目粗利子率、 R^n はその定常状態の値、 ϕ_r 、 ϕ_π 、 ϕ_y はそれぞれ金利スミージング、インフレ率への反応、GDP ギャップへの反応の程度を表すパラメータである。 z_t^r は金融政策に関する構造ショックである。 Y_t^* は潜在産出量であり、廣瀬(2012)にならい、

$$Y_t^* = Z_t^{1-\alpha-\nu} l^{1-\alpha} (ukZ_{t-1})^\alpha (k^g Z_{t-1})^\nu - \Phi Z_t$$

と定義する。ただし、 l 、 k はトレンド除去後の労働及び資本ストックの定常状態値、 k^g はトレンド除去後の社会資本の定常状態値である。従って、 $\ln \frac{Y_t}{Y_t^*}$ は、生産要素投入量が定常状態にある場合の生産量からの乖離で測った GDP ギャップとなる。

3.5 政府

政府は一括税と国債発行によって政府支出をまかなうとする。また、政府支出は、政府消費 G_t^c

と、政府投資 G_t^i に区分するが、特に政府消費 G_t^c については、Fiorito and Kollintzas (2004) を踏

まえメリット財支出 G_t^{sc} と公共財支出 G_t^{rc} に区分して定式化する。

政府の予算制約は

$$B_t = \frac{R_{t-1}^n}{\pi_t} B_{t-1} + G_t^{rc} + G_t^{sc} + G_t^i - T_t$$

となる。 $T_t = \omega T_t^r + (1 - \omega) T_t^o = T_t^o = T_t^r$ である。

政府投資、メリット財支出、公共財支出の以下のとおりフィードバックルールで定式化する。

政府投資 G_t^i は、

$$\ln G_t^i = \phi_g^i (\ln G_{t-1}^i + \ln z) + (1 - \phi_g^i) \left\{ \ln Z_t g_{ss}^i + \phi_{g,y}^i \ln \left(\frac{Y_{t-1}^*}{Y_{t-1}} \right) + \phi_b^i \ln \left(\frac{B_{t-1}/Y_{t-1}}{b^{Tar}} \right) \right\} + z_t^{gi}$$

のようなルールで決定される。右辺第 1 項は前期の政府投資の慣性の影響を表し、第 2 項は前期の GDP ギャップ、第 3 項は前期の政府債務残高対 GDP 比によって政府投資を増減させることを

表す。ここで、 ϕ_g^i は前期の政府投資の慣性の影響を表すパラメータ、 $\phi_{g,y}^i$ は景気安定化ルール
の感応度を表すパラメータ、 ϕ_b^i は債務残高安定化ルールの感応度を表すパラメータ、 g_{ss}^i はトレンド
除去後の政府投資の定常状態値（すなわち G_t^i/Z_t の定常値）、 b^{Tar} は政府債務残高対 GDP 比の目
標値、 z_t^{gi} は政府投資に関する構造ショックである。

公共財支出は、

$$\ln G_t^{rc} = \phi_g^{rc} (\ln G_{t-1}^{rc} + \ln z) + (1 - \phi_g^{rc}) \left\{ \ln Z_t g_{ss}^{rc} + \phi_{g,y}^{rc} \ln \left(\frac{Y_{t-1}^*}{Y_{t-1}} \right) + \phi_b^{rc} \left(\frac{B_{t-1}/Y_{t-1}}{b^{Tar}} \right) \right\} + z_t^{grc}$$

のようなルールで決定される。右辺第 1 項は前期の支出の慣性の影響を表し、第 2 項は前期の
GDP ギャップ、第 3 項は前期の政府債務残高対 GDP 比によって支出を増減させることを表す。

ここで、 ϕ_g^{rc} は前期の政公共財支出の慣性の影響を表すパラメータ、 $\phi_{g,y}^{rc}$ は景気安定化ルールの感
応度を表すパラメータ、 g_{ss}^{rc} はトレンド除去後の公共財支出の定常状態値（すなわち G_t^{rc}/Z_t の定
常値）、 z_t^{grc} は公共財支出に関する構造ショックである。

メリット財支出については、概ね公共財と同様の定式化であるが、医療や介護等に係る民間支
出に対して国庫負担分の政府消費が追従する逆因果を考慮するため、以下のように定式化する。

$$\ln G_t^{sc} = \phi_g^{sc} (\ln G_{t-1}^{sc} + \ln z) + (1 - \phi_g^{sc}) \left\{ \ln Z_t g_{ss}^{sc} + \phi_{g,y}^{sc} \ln \left(\frac{Y_{t-1}^*}{Y_{t-1}} \right) + \phi_b^{sc} \left(\frac{B_{t-1}/Y_{t-1}}{b^{Tar}} \right) + \phi_{g,c}^{sc} \ln \left(\frac{C_t}{Y_t} \right) \right\} + z_t^{gsc}$$

ここで、右辺の $\phi_{g,c}^{sc} \ln \left(\frac{C_t}{Y_t} \right)$ の項は、民間消費が GDP 以上に増加する分については高齢化要因等

による医療・介護関連の支出増加と解釈し、同時点の政府消費が国庫負担という形で統計的に増
加する効果を捉えようとするものである¹³。

上記のとおり、各政府支出の定式化には景気に反応するルールに加えて債務残高に反応するル
ール (spending reversals) を導入しており、メリット財支出に民間消費追従項がある点を除けば
同様の定式化としている。メリット財支出、公共財支出及び政府投資に景気反応ルールを入れる
のは、Feve et al. (2013)¹⁴を踏まえ、政府支出に反景気循環的なルールを導入して推定を行わない

¹³ なお、こうした定式化を用いる以外に、民間消費支出から保険・医療及び教育の支出を控除して推計を行った
場合でも、メリット財支出が保険・医療等以外の支出（食費や娯楽等）にプラスの影響を与える結果となり、メ
リット財支出が正の外部効果を発生させていることを確認している。

¹⁴ Feve et al. (2013)は、アメリカのデータを用いた実証分析により、政府支出と民間消費の正の相関が観察され
る中、反景気循環的な政府支出ルールとエッジワース補完性の存在を考慮しない DSGE モデルは政府支出乗数
を過少に推定してしまうと指摘している。

場合エッジワース補完性の程度を過小評価し、ひいては政府支出乗数を過小評価してしまう可能性を考慮したためである。各政府支出に債務残高ルールを入れているが、小泉政権時の公共投資削減のように、財政再建のための歳出削減策としては社会保障等の政府消費よりも裁量性の高い政府投資の削減が行われやすいことを踏まえ、主に政府投資の係数が負の方向で大きな値となることを期待している¹⁵。

また、日本の医療や介護に係る社会保障制度を考えた場合、家計による医療等の自己負担割合分の支出については、国庫負担という形で政府消費の増加を伴い、統計的に民間消費と政府消費が同時に上昇する逆因果が発生している可能性が高い。Iwata (2013)等の先行研究では、こうした逆因果による影響については考慮されていない。家計の消費支出のうち医療や教育等に係る支出の割合は1割を切る水準ではあるが、政府支出増加によるインパルス応答や財政乗数の分析を行うにあたり、メリット財支出についてはこうした逆因果の影響を考慮した定式化を行っている。一括固定税 T_t は、以下のルールで決定される。

$$\ln T_t = \phi_T (\ln T_{t-1} + \ln z) + (1 - \phi_T) \left\{ \ln Z_t t_{ss} + \phi_y^t \left(\frac{Y_{t-1}}{Y_{t-1}^*} \right) + \phi_b \ln \left(\frac{B_{t-1}/Y_{t-1}}{b^{Tar}} \right) \right\}$$

右辺第1項は前期の税率の慣性の影響を表し、第2項は前期のGDPギャップ、第3項は前期の政府債務残高対GDP比によって税率を増減させることを表す。ここで、 ϕ_T は前期の政府投資の慣性の影響を表すパラメータ、 ϕ_y^t は景気安定化ルールの感応度を表すパラメータ、 ϕ_b は債務残高安定化ルールの感応度を表すパラメータ、 t_{ss} はトレンド除去後の税率の定常状態値（すなわち T_t/Z_t の定常値）、 b^{Tar} は政府債務残高対GDP比の目標値である。

財市場均衡式は以下ようになる。

$$Y_t = C_t + I_t + G_t^{sc} + G_t^{rc} + G_t^i + x Z_t e^{z_t^x}$$

右辺最終項は消費、投資、政府支出以外の外生的な需要を表し、純輸出等がここに含まれる。 x はこの項の大きさに関するパラメータ、 Z_t は技術水準、 z_t^x は外生的な需要に関するショックである。

社会資本ストック K_t^g は政府投資 G_t^i により増加し、每期 δ_t^g （外生）の率で減耗すると仮定する。具体的には以下の式に従って推移する。

$$K_t^g = (1 - \delta^g) K_{t-1}^g + G_t^i$$

3.6 トレンドの除去

¹⁵ Iwata (2013)においても、日本のデータによる推定の結果、政府投資については spending reversals の効果が認められる一方、政府消費についてはそうした効果が認められなかったとしている。

廣瀬（2012）同様、モデル内の変数は技術水準 Z_t によって共通のトレンドを持つように定義されており、モデルの諸変数からトレンドを除去した変数を $y_t = \frac{Y_t}{Z_t}$ のように定常な変数として再定義してモデルを書き直す。

ここでは廣瀬(2012)と異なる部分について、以下のとおり記述する。

リカード的家計の消費の限界効用（ただし、 $\hat{c}_t^o = \frac{\hat{C}_t^o}{Z_t}$ ）

$$\lambda_t = e^{z_t^b} \left(\hat{c}_c^o - \frac{\theta}{z} \frac{1}{e^{z_t^z}} \hat{c}_{t-1}^o \right)^{-\sigma} - \frac{\beta\theta}{z^\sigma} E_t e^{z_{t+1}^b} \left(e^{z_{t+1}^z} \hat{c}_{t+1}^o - \frac{\theta}{z} \hat{c}_t^o \right)^{-\sigma}$$

中間財企業の利潤最大化の1階条件（ただし、 $k_t^g = \frac{K_t^g}{Z_t}$ ）

$$mc_t = \left(\frac{w_t}{1-\alpha} \right)^{1-\alpha} \left(\frac{R_t^k}{\alpha} \right)^\alpha \left(\frac{k_{t-1}^g}{ze^{z_t^z}} \right)^{-\nu}$$

中間財企業の生産の集計

$$y_t d_t = l_t^{1-\alpha} \left(\frac{u_t k_{t-1}}{ze^{z_t^z}} \right)^\alpha \left(\frac{k_{t-1}^g}{ze^{z_t^z}} \right)^\nu - \Phi$$

潜在産出量

$$y_t^* = l^{1-\alpha} \left(\frac{uk}{ze^{z_t^z}} \right)^\alpha \left(\frac{k^g}{ze^{z_t^z}} \right)^\nu - \Phi$$

政府の予算制約

$$b_t = \frac{R_{t-1}^n}{\pi_t} \frac{b_{t-1}}{ze^{z_t^z}} + g_t^c + g_t^i - t_t$$

メリット財支出、公共財支出、政府投資の支出ルール

$$\ln g_t^{sc} = \phi_g^{sc} (\ln g_{t-1}^{sc} - z_t^z) + (1 - \phi_g^{sc}) \left\{ \ln g_{ss}^{sc} + \phi_{g,y}^{sc} \ln \left(\frac{y_{t-1}^*}{y_{t-1}} \right) + \phi_b^{sc} \ln \left(\frac{b_{t-1}/y_{t-1}}{b^{Tar}} \right) + \phi_{g,c}^{sc} \ln \left(\frac{c_t}{y_t} \right) \right\} + z_t^{gsc}$$

$$\ln g_t^{rc} = \phi_g^{rc} (\ln g_{t-1}^{rc} - z_t^z) + (1 - \phi_g^{rc}) \left\{ \ln g_{ss}^{rc} + \phi_{g,y}^{rc} \ln \left(\frac{y_{t-1}^*}{y_{t-1}} \right) + \phi_b^{rc} \ln \left(\frac{b_{t-1}/y_{t-1}}{b^{tar}} \right) \right\} + z_t^{grc}$$

$$\ln g_t^i = \phi_g^i (\ln g_{t-1}^i - z_t^z) + (1 - \phi_g^i) \left\{ \ln g_{ss}^i + \phi_{g,y}^i \ln \left(\frac{y_{t-1}^*}{y_{t-1}} \right) + \phi_b^i \ln \left(\frac{b_{t-1}/y_{t-1}}{b^{Tar}} \right) \right\} + z_t^{gi}$$

税制ルール

$$\ln t_t = \phi_T (\ln t_{t-1} - z_t^z) + (1 - \phi_T) \left\{ \ln t_{ss} + \phi_t^y \ln \left(\frac{y_{t-1}}{y_{t-1}^*} \right) + \phi_b \ln \left(\frac{b_{t-1}/y_{t-1}}{b^{Tar}} \right) \right\}$$

社会資本ストックの遷移式

$$k_t^g = (1 - \delta^g) \frac{k_{t-1}^g}{ze^{z_t^z}} + g_t^i$$

財市場の均衡条件

$$y_t = c_t + i_t + g_t^c + g_t^i + \kappa e^{z_t^x}$$

3.7 定常状態

基本的には廣瀬(2012)と同じであり、ここでも廣瀬(2012)と異なる部分について記述する。

リカード的家計の消費の限界効用の定常状態 ($\hat{c}_t^o = \frac{\hat{C}_t^o}{Z_t}$)

$$\lambda = \left(\hat{c}^o \left(1 - \frac{\theta}{z} \right) \right)^{-\sigma} \left(1 - \frac{\beta\theta}{z^\sigma} \right)$$

非リカード的家計の消費の定常状態

$$c^r = wl - t$$

経済全体の消費の定常状態

$$c = \omega c^r + (1 - \omega) c^o$$

中間財企業の利潤最大化の1階条件の定常状態

$$mc = \left(\frac{w}{1 - \alpha} \right)^{1 - \alpha} \left(\frac{R^k}{\alpha} \right)^\alpha \left(\frac{k^g}{z} \right)^{-\nu}$$

中間財企業の生産の集計値の定常状態

$$y = l^{1 - \alpha} \left(\frac{k}{z} \right)^\alpha \left(\frac{k^g}{z} \right)^\nu - \Phi$$

メリット財支出、公共財支出、政府投資の支出ルール of 定常状態

$$g^{sc} = g_{ss}^{sc}$$

$$g^{rc} = g_{ss}^{rc}$$

$$g^i = g_{ss}^i$$

政府の税制ルールの定常状態

$$\ln t = \ln t_{ss} + \phi_b \ln \left(\frac{b/y}{b^{Tar}} \right)$$

すなわち

$$t = t_{ss} \left(\frac{b/y}{b^{Tar}} \right)^{\phi_b}$$

政府の予算制約の定常状態 ($R = \frac{R^n}{\pi}$ は実質利子率)

$$\left(\frac{R}{z} - 1 \right) b = t - g^{rc} - g^{sc} - g^i$$

$\left(\frac{R}{z} - 1 \right) b^{Tar} = \frac{1}{y} (t_{ss} - g_{ss}^{rc} - g_{ss}^{sc} - g_{ss}^i)$ という条件の下で、 $b^{Tar} = \frac{b}{y}$ となる。このとき定常状態において政府債務の利払い費とプライマリー黒字が等しくなっている。

財市場の均衡条件の定常状態

$$1 = \frac{c}{y} + \frac{i}{y} + \frac{g_{ss}^{rc}}{y} + \frac{g_{ss}^{sc}}{y} + \frac{g_{ss}^i}{y} + \frac{x}{y}$$

社会資本ストックの遷移式の定常状態

$$g^i = \left(1 - \frac{1 - \delta_g}{z} \right) k^g$$

3.8 対数線形近似

理論モデルの式体系の対数線形化を行う。以下では各変数について $\tilde{x}_t = \ln \frac{x_t}{x}$ と定義する。モデルの構造は、既述のとおり、リカード的家計にエッジワース補完性を導入した点、非リカード的家計を導入した点、政府部門を導入し政府支出ルールや社会資本効果を追加した点以外は、基本的には廣瀬(2012)と同じである。ここでは、廣瀬(2012)と同じ定式化としている部分も含め、モデル全体の方程式体系を示す。

リカード的家計の消費の限界効用（ただし、 $\tilde{\hat{c}}_t^o$ はエッジワース補完性導入後のリカード的家計の

実効的な消費変数 $\hat{c}_t^o = \frac{\hat{C}_t^o}{Z_t}$ の定常状態からの乖離変数)

$$\left(1 - \frac{\theta}{z} \right) \left(1 - \frac{\beta\theta}{z^\sigma} \right) \tilde{\lambda}_t = -\sigma \left(\tilde{\hat{c}}_t^o - \frac{\theta}{z} (\tilde{\hat{c}}_{t-1}^o - z_t^z) \right) + \left(1 - \frac{\theta}{z} \right) z_t^b + \frac{\beta\theta}{z^\sigma} \left(\sigma (E_t \tilde{\hat{c}}_{t+1}^o + E_t z_{t+1}^z - \frac{\theta}{z} \tilde{\hat{c}}_t^o) - \left(1 - \frac{\theta}{z} \right) E_t z_{t+1}^b \right)$$

リカード的家計の実効的な消費の定義式

$$\tilde{\hat{c}}_t^o = \frac{\frac{c^o}{y}}{\frac{c^o}{y} + \nu_{grc} \frac{g^{rc}}{y} + \nu_{gsc} \frac{g^{sc}}{y}} \tilde{c}_t^o + \frac{\nu_{grc} \frac{g^{rc}}{y}}{\frac{c^o}{y} + \nu_{grc} \frac{g^{rc}}{y} + \nu_{gsc} \frac{g^{sc}}{y}} \tilde{g}_t^{rc} + \frac{\nu_{gsc} \frac{g^{sc}}{y}}{\frac{c^o}{y} + \nu_{grc} \frac{g^{rc}}{y} + \nu_{gsc} \frac{g^{sc}}{y}} \tilde{g}_t^{sc}$$

リカード的家計のオイラー方程式

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

非リカード的家計の消費（両辺を y で割っている）

$$\frac{c^r}{y} \tilde{c}_t^r = w \frac{l}{y} (\tilde{w}_t + \tilde{l}_t) - \frac{t}{y} \tilde{t}_t$$

経済全体の消費

$$c \tilde{c}_t = c^r \tilde{c}_t^r \omega + c^o \tilde{c}_t^o (1 - \omega)$$

賃金関数

$$\begin{aligned} \tilde{w}_t - \tilde{w}_{t-1} + \tilde{\pi}_t - \gamma_w \tilde{\pi}_{t-1} + z_t^z &= b z^{1-\sigma} (E_t \tilde{w}_{t+1} - \tilde{w}_t + E_t \tilde{\pi}_{t+1} - \gamma_w \tilde{\pi}_t + E_t z_{t+1}^z) \\ &\quad + \frac{1 - \xi_w}{\xi_w} \frac{(1 - \beta \xi_w z^{1-\sigma}) \lambda^w}{\lambda^w + \chi(1 + \lambda^w)} (\chi \tilde{l}_t - \tilde{\lambda}_t - \tilde{w}_t + z_t^b) + z_t^w \end{aligned}$$

資本ストック遷移式

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

投資関数

$$\frac{1}{\xi} \{\tilde{i}_t - \tilde{i}_{t-1} + z_t^z + z_t^i\} = \tilde{q}_t + \frac{\beta z^{1-\sigma}}{\xi} \{E_t \tilde{i}_{t+1} - \tilde{i}_t + E_t z_{t+1}^z + E_t z_{t+1}^i\}$$

資本稼働率関数

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

トービンの q

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

中間財企業の利潤最大化の 1 階の条件（限界費用）

$$m \tilde{c}_t = (1 - \alpha) \tilde{w}_t + \alpha \tilde{R}_t^k + \nu z_t^z - \nu \tilde{k}_{t-1}^g$$

中間財企業の生産関数（ただし、 $\phi = \Phi/y$ ）

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

ニューケインジアンフィリップスカーブ

$$\tilde{\pi}_t - \gamma_p \tilde{\pi}_{t-1} = \beta z^{1-\sigma} (E_t \tilde{\pi}_{t+1} - \gamma_p \tilde{\pi}_t) + \frac{(1 - \xi_p)(1 - \beta \xi_p z^{1-\sigma})}{\xi_p} m \tilde{c}_t + z_t^p$$

中間財企業の費要最小化条件

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

潜在産出量

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

金融政策ルール

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

政府の予算制約式

$$\tilde{b}_t = \frac{R}{z} (\tilde{R}_{t-1}^n - \tilde{\pi}_t + \tilde{b}_{t-1} - z_t^z) + \frac{g_{ss}^{rc}/y}{b^{Tar}} \tilde{g}_t^{rc} + \frac{g_{ss}^{sc}/y}{b^{Tar}} \tilde{g}_t^{sc} + \frac{g_{ss}^i/y}{b^{Tar}} \tilde{g}_t^i - \frac{t_{ss}/y}{b^{Tar}} \tilde{t}_t$$

メリット財支出、公共財支出、政府投資の支出ルール

$$\tilde{g}_t^{sc} = \phi_g^{sc} (\tilde{g}_{t-1}^{sc} - z_t^z) + (1 - \phi_g^{sc}) (\phi_{g,y}^{sc} (\tilde{y}_{t-1}^* - \tilde{y}_{t-1}) + \phi_b^{sc} (\tilde{b}_{t-1} - \tilde{y}_{t-1}) + \phi_{g,c}^{sc} (\tilde{c}_t - \tilde{y}_t)) + z_t^{gsc}$$

$$\tilde{g}_t^{rc} = \phi_g^{rc} (\tilde{g}_{t-1}^{rc} - z_t^z) + (1 - \phi_g^{rc}) (\phi_{g,y}^{rc} (\tilde{y}_{t-1}^* - \tilde{y}_{t-1}) + \phi_b^{rc} (\tilde{b}_{t-1} - \tilde{y}_{t-1})) + z_t^{grc}$$

$$\tilde{g}_t^i = \phi_g^i (\tilde{g}_{t-1}^i - z_t^z) + (1 - \phi_g^i) \{ \phi_{g,y}^i (\tilde{y}_{t-1}^* - \tilde{y}_{t-1}) + \phi_b^i (\tilde{b}_{t-1} - \tilde{y}_{t-1}) \} + z_t^{gi}$$

税制ルール

$$\tilde{t}_t = \phi_T (\tilde{t}_{t-1} - z_t^z) + (1 - \phi_T) \{ \phi_t^y (\tilde{y}_{t-1} - \tilde{y}_{t-1}^*) + \phi_b (\tilde{b}_{t-1} - \tilde{y}_{t-1}) \}$$

財市場の均衡条件（最終財の資源制約）

$$\tilde{y}_t = \frac{c}{y} \tilde{c}_t + \frac{i}{y} \tilde{i}_t + \frac{g^{rc}}{y} \tilde{g}_t^{rc} + \frac{g^{sc}}{y} \tilde{g}_t^{sc} + \frac{g^i}{y} \tilde{g}_t^i + \frac{x}{y} z_t^x$$

社会資本ストック遷移式

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

3.9 構造ショック

全ての構造ショックは以下のように定常な 1 階の自己回帰過程に従うものとする。構造ショックは、技術ショック、選好ショック、投資の調整費用ショック、公共財支出ショック、メリット財支出ショック、政府投資ショック、賃金ショック、価格マークアップショック、金融政策ショック、外生需要ショックの 10 種類である。

$$z_t^j = \rho_j z_{t-1}^j + \varepsilon_t^j, \quad \rho_j \in [0, 1), \quad \varepsilon_t^j \sim N(0, \sigma_j^2), \quad j \in \{z, b, i, grc, gsc, gi, w, p, r, x\}$$

4. 推定と分析

4.1 推定手法

ベイズ推定の手法によりパラメータを推定する。ここでは、Dynare4.3.1 を用いて Metropolis-Hastings アルゴリズムにより、サンプリングの回数 50 万回¹⁶の 2 つの連鎖を生成し、平均採択率は 0.2486、0.2495 であった。

4.2 使用するデータ

使用したデータは、第 2 節と同様、1981 年第 1 四半期から 2012 年第 4 四半期までの四半期データである。DSGE モデルの実証分析においては非線形を取り扱う困難性等からゼロ金利期間を除いて分析する先行研究が多いが、ここでは公的介護保険制度が 2000 年に創設されたこと等を踏まえ、直近までのメリット財支出の効果を分析するためゼロ金利期間も含めた期間のデータを用いる。廣瀬(2012)においても、Hirose and Kurozumi (2012)を踏まえ、ゼロ金利の期間を含めて推定を行ったとしてもゼロ金利の期間を含めない場合と比べてビジネス・サイクルの要因分解に関する結果はさほど変わらないとしてゼロ金利期間を含むサンプルで推定を行っており、本稿の研究でもそれに倣うとする¹⁷。

観測変数として、実質 GDP 成長率、実質消費成長率、実質設備投資成長率、実質賃金上昇率、実質メリット財支出成長率、実質公共財支出成長率、実質政府投資成長率、労働時間、物価上昇率を用いている。データの作成方法は第 2 節と同様、廣瀬 (2012) に従った。

実質 GDP 成長率、実質消費成長率、実質設備投資成長率は、それぞれ名目 GDP、名目消費、名目設備投資（国民経済計算より。季節調整済値）を消費者物価指数（2010 年基準）及び 15 歳以上人口（労働力調査より）で割った 1 人当たり実質値の成長率を採用している。

実質賃金上昇率は名目賃金（毎月勤労統計より取得した規模 5 人以上の企業の定期給与額の系列に季節調整を実施したもの）を労働時間で割り、時間当たり名目賃金とした後、消費者物価指数（2010 年基準）で割った実質賃金の成長率である。

労働時間は、毎月勤労統計より取得した規模 5 人以上の企業の総実労働時間に季節調整を施し、出勤日数（毎月勤労統計）で割る。ここでは全期間からの平均からの乖離をデータ変数とする。

物価上昇率は、消費者物価指数（生鮮食品除く）に季節調整を施し、消費税の影響を取り除いた系列の上昇率を用いる。

実質政府消費成長率、実質政府投資成長率は、名目政府消費成長率、名目政府投資成長率（四半期別 GDP 速報より。季節調整済値）を消費者物価指数（2010 年基準）及び 15 歳以上人口（労働力調査より）で割った 1 人当たり実質値の成長率を採用している。政府消費についてはメリット財支出と公共財支出に区分しているが、ここでは、第 2 節と同様、実質政府消費を、政府現実最終消費とその他の最終消費で区分して、実質公共財支出成長率、実質メリット財支出成長率のデータを作成している。

名目短期金利のデータは、1985 年第 2 四半期以前は有担保コールレートの翌日物、1985 年第 3 四半期以降は無担保コールレートの翌日物を使用する。

¹⁶ 最初の 250000 回はバーンインとして捨て、残りの 250000 回のサンプリングデータを事後分布からのサンプルとして採用した。

¹⁷ 他の先行研究を踏まえ、ゼロ金利期間を含まない推定期間で推定した結果については第 6 節参照。

4.3 事前分布・事後分布

表 3 はモデルのパラメータの推定結果を、表 4 はモデルのショックの分散の推定結果を表している。

パラメータの事前分布については、基本的には廣瀬（2012）を踏襲している。主要な関心対象であるメリット財支出・公共財支出と民間消費のエッジワース補完性（代替性）の程度を表すパラメータ ν_{gsc} や ν_{grc} の事前分布については、恣意性を排除するため事前平均を 0.0、標準偏差は Iwata (2013) を参考に 1.5 とした。また、財政政策に関するパラメータについては、Iwata (2013) を参考に設定した。

推定を行わずカリブレーションにより値を設定したパラメータについては、家計の主観的割引率 β は 0.995、資本分配率は 0.37、政府消費の対 GDP 比率を 0.15、政府投資の対 GDP 比率を 0.05、消費・投資以外のその他の需要項目の対 GDP 比率を 0.11、政府債務の対 GDP 比率の目標値 b^{Tar} は 0.5、民間資本の減耗率 δ は 0.015、社会資本の減耗率 δ^g は江口(2011)を参考に 0.01¹⁸ とした。政府消費の定常状態値については、政府現実最終消費とその他の最終消費の推定期間平均値の比率で按分して、公共財支出の対 GDP 比率を 0.067、メリット財支出の対 GDP 比率を 0.083 としている。

以下、財政政策の効果に関連するパラメータに係る事後分布の平均について概観する。 ν_{grc} については事後分布の平均が 1.0151 となっており、公共財支出は民間消費と代替的である推計結果となっているのに対し、 ν_{gsc} は -1.2882 となっており、マイナスの符号となっていることからメリット財支出と民間消費の間のエッジワース補完性を示している。この結果は、Fiorito and Kollintzas (2004) の実証分析と整合的である。また、 ν_{gsc} の値については Ganelli and Tervala (2009) や Karras (1994) の先行研究とも整合的な値となっているが、日本のデータを用いて推計している Iwata (2013) の政府消費の補完性の推計値 -0.42 よりも大きい。Iwata (2013) と異なり、本稿のモデルでは政府消費をメリット財支出と公共財支出に区分してそれぞれの効果を抽出しているほか、介護保険制度導入以降の期間も推計期間に含んでいることから、メリット財支出に係るエッジワース補完性の効果が大きめに推計されていると考えられる。他方、社会資本効果の程度を表すパラメータである ν は 0.0459 と推定され、江口(2011)の 0.219 と比べて低い。Iwata (2013) の 0.046 と同程度の値となっている。非リカード的家計の割合 ω は 0.0731 となっており、江口(2011)よりは大きい。畑農(2004)、Iwata (2011) といった先行研究と比較して小さい値となっている。政府投資について政府政務残高への反応の程度を表す ϕ_b^i は -0.2589 となっており、債務残高が増加すれば政府投資を削減する spending reversals の効果を示しているが、Iwata (2013) より反応の程度が大きい値となっている。メリット財支出の民間消費に対する国庫負担分の追従度 $\phi_{g,c}^{sc}$ は 0.1044 となっている。習慣形成の程度 θ は 0.2633 となっており、廣瀬 (2012) より低い

¹⁸ 江口(2011)、江口 (2012) は、一般に社会資本は民間資本よりも耐用年数が長い構築物のウェイトが大きく資本減耗率は小さくなると指摘している。

が Bouakez and Rebei.(2007)に近い結果となっている。

4.4 インパルス応答

図 5～7 にメリット財支出、公共財支出、政府投資それぞれのショックがあった場合の GDP、民間消費、設備投資などの反応を示した。

民間消費の反応を見ると、政府投資及び公共財支出のショックは民間消費にマイナスの影響を与えているのに対し、メリット財支出のショックは民間消費にプラスの影響を与えていることがわかる。こうした結果は Fiorito and Kollintzas (2004)の実証分析と整合的である。メリット財支出については、エッジワース補完性により民間消費が増加することで家計の貯蓄が低下しており投資は減少している。また、消費増加の裏側で労働が増加しており、実質賃金は低下している。

また、第 2 節の VAR を用いたインパルス応答と比較して、政府投資ショックに対する民間消費の増加は再現出来ていない¹⁹ものの、理論モデルにおけるエッジワース補完性・代替性の効果により、公共財支出ショックに対する民間消費の低下とメリット財支出ショックに対する民間消費の増加は再現出来ている。

標準的な RBC モデルやニューケインジアンモデルでは政府支出ショックに対して消費が減少してしまい、Blanchard and Perotti (2002)等による実証結果とは矛盾することが知られている（政府支出パズル）。本稿では、非リカード的家計、社会資本の導入に加え、エッジワース補完性を導入したが、 v_{gsc} がマイナスの値と推定されたことでメリット財支出ショックに対して民間消費が増加し、政府支出パズルの解消に一定の示唆を与える結果となった。非リカード家計の割合が小さく推定された中でエッジワース補完性の効果により民間消費がプラスに反応する点は、Coenen et al. (2013)と同様の結果となっている。

メリット財支出が民間消費にプラスの影響を与える解釈としては、Fiorito and Kollintzas (2004)でも述べられているように、政府による医療や教育等の支出が人々の健康水準や教育水準を高め、旅行等の消費を促すといった正の外部効果を発生させていることが考えられる。あるいは、介護保険制度の創設等の社会保障の充実により要介護者の家族の旅行等の支出が増加する等、家計の消費行動を変化させる効果等も考えられる²⁰。

4.5 財政乗数分析

公共財支出・メリット財支出・政府投資それぞれの GDP 比 1%分のプラスのショックが GDP に与える効果を分析する。同じ期の民間消費に与える乗数も同様に分析した。表 5 に乗数を掲載している²¹。

GDP に対する乗数について、公共財支出の乗数は 1 期目の乗数が 0.03 程度であるのに対し、メリット財支出の乗数は 1.33 程度となっている。政府投資の 1 期目の乗数は 0.78 程度となって

¹⁹ 政府投資の社会資本効果が小さく推定されていること等が理由として考えられる。フィナンシャルアクセルレーターメカニズムの導入等、財政政策の効果に影響を与える他の要素を考慮することが今後の課題である。

²⁰ 例えば、平成 24 年版「厚生労働白書」(第 7 章)は、社会保障の経済的機能として、セーフティネット機能と総需要拡大機能がある点を指摘している。前者については生活安定機能と労働力保全機能、後者については雇用創出機能、生産誘発機能等を具体的な効果として挙げた上で、日本の社会保障制度は労働者の生活を安定させ、医療の拡充等で健康を維持すること等を通じて経済成長と社会の安定に寄与したとしている。

²¹ Dynare で出力されるベイズインパルス応答が推定された各ショックの標準偏差の事後分布平均に対する反応であることを踏まえ、ショックを GDP 比 1%に規格化することで各反応を修正している。

いる。また、民間消費に対する乗数について、メリット財支出は1期目に0.96の乗数となっており、メリット財支出のみが民間消費にプラスの影響を与えていることがわかる。4.3節のとおり、非リカード的家計の割合が低い推定結果となっている中で、メリット財支出についてエッジワース補完性の効果が強く出ている結果と言える。政府投資の乗数については社会資本効果の程度に係るパラメータの値が小さく推定されたためやや低めの値となっている。

また、政府消費や政府投資の長期的な効果を分析するため、Mountford and Uhlig (2009)が提唱した財政政策の累積的な効果を現す指標である現在価値乗数 (Present Value Multiplier) を以下のように計算した。

$$\text{Present Value Multiplier} = \frac{\sum_{j=1}^{40} R^{-j} \tilde{y}_j}{\sum_{j=1}^{40} R^{-j} \tilde{g}_j}$$

この式は政府支出にショックを与えた場合のGDPに与える効果を現すが、ここではメリット財支出 G_t^{sc} 、公共財支出 G_t^r 、政府投資 G_t^i にショックを与えた場合のGDPや民間消費に対する効果を計算する。

図8、図9に40期にわたるGDP、民間消費の現在価値乗数を図示した。

GDPに対しては、メリット財の効果は初期に大きくプラスの影響として出た後、消費の習慣形成等を背景として持続的に効果を残しつつも趨勢的には低下傾向を辿る。政府投資の効果は社会資本の蓄積によって徐々に上昇する。政府投資については、社会資本効果が表れるまでに時間がかかるため、政府消費であるメリット財支出の方が初期の乗数が大きくなっているが、こうした傾向はショック後の初期の乗数は政府消費の方が政府投資の乗数よりも大きいとしたCoenen et al. (2013)やMazraani (2010)²²の推定結果と整合的である。

また、民間消費に対しては、公共財支出は民間消費に負の影響を継続して与えるのに対して、メリット財支出は民間消費に正の影響を継続的に与えている。公共財支出は民間消費と補完性が認められず、負の資産効果により民間消費は低下するのに対し、メリット財支出は民間消費と補完性が強く負の資産効果を上回ることを示唆している。また、メリット財支出と民間消費の間のエッジワース補完性の効果が公共財支出の負の所得効果を上回れば、Iwata (2013)等の先行研究のように政府消費全体でも民間消費と補完的になると考えられる。

5. 補完性パラメータが政府消費全体で1つである場合のモデルとの比較

本節では、メリット財支出と公共財支出に区分する前の政府消費全体に対して民間消費との補完性を規定するパラメータがIwata (2013)と同様に1つであるとした場合のモデルについて推定を行い、前節のモデルと周辺尤度を比較する。

リカード的家計の効用関数及び実効的な消費変数の定式化について、政府消費全体の変数 G_t^c を用いて、以下のように書き直す。

²² Mazraani (2010)は、政府消費の1%の上昇はGDPを1.5%上昇させる一方で政府投資の1%の上昇はGDPを0.0085%上昇させるとし、その理由として、政府投資の効果が表れるまでに時間がかかる点、政府消費は政府投資よりも教育の割合が大きく、教育に係る支出は民間消費と補完性が強いいため、政府消費は民間消費と補完的になりやすい点を挙げている。

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t e^{b_t^b} \left(\frac{(\hat{C}_t^o(h) - \theta \hat{C}_{t-1}^o(h))^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{Z_t^{1-\sigma} e^{z_t^l} l_t(h)^{1+\chi}}{1+\chi} + V(G_t^c) \right)$$

$$\hat{C}_t^o(h) = C_t^o(h) + v_{gc} G_t^c$$

$$G_t^c = G_t^{rc} + G_t^{sc}$$

この場合、リカード的家計の消費の限界効用に係る一階条件の対数線形化は、以下のように表せる。

$$\left(1 - \frac{\theta}{z}\right) \left(1 - \frac{\beta\theta}{z^\sigma}\right) \tilde{\lambda}_t = -\sigma \left(\tilde{\hat{c}}_t^o - \frac{\theta}{z} (\tilde{\hat{c}}_{t-1}^o - z_t^z) \right) + \left(1 - \frac{\theta}{z}\right) z_t^b + \frac{\beta\theta}{z^\sigma} \left(\sigma \left(E_t \tilde{\hat{c}}_{t+1}^o + E_t z_{t+1}^z - \frac{\theta}{z} \tilde{\hat{c}}_t^o \right) - \left(1 - \frac{\theta}{z}\right) E_t z_{t+1}^b \right)$$

$$\tilde{\hat{c}}_t^o = \frac{\frac{c^o}{y}}{\frac{c^o}{y} + v_{gc} \frac{g^c}{y}} \tilde{\hat{c}}_t^o + \frac{v_{gc} \frac{g^c}{y}}{\frac{c^o}{y} + v_{gc} \frac{g^c}{y}} \tilde{g}_t^c$$

$$\tilde{g}_t^c = \frac{\frac{g^{rc}}{y}}{\frac{g^c}{y}} \tilde{g}_t^{rc} + \frac{\frac{g^{sc}}{y}}{\frac{g^c}{y}} \tilde{g}_t^{sc}$$

その他、政府支出ルールや財市場均衡の対数線形近似式、及び観測方程式は、前節の $\tilde{g}_t^{sc}$ や $\tilde{g}_t^{rc}$ を用いた定式化をそのまま使用し、観測データも、メリット財支出と公共財支出のデータをそのまま使用することで、データセットは前節のモデルに揃える。また、固定パラメータとして定常状態での政府消費の対 GDP 比率 $\frac{g^c}{y}$ を 0.15 として設定する。定常状態での政府消費の内訳として、

前節のモデルと同様、公共財支出対 GDP 比率 $\frac{g^{rc}}{y}$ やメリット財支出対 GDP 比率 $\frac{g^{sc}}{y}$ はそれぞれ 0.067、0.083 とする。

このようにして補完性パラメータを政府消費全体について 1 つにまとめたモデルについて推定を行ったところ、対数周辺尤度は -1735.1 となり、前節のモデルの方が対数周辺尤度は高い結果となった（前節のモデルの対数周辺尤度は -1731.3）。また、 v_{gc} の推定結果は事後平均で 0.1207 となり、政府消費全体では弱い代替性を示す結果となった。

以上より、メリット財支出と公共財支出について民間消費との補完性に係るパラメータを分割して推定を行う前節のモデルの方が、データに対するフィットの程度が高く、また各政府支出の項目別の政策効果を分析出来ることを確認した。

6. 推計期間変更による推定

前節までの分析では、直近の社会保障支出の効果を捉えるために 2012 年第 4 四半期までを推計期間としていた。他方、Hirose and Inoue (2014) ではゼロ金利期間に抵触する確率が高まるほど DSGE モデルのパラメータや構造ショックの推定におけるバイアスが大きくなる可能性を指

摘している。例えば矢野・飯田・和合(2011)や Kitamura (2010)は粒子フィルタを用いて DSGE モデルで推定を行っているほか、Iwata (2013)等はゼロ金利期間を含めずに推定を行っている。こうした先行研究を踏まえ、本稿では、前節までのモデルを用いてゼロ金利期間を推計期間に含めない場合の推定を行う。こうしたアプローチにより、介護保険制度創設以降の社会保障費の伸びを踏まえた直近のデータを用いた分析は出来ないものの、ゼロ金利期間中はモデルが想定するテイラー型金融政策ルールにより名目短期金利が決定されていない（テイラー原則が満たされない）という推計上の問題を回避出来る。

以下、これまでと同様に MCMC 法で再推計を行い、推定結果の違いを検証する。なお、平均採択率は 0.2503、0.2850 であった。

6.1 推計期間の変更

前節まで推計期間を 1981 年第 1 四半期から 2012 年第 4 四半期までとしていたが、本節では Iwata (2013)と同様、推計期間を 1981 年第 1 四半期から 1998 年第 4 四半期までとする。

6.2 事前分布・事後分布

表 6、7 のとおり。事前分布の設定については、第 4 節と同様である。 v_{gsc} の事後分布の平均は 0.1683 となっており、これまでの分析と同様、メリット財支出については、民間消費とエッジワース補完性が認められる結果となっている。また、社会資本効果のパラメータ ν が 0.0421 となっているほか、非リカード家計の比率 ω は 0.1139 と推定されている。

6.3 インパルス応答

図 10～12 に、メリット財支出のショックがあった場合の GDP、民間消費、設備投資などの反応を示した。メリット財支出が民間消費にプラスの影響を与えていることが確認できることから、推計期間を 1998 年以前とした場合でも前節の主要な推定結果は同じであることが確認できる。

6.4 乗数分析

表 8 に、メリット財支出、公共財支出、政府投資をそれぞれについて GDP 比 1%分のプラスのショックが GDP に与える効果を記載している。

GDP に対する乗数については、公共財支出は乗数が 0.56 程度となっているのに対し、メリット財支出の乗数は 0.95 程度となっている。また、政府投資の乗数は 0.83 程度となっており、前節までの分析よりも大きくなっている。非リカード的家計の割合が第 4 節より大きく推定されたこと等により、乗数は全体的に増加しているが、メリット財支出については v_{gsc} のマイナス幅が小さくなったことにより、前節までの分析よりも乗数は小さくなっている。ただし、メリット財支出のみ民間消費をプラスに反応させているのは第 4 節の推定結果と同様である。

図 13、14 のとおり、推計期間を 1998 年以前とした場合でも、現在価値乗数の傾向はこれまでの分析と同様となっていることが確認出来る。

非リカード家計の割合は先行研究と比較して小さめに推定されているものの、メリット財支出と民間消費のエッジワース補完性の効果によりメリット財支出の乗数が最も大きいのは、これまでの分析と同様のメカニズムによるものである。

また、第 4 節の 2012 年までを推定期間とした場合の推定結果の方が v_{gsc} のマイナス幅とメリット財支出の乗数効果が大きくなっており、2000 年の公的介護保険制度創設等の社会保障充実施策を背景としてメリット財支出と民間消費のエッジワース補完性が 1999 年以降強くなってきた可能性を示唆している。

7. まとめ

本稿では、DSGE モデルによる実証分析の手法を用いて、日本の財政政策の効果を検証した。具体的には、非リカード的家計、政府投資の社会資本効果、政府消費と民間消費の間のエッジワース補完性を導入したモデルを構築し、特に政府消費については Fiorito and Kollintzas (2004) を踏まえてメリット財支出と公共財支出に区分した上で推計を行い、財政乗数を分析した。メリット財支出と公共財支出に区分して推定を行う点については、政府消費全体と民間消費の補完性を推定するモデルよりもメリット財支出と公共財支出それぞれの補完性パラメータを個別に推定するモデルの方が周辺尤度が高いことも確認した。

推定の結果、公共財支出については民間消費にマイナスの影響を与える一方、メリット財支出については民間消費にプラスの影響を与えることが観察され、GDP に対する乗数も 1 を超えることから、政府支出パズルの解消に一定の示唆を与える結果となった。これらの結果は、VAR モデルを用いた実証分析とも整合的である。また、メリット財支出と民間消費の補完性は、推計期間を変更した場合でも認められることを確認した。

メリット財支出が民間消費にプラスの影響を与える解釈としては、政府による医療や教育等の支出が人々の健康水準や教育水準を高め、旅行等の消費を促すといった正の外部効果を発生させていることが考えられるほか、介護保険制度の創設等の社会保障の充実施策が家計の消費行動を変化させる効果等が考えられる。

今後の課題として、エッジワース補完性に絡めた研究として、例えば政府支出と民間支出をより細かく支出カテゴリー毎に細分化し、どのような政府支出がどのような民間支出と補完的なのかといった分析も、政府の役割について議論を深める上で重要であろう。本稿では、メリット財支出と民間消費が補完的であるとの推計結果となっているが、あくまで集計されたメリット財支出と民間消費の関係を示すものであり、メリット財支出や民間消費のうち個別の財・サービスの種類について補完性が成立することを示しているわけではない点に留意が必要である。

また、本稿のモデルでは、政府支出は慣性に加え景気安定化ルール、政府債務安定化ルールといったフィードバックルールで決定されることとしているが、メリット財支出が家計の効用に直接影響を与えることを仮定することを踏まえれば、財政部門が家計の効用を最大化するような最適化ルールを導入し、財政乗数に加えて社会厚生分析を行うことも有用であろう。

その他、エッジワース補完性以外にも、財政政策に影響を与える他の要因、例えば IMF が開発した Global Integrated Monetary and Fiscal モデル (Kumhof et al. (2010)) のように金融部門の摩擦 (フィナンシャルアクセルレーターメカニズム) や家計の生存確率等をモデルに取り入れる (リカード的家計にも近視眼的な要素を導入する) ことが課題である。さらに、本稿のモデルで税制は一括固定税として扱っているが、Iwata (2011) や Coenen et al. (2013) 等と同様、消費税・労働所得税・法人税といった歪みのある税制の違いをモデルに取り入れることも必要であろう。これらについては、今後の研究の課題としたい。

参考文献

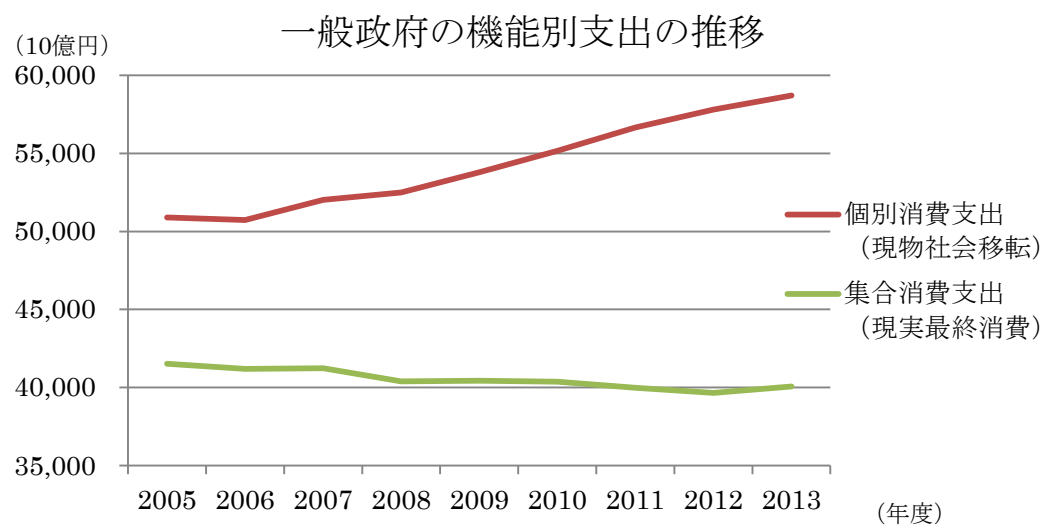
- [1] 江口 允崇 (2011)『動学的一般均衡モデルにおける財政政策の分析』三菱経済研究所
- [2] 江口 允崇 (2012)「財政政策の効果はなぜ下がったのか? - ニューケインジアンモデルによる検証」Keio/Kyoto Global COE Discussion Paper Series, 2012-008.
- [3] 厚生労働省 (2012)「平成 24 年版厚生労働白書」
- [4] 畑農 鋭矢 (2004)「財政赤字のマクロ経済効果ーカルマン・フィルタによる中立命題の検証ー」『フィナンシャル・レビュー』第 74 号、65-91.
- [5] 廣瀬 康生 (2012)『DSGE モデルによるマクロ実証分析の方法』三菱経済研究所
- [6] 宮本 弘暁・加藤 竜太 (2014)「財政政策が労働市場に与える影響について」『フィナンシャル・レビュー』第 120 号、45-67.
- [7] 矢野 浩一・飯田 泰之・和合 肇 (2011)「ゼロ金利制約下における日本経済-流動性制約家計を含むニューケインジアン DSGE モデル」浅子 和美・飯塚 信夫・宮川 努編『世界同時不況と景気循環分析』東京大学出版会、177-199.
- [8] Blanchard, O.J. and Perotti, R. (2002) “An empirical characterization of dynamic effects of change in government spending and taxes on output,” *Quarterly Journal of Economics*, **117** (4), 1329-1368.
- [9] Bouakez, H. and Rebei, N. (2007) “Why does private consumption rise after a government spending shock?” *Canadian Journal of Economics*, **40** (3), 954-979.
- [10] Coenen, G., Straub, R. and Trabandt, M. (2013) “Gauging the effects of fiscal stimulus packages in the euro area,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, **37** (2), 367-386.
- [11] Corsetti, G., Meier, A. and Muller, G.J. (2012) “Fiscal stimulus with spending reversals”, *Review of Economics and Statistics*, **94** (4), 878-895.
- [12] Evans, P. and Karras, G. (1996) “Private and government consumption with liquidity constraints,” *Journal of International Money and Finance*, **15** (2), 255-266.
- [13] Feve, P., Matheron, J. and Sahuc, J.-G. (2013) “A pitfall with estimated DSGE-based government spending multipliers,” *American Economic Journal: Macroeconomics*, **5** (4), 141-

- [14] Fiorito, R. and Kollintzas, T. (2004) "Public goods, merit goods, and the relation between private and government consumption," *European Economic review*, **48** (6), 1367-1398.
- [15] Gali, J., Lopez-Salido, D. and Valles, J. (2007) "Understanding the effects of government spending on consumption," *Journal of European Economic Association*, **5** (1), 227-270.
- [16] Ganelli, G. and Tervala, J. (2009) "Can government spending increase private consumption? The role of complementarity," *Economics letters*, **103** (1), 5-7.
- [17] Hirose, Y. and Inoue, A. (2014) "The zero lower bound and parameter bias in an estimated DSGE model," *IMES Discussion Paper*, No.2014-E-9.
- [18] Hirose, Y. and Kurozumi, T. (2012) "Do investment-specific technological changes matter for business fluctuations? Evidence from Japan," *Pacific Economy Review*, **17** (2), 208-230.
- [19] Iwata, Y. (2011) "The government spending multiplier and fiscal financing: insights from Japan," *International Finance*, **14** (2), 231-264.
- [20] Iwata, Y. (2013) "Two fiscal policy puzzles revisited: new evidence and an explanation," *Journal of International Money and Finance*, **33**, 188-207.
- [21] Karras, G. (1994) "Government spending and private consumption: some international evidence," *Journal of Money, Credit and Banking*, **26** (1), 9-22.
- [22] Kitamura, T. (2010) "Measuring monetary policy under zero interest rates with a dynamic stochastic general equilibrium model: an application of a particle filter," *Bank of Japan Working Paper Series*, **10**-E-10.
- [23] Kumhof, M., Laxton, D., Muir, D. and Mursula, S. (2010) "The global integrated monetary and fiscal model - theoretical structure," *IMF Working Paper*, No.10/34.
- [24] Mazraani, S. (2010) "Public expenditures in an RBC model: a likelihood evaluation of crowding-in and crowding-out effects," Mimeo.
- [25] Mountford, A. and Uhlig, H. (2009) "What are the effects of fiscal policy shocks?" *Journal of Applied Econometrics*, **24** (6), 960-992.

[26] Okubo, M. (2003) "Intertemporal substitution between private and government consumption: the case of Japan," *Economics Letters*, **79 (1)**, 75-81.

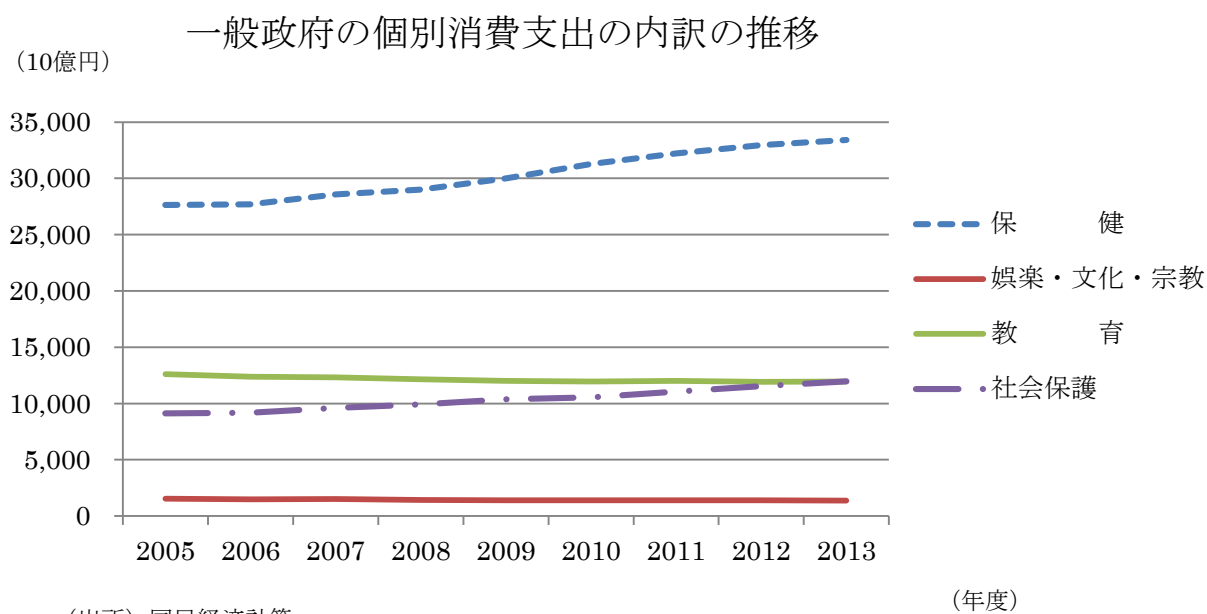
[27] Smets, F. and Wouters, R. (2007) "Shocks and frictions in US business cycles: a Bayesian DSGE approach," *American Economic Review*, **97 (3)**, 586-606.

表 1 一般政府の機能別支出の推移



(注) 一般政府の機能別支出(部門別)の年度の参考系列を使用。最終消費支出が「個別消費支出」及び「集合消費支出」に区分されている。2013年度の一般政府最終消費支出98.8兆円のうち、58.7兆円が個別消費支出(現物社会移転)、40.1兆円が集合消費支出(現実最終消費)とされている。個別消費支出の太宗が社会保障基金による支出(42.5兆円)である。

表 2 一般政府の個別消費支出の内訳の推移



(注) 一般政府の機能別支出(部門別)の年度の参考系列を使用。

表3 パラメータの推定結果（推定期間は2012年まで）

	定義	事前平均	事後平均	信用区間		事前分布	標準偏差
ν_{grc}	公共財のエッジワース補完性の程度	0	1.0151	0.3736	1.6684	正規	1.5
ν_{gsc}	メリット財のエッジワース補完性の程度	0	-1.2882	-2.0122	-0.5669	正規	1.5
ν	社会資本効果の程度	0.2	0.0459	0.0113	0.0804	ガンマ	0.1
σ	異時点間の代替の弾力性の逆数	1	2.7509	2.137	3.3617	ガンマ	0.375
θ	習慣形成の程度	0.7	0.2633	0.1663	0.3588	ベータ	0.15
χ	労働供給の弾力性の逆数	2	6.842	4.9451	8.6908	ガンマ	0.75
$1/\zeta$	投資の調整コスト	4	6.1308	3.4089	8.7543	ガンマ	1.5
μ	稼働率の調整コスト	1	0.6241	0.2082	1.0355	ガンマ	1
ϕ	生産の固定費用	0.075	0.0709	0.0514	0.0911	ガンマ	0.0125
γ_w	賃金の粘着性の程度（1期前のインフレ率参照のウェイト）	0.5	0.6317	0.3397	0.9614	ベータ	0.25
ξ_w	賃金の慣性（改定頻度）	0.375	0.3785	0.2931	0.4604	ベータ	0.1
γ_p	価格の粘着性の程度（1期前のインフレ率参照のウェイト）	0.5	0.1123	0.0022	0.2178	ベータ	0.25
ξ_p	価格の慣性（改定頻度）	0.375	0.7223	0.6872	0.7569	ベータ	0.1
λ_p	マークアップ率定常値	0.15	0.4368	0.2816	0.5967	ガンマ	0.05
z^*	定常状態を規定	0.19	0.4	0.2883	0.5131	ガンマ	0.05
l^*		0	0.0006	-0.0817	0.0834	正規	0.05
π^*		0.175	0.1782	0.0969	0.2554	ガンマ	0.05
r^*		0.498	0.4569	0.3905	0.5254	ガンマ	0.05
ϕ_r	金利スミージング程度	0.8	0.7383	0.6757	0.8002	ベータ	0.1
ϕ_π	インフレ反応の程度	1.7	1.7811	1.6297	1.9296	ガンマ	0.1
ϕ_y	GDPギャップ反応の程度	0.125	0.0339	0.0154	0.0525	ガンマ	0.05
ρ_z	技術ショックの持続性	0.5	0.0421	0.0065	0.0759	ベータ	0.2
ρ_b	選好ショックの持続性	0.5	0.8879	0.8357	0.9414	ベータ	0.2
ρ_i	投資の調整コストショックの持続性	0.5	0.2894	0.1568	0.415	ベータ	0.2
ρ_g^{rc}	公共財支出ショックの持続性	0.5	0.0796	0.0113	0.146	ベータ	0.2
ρ_g^{sc}	メリット財支出ショックの持続性	0.5	0.2163	0.0384	0.3837	ベータ	0.2
ρ_g^i	政府投資ショックの持続性	0.5	0.1934	0.058	0.3221	ベータ	0.2
ρ_w	賃金ショックの持続性	0.5	0.2356	0.0756	0.3901	ベータ	0.2
ρ_p	価格マークアップショックの持続性	0.5	0.9767	0.9592	0.9954	ベータ	0.2
ρ_r	金融政策ショックの持続性	0.5	0.5694	0.4472	0.6948	ベータ	0.2
ϕ_g^{rc}	公共財支出の慣性の程度	0.8	0.9397	0.9112	0.9681	ベータ	0.05
ϕ_g^{sc}	メリット財の慣性程度	0.8	0.9573	0.9354	0.9819	ベータ	0.05
ϕ_g^i	政府投資の慣性の程度	0.8	0.8916	0.8524	0.9326	ベータ	0.05
$\phi_{g,y}^{rc}$	公共財支出の景気安定化ルール係数	0.125	0.1168	0.0423	0.1895	ガンマ	0.05
$\phi_{g,y}^{sc}$	メリット財支出の景気安定化ルール係数	0.125	0.1196	0.0446	0.1942	ガンマ	0.05
$\phi_{g,y}^i$	政府投資の景気安定化ルール係数	0.125	0.1213	0.0447	0.1964	ガンマ	0.05
ϕ_t	税制の慣性の程度	0.8	0.7754	0.6919	0.8591	ベータ	0.05
$\phi_{t,y}$	税制の景気安定化ルール係数	0.125	0.133	0.0478	0.216	ガンマ	0.05
ϕ_b	税制の債務残高安定化ルール係数	0.1	0.0603	0.0244	0.0965	ガンマ	0.1
ϕ_b^i	政府投資の債務残高安定化ルール係数	-0.1	-0.2589	-0.3423	-0.1775	正規	0.1
ϕ_b^{rc}	公共財支出の債務残高安定化ルール係数	-0.1	0.1081	0.0321	0.1891	正規	0.1
ϕ_b^{sc}	メリット財支出の債務残高安定化ルール係数	-0.1	0.1285	0.0413	0.216	正規	0.1
ϕ_c^{sc}	メリット財支出の民間消費追従係数	0.1	0.1044	0.0237	0.1809	ガンマ	0.05
ρ_x	外生的需要ショック	0.5	0.9872	0.9759	0.9984	ベータ	0.2
ω	非リカードの家計の割合	0.25	0.0731	0.0221	0.1226	ベータ	0.1

（注）事後分布は Metropolis-Hastings アルゴリズムを用いて得られたもの（90%信用区間）。

表 4 ショックの分散の推定（推定期間は 2012 年まで）

	事前平均	事後平均	信用区間		事前分布	標準偏差
σ_z	0.5	1.9802	1.7196	2.2234	逆ガンマ	Inf
σ_h	0.5	3.8140	2.7742	4.7756	逆ガンマ	Inf
σ_i	0.5	3.8303	3.3206	4.3098	逆ガンマ	Inf
σ_g^{rc}	0.5	1.6145	1.4412	1.7871	逆ガンマ	Inf
σ_g^{sc}	0.5	1.1289	0.9946	1.2671	逆ガンマ	Inf
σ_g^i	0.5	3.8844	3.4624	4.2966	逆ガンマ	Inf
σ_w	0.5	0.5759	0.4788	0.6704	逆ガンマ	Inf
σ_p	0.5	0.1462	0.1103	0.1810	逆ガンマ	Inf
σ_r	0.5	0.1000	0.0889	0.1114	逆ガンマ	Inf
σ_y	0.5	4.8839	4.3546	5.4115	逆ガンマ	Inf

（注）事後分布は Metropolis-Hastings アルゴリズムを用いて得られたもの（90%信用区間）。

表 5 政府支出の乗数（推定期間は 2012 年まで）

	GDP に対する 乗数(1 期目)	GDP に対する乗 数（最大値）	消費に対する 乗数（1 期目）	消費に対する乗 数（最大値）
公共財支出	0.0262	0.1016	-1.8893	-0.2583
メリット財支出	1.3325	1.3948	0.9609	1.0188
政府投資	0.7841	0.7841	-0.2663	-0.1151

（注）Dynare で出力されるベイズアン impulso 応答が推定された各ショックの標準偏差の事後分布平均に対する反応であることを踏まえ、ショックを GDP 比 1%に規格化することで各反応を修正している。

表 6 パラメータの推定結果（推計期間は 1998 年以前）

	定義	事前平均	事後平均	信用区間		事前分布	標準偏差
ν_{grc}	公共財のエッジワース補完性の程度	0	0.4056	-0.499	1.3508	正規	1.5
ν_{gsc}	メリット財のエッジワース補完性の程度	0	-0.1683	-1.2837	0.9428	正規	1.5
ν	社会資本効果の程度	0.2	0.0421	0.0099	0.0731	ガンマ	0.1
σ	異時点間の代替の弾力性の逆数	1	2.6759	1.9594	3.3863	ガンマ	0.375
θ	習慣形成の程度	0.7	0.306	0.1666	0.4438	ベータ	0.15
χ	労働供給の弾力性の逆数	2	4.5032	2.9402	6.0499	ガンマ	0.75
$1/\zeta$	投資の調整コスト	4	6.0551	2.8164	9.0705	ガンマ	1.5
μ	稼働率の調整コスト	1	1.3198	0.2293	2.2876	ガンマ	1
ϕ	生産の固定費用	0.075	0.07	0.0503	0.0882	ガンマ	0.0125
γ_w	賃金の粘着性の程度（1期前のインフレ率参照のウェイト）	0.5	0.6713	0.3697	0.9879	ベータ	0.25
ξ_w	賃金の慣性（改定頻度）	0.375	0.3964	0.2819	0.5056	ベータ	0.1
γ_p	価格の粘着性の程度（1期前のインフレ率参照のウェイト）	0.5	0.4453	0.1286	0.7487	ベータ	0.25
ξ_p	価格の慣性（改定頻度）	0.375	0.6888	0.6355	0.7471	ベータ	0.1
λ_p	マークアップ率定常値	0.15	0.306	0.1781	0.4287	ガンマ	0.05
z^*	定常状態を規定	0.19	0.3011	0.2012	0.394	ガンマ	0.05
l^*		0	0.0009	-0.0812	0.0835	正規	0.05
π^*		0.175	0.1707	0.098	0.2446	ガンマ	0.05
r^*		0.498	0.5195	0.4414	0.596	ガンマ	0.05
ϕ_r	金利スミージング程度	0.8	0.6154	0.5126	0.7264	ベータ	0.1
ϕ_π	インフレ反応の程度	1.7	1.8124	1.6621	1.9694	ガンマ	0.1
ϕ_y	GDPギャップ反応の程度	0.125	0.0303	0.0114	0.0486	ガンマ	0.05
ρ_z	技術ショックの持続性	0.5	0.0667	0.0105	0.1186	ベータ	0.2
ρ_b	選好ショックの持続性	0.5	0.7663	0.6194	0.9244	ベータ	0.2
ρ_i	投資の調整コストショックの持続性	0.5	0.5049	0.3556	0.6533	ベータ	0.2
ρ_g^{rc}	公共財支出ショックの持続性	0.5	0.1394	0.0165	0.2558	ベータ	0.2
ρ_g^{sc}	メリット財支出ショックの持続性	0.5	0.1575	0.0213	0.2898	ベータ	0.2
ρ_g^i	政府投資ショックの持続性	0.5	0.38	0.1624	0.5944	ベータ	0.2
ρ_w	賃金ショックの持続性	0.5	0.3114	0.0523	0.5607	ベータ	0.2
ρ_p	価格マークアップショックの持続性	0.5	0.9759	0.9572	0.9959	ベータ	0.2
ρ_r	金融政策ショックの持続性	0.5	0.5654	0.3964	0.7447	ベータ	0.2
ϕ_g^{rc}	公共財支出の慣性の程度	0.8	0.8897	0.8463	0.9342	ベータ	0.05
ϕ_g^{sc}	メリット財の慣性程度	0.8	0.9027	0.8552	0.9508	ベータ	0.05
ϕ_g^i	政府投資の慣性の程度	0.8	0.8571	0.8005	0.9158	ベータ	0.05
$\phi_{g,y}^{rc}$	公共財支出の景気安定化ルール係数	0.125	0.1185	0.042	0.1905	ガンマ	0.05
$\phi_{g,y}^{sc}$	メリット財支出の景気安定化ルール係数	0.125	0.1188	0.0459	0.192	ガンマ	0.05
$\phi_{g,y}^i$	政府投資の景気安定化ルール係数	0.125	0.1234	0.044	0.2001	ガンマ	0.05
ϕ_t	税制の慣性の程度	0.8	0.8068	0.7276	0.8885	ベータ	0.05
$\phi_{t,y}$	税制の景気安定化ルール係数	0.125	0.1207	0.0432	0.1972	ガンマ	0.05
ϕ_b	税制の債務残高安定化ルール係数	0.1	0.1076	0	0.3213	ガンマ	0.1
ϕ_b^i	政府投資の債務残高安定化ルール係数	-0.1	-0.1162	-0.2733	0.0371	正規	0.1
ϕ_b^{rc}	公共財支出の債務残高安定化ルール係数	-0.1	-0.0318	-0.1804	0.1265	正規	0.1
ϕ_b^{sc}	メリット財支出の債務残高安定化ルール係数	-0.1	0.0085	-0.1491	0.1829	正規	0.1
ϕ_c^{sc}	メリット財支出の民間消費追従係数	0.1	0.1041	0.0244	0.1771	ガンマ	0.05
ρ_x	外生的需要ショック	0.5	0.9123	0.8473	0.9823	ベータ	0.2
ω	非リカードの家計の割合	0.25	0.1139	0.0289	0.2004	ベータ	0.1

（注）事後分布は Metropolis-Hastings アルゴリズムを用いて得られたもの（90%信用区間）。

表 7 ショックの分散の推定（推定期間は 1998 年以前）

	事前平均	事後平均	信用区間		事前分布	標準偏差
σ_z	0.5	1.8447	1.5516	2.1163	逆ガンマ	Inf
σ_h	0.5	4.1617	2.6323	5.6502	逆ガンマ	Inf
σ_i	0.5	4.3776	3.4562	5.2678	逆ガンマ	Inf
σ_g^{rc}	0.5	1.8565	1.5624	2.1283	逆ガンマ	Inf
σ_g^{sc}	0.5	1.2141	1.0178	1.4014	逆ガンマ	Inf
σ_g^i	0.5	3.9447	3.3727	4.4748	逆ガンマ	Inf
σ_w	0.5	0.6041	0.4539	0.7475	逆ガンマ	Inf
σ_p	0.5	0.1728	0.1041	0.2362	逆ガンマ	Inf
σ_r	0.5	0.1283	0.1094	0.1467	逆ガンマ	Inf
σ_y	0.5	4.4152	3.7501	5.0577	逆ガンマ	Inf

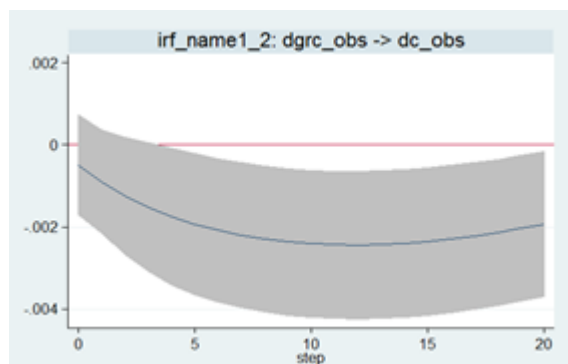
（注）事後分布は Metropolis-Hastings アルゴリズムを用いて得られたもの（90%信用区間）。

表 8 財政乗数(推計期間は 1998 年以前)

	GDP に対する 乗数(1 期目)	GDP に対する乗 数（最大値）	消費に対する 乗数（1 期目）	消費に対する乗 数（最大値）
公共財支出	0. 5568	0. 5568	-0. 7519	-0. 0909
メリット財支出	0. 9545	0. 9545	0. 1493	0. 1493
政府投資	0. 8349	0. 9333	-0. 0856	-0. 0238

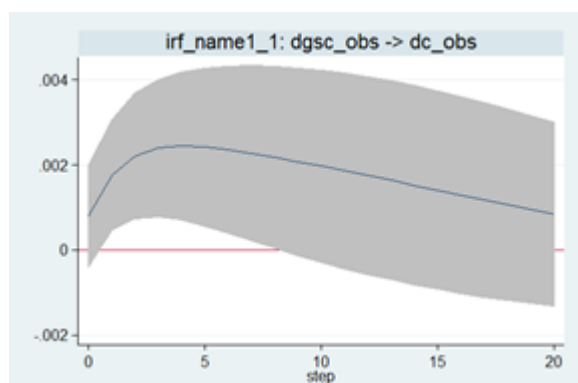
（注）Dynare で出力されるベイズアンインパルス応答が推定された各ショックの標準偏差の事後分布平均に対する反応であることを踏まえ、ショックを GDP 比 1%に規格化することで各反応を修正している。

図 1 VAR モデルの下でのインパルス応答関数（公共財支出ショック）



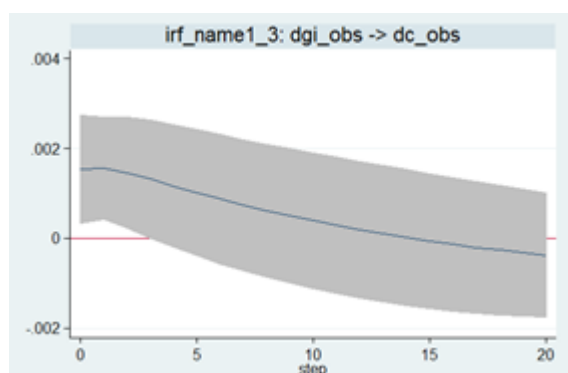
（注）公共財支出に 1 標準誤差ショックを与えた場合の民間消費のインパルス応答（90% 信頼区間）を示す。

図 2 VAR モデルの下でのインパルス応答関数（メリット財支出ショック）



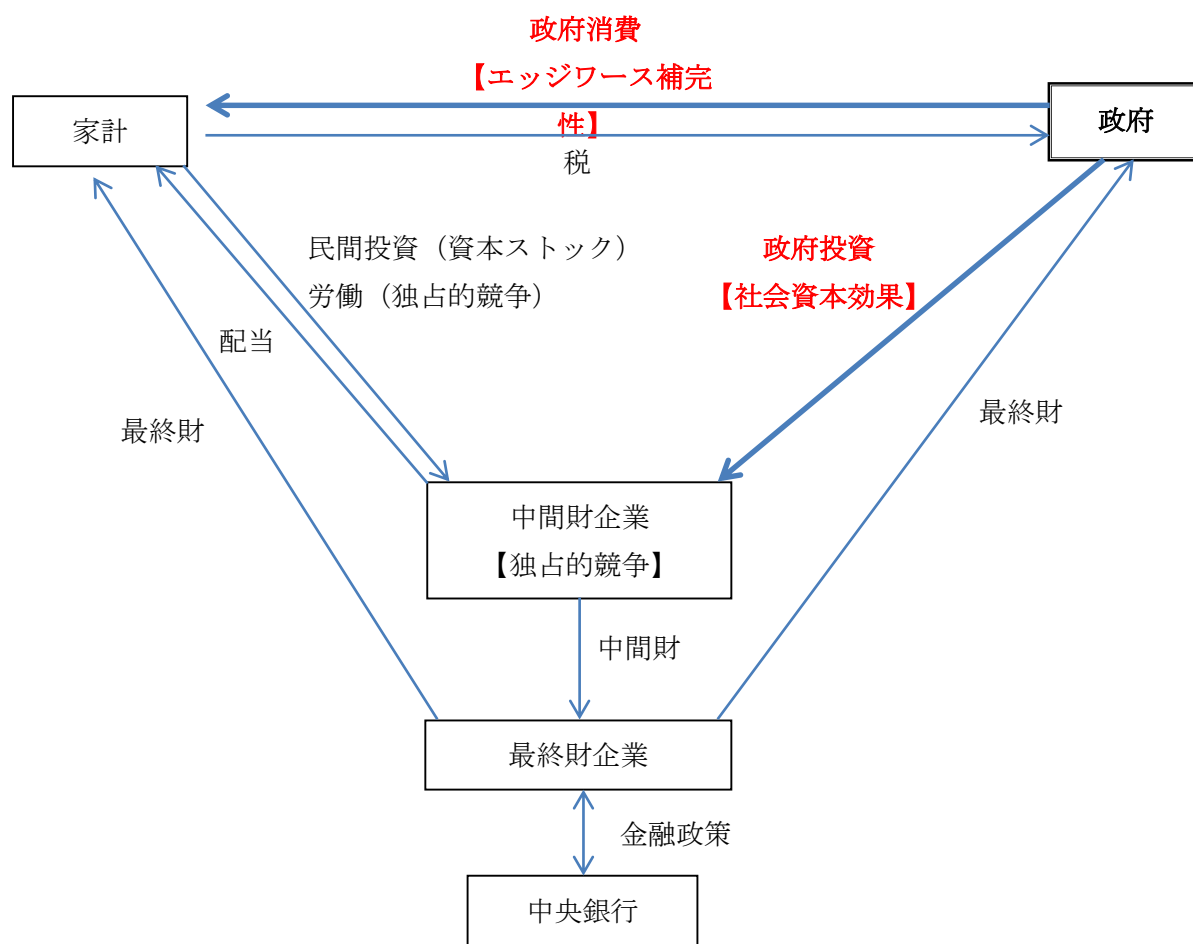
（注）メリット財支出に 1 標準誤差ショックを与えた場合の民間消費のインパルス応答（90% 信頼区間）を示す。

図 3 VAR モデルの下でのインパルス応答関数（政府投資ショック）



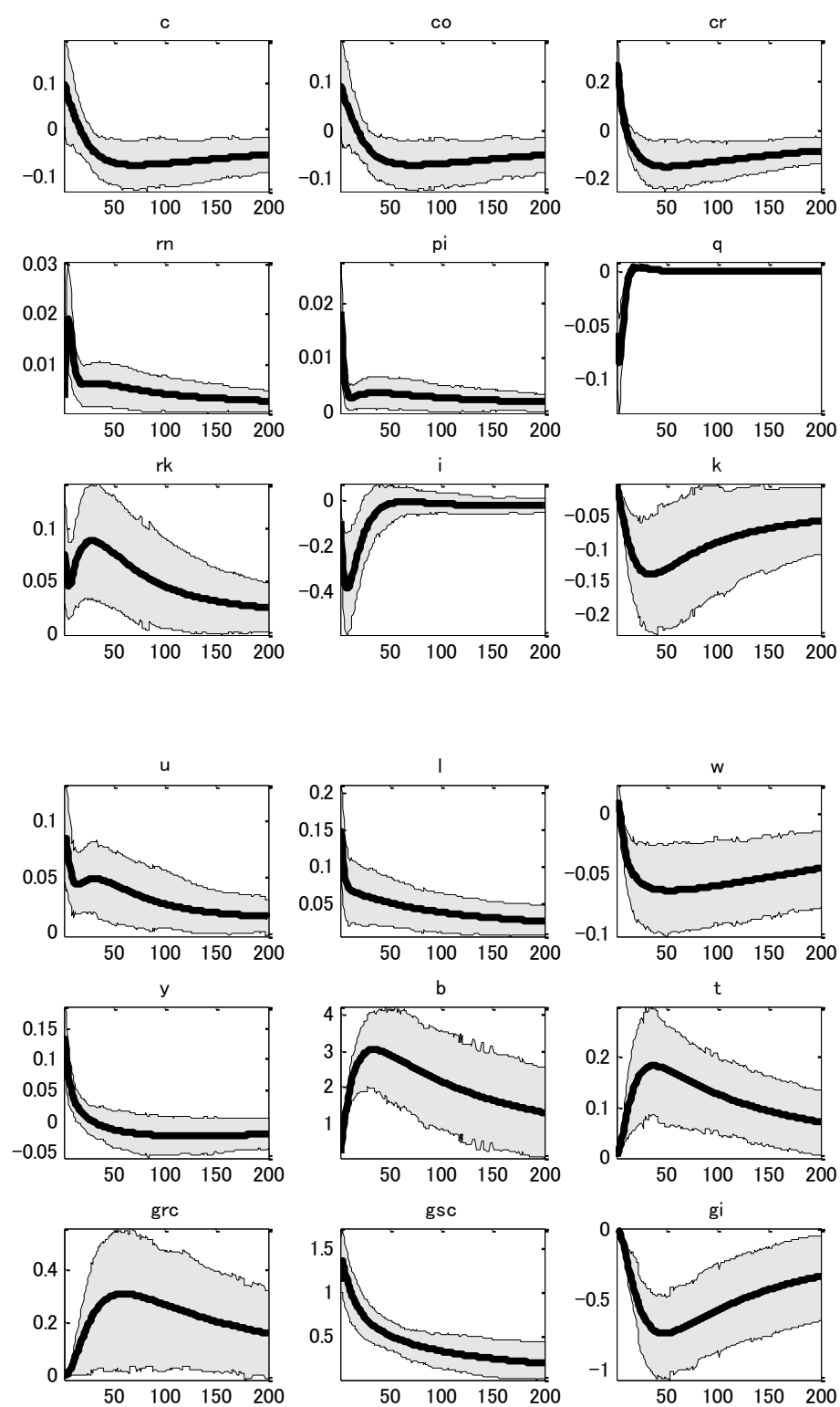
（注）政府投資に 1 標準誤差ショックを与えた場合の民間消費のインパルス応答（90% 信頼区間）を示す。

図4 モデルの俯瞰図



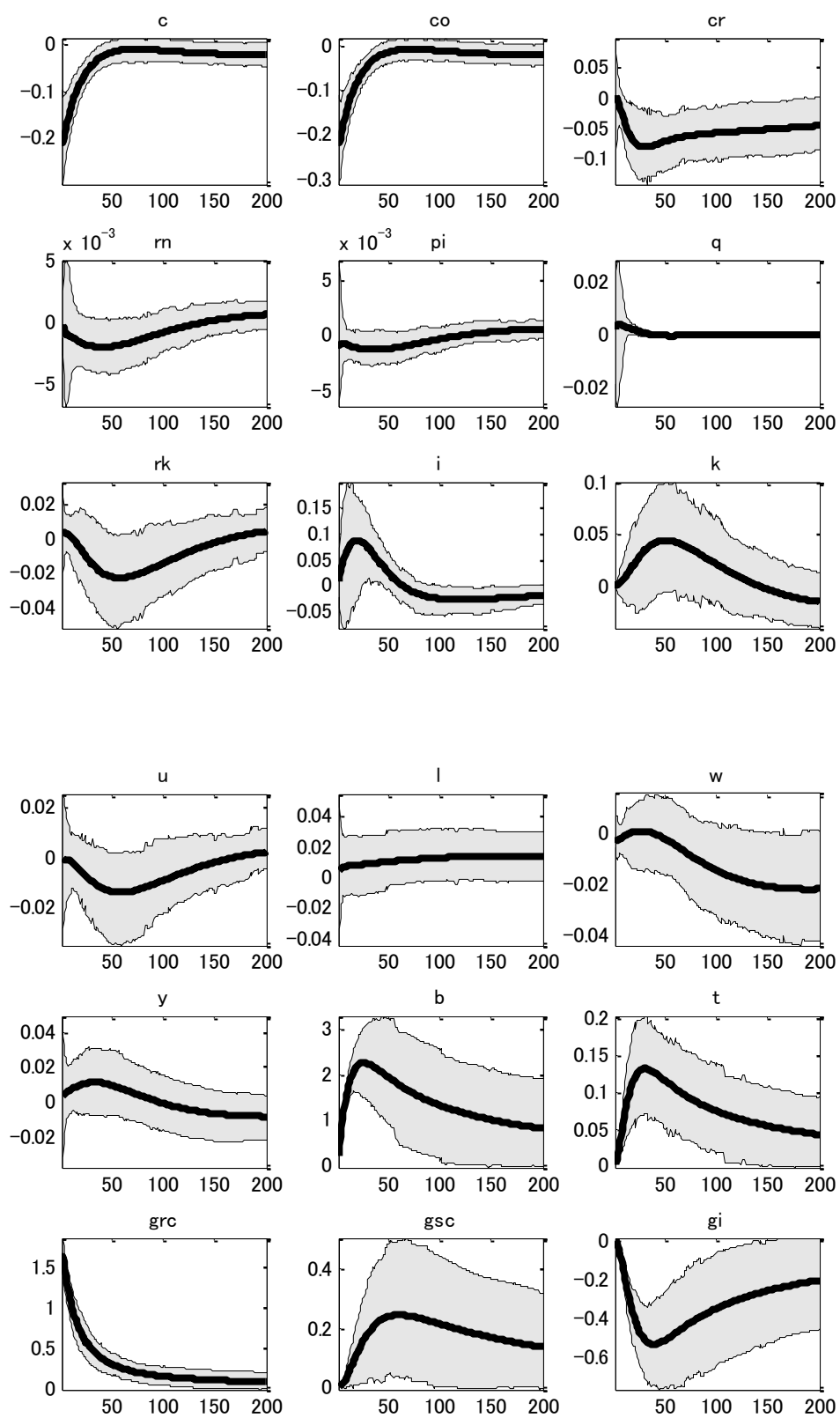
(注) 家計はリカード的家計と非リカード的家計が存在する。Iwata(2013)と同様、政府消費にエッジワース補完性、政府投資について社会資本効果をそれぞれ導入することで、政府部門の財政政策の効果を分析できるモデルとしている。

図5 メリット財支出ショックのインパルス応答（2012年までの推計期間）



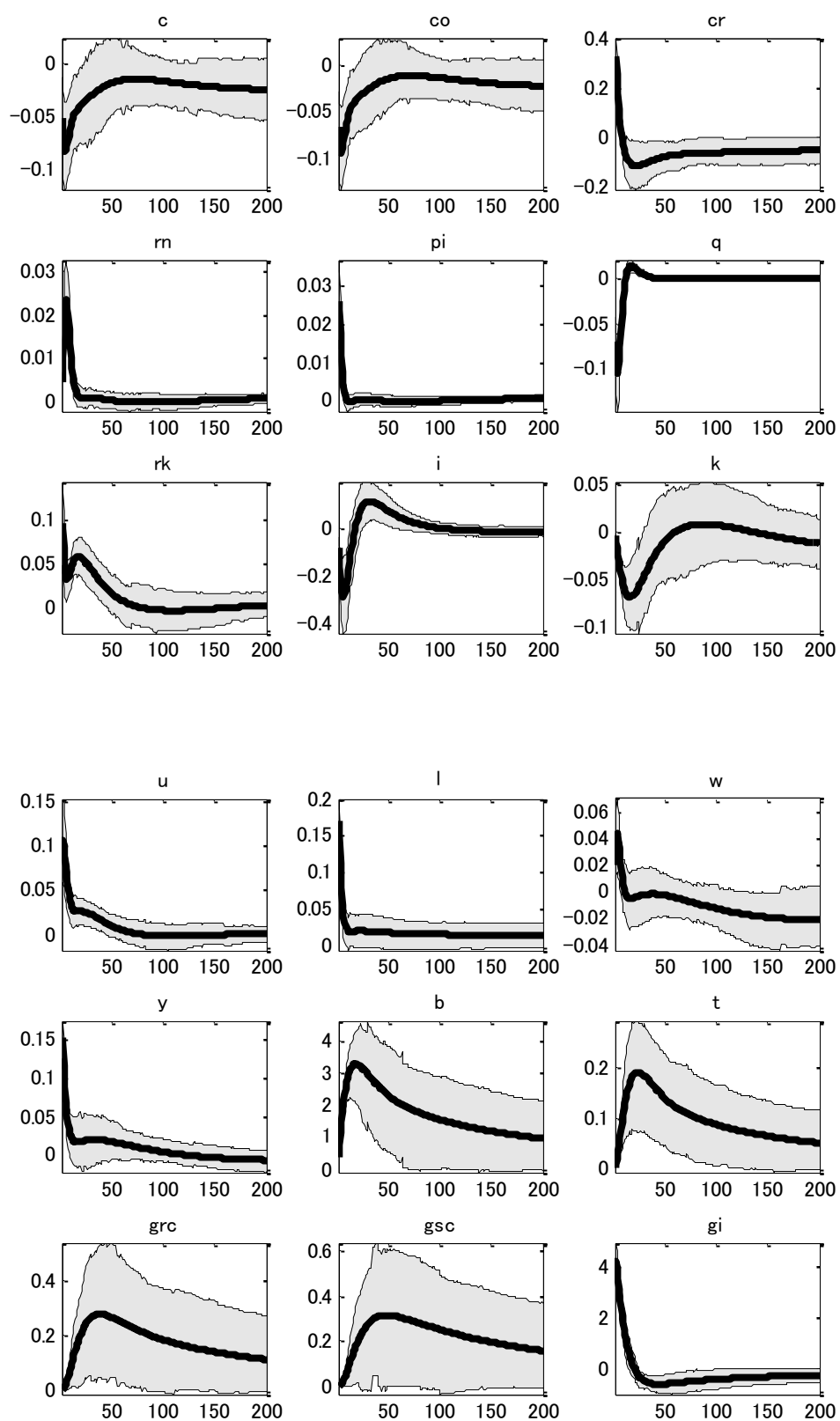
（注）メリット財支出に GDP 比 1%のショックを与えた場合の各変数のベイズアン・インパルス応答（90%信用区間）を示す。

図 6 公共財支出ショックのインパルス応答 (2012 年までの推計期間)



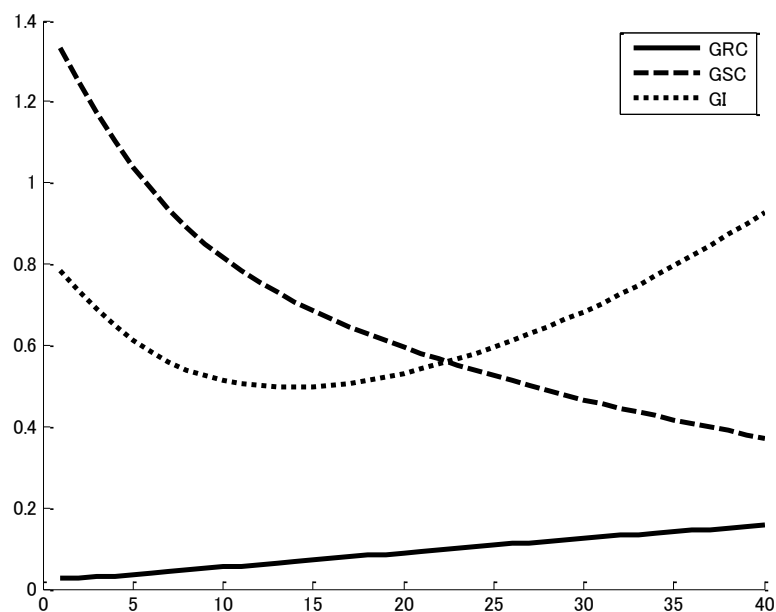
(注) 公共財支出に GDP 比 1%のショックを与えた場合の各変数のベジアン・インパルス応答 (90%信用区間) を示す。

図 7 政府投資ショックのインパルス応答 (2012 年までの推計期間)



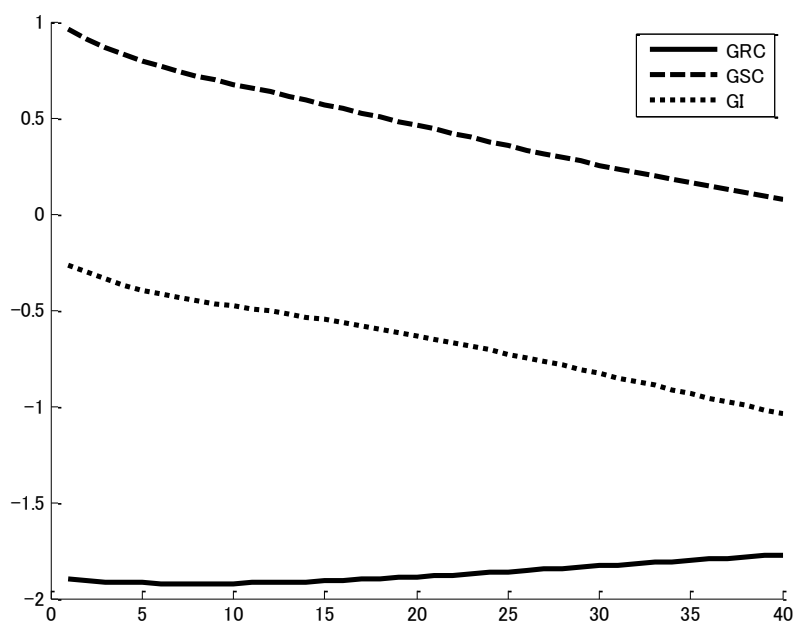
(注) 政府投資に GDP 比 1%のショックを与えた場合の各変数のベイジアン・インパルス応答 (90%信用区間) を示す。

図 8 メリット財支出・公共財支出・政府投資による 10 年間の GDP に対する現在価値乗数（推計期間は 2012 年まで）



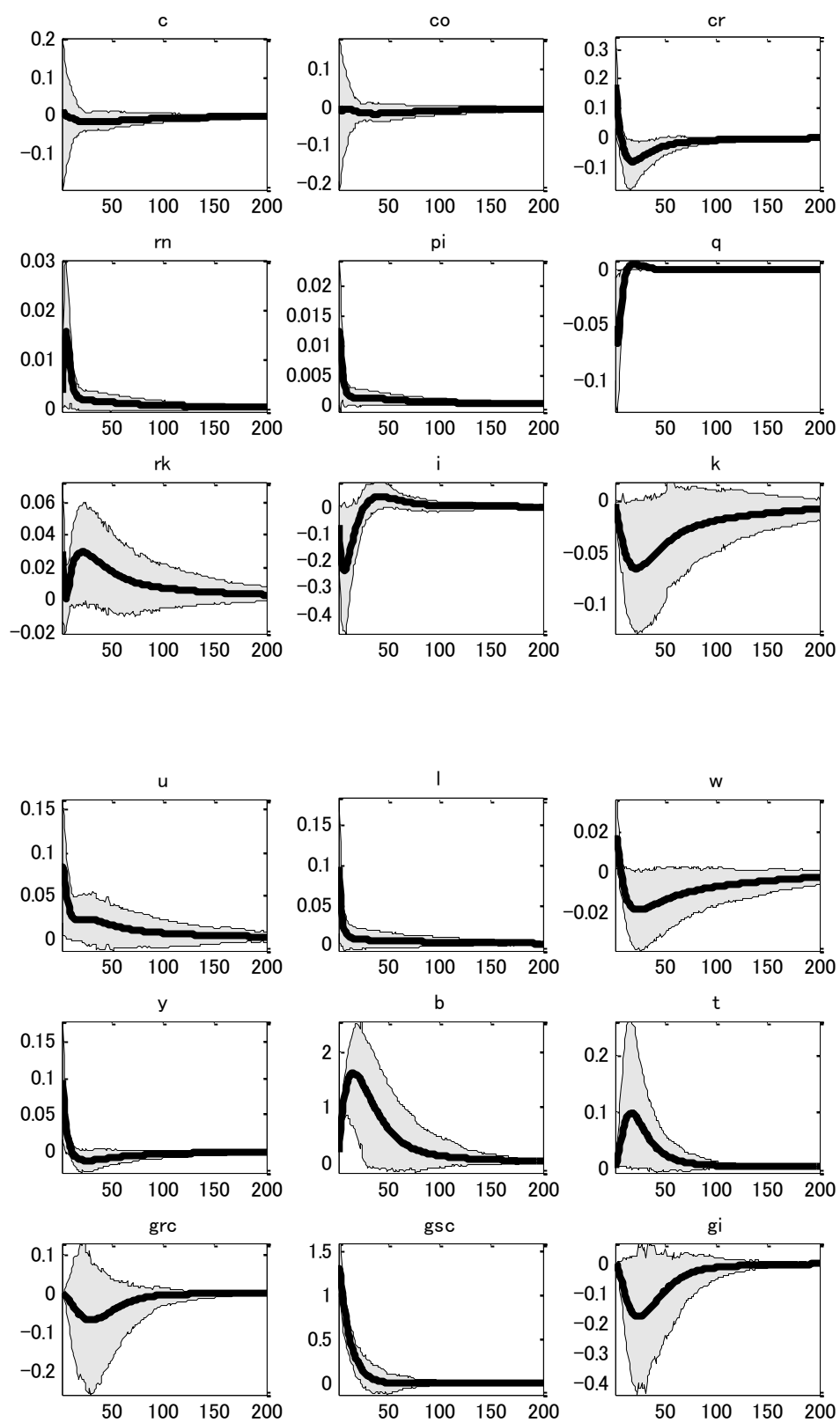
（注）Mountford and Uhlig (2009)による現在価値乗数（Present Value Multiplier）を 40 期（10 年間）にわたってプロットしたものを示す。

図 9 メリット財支出・公共財支出・政府投資による 10 年間の民間消費に対する現在価値乗数（推計期間は 2012 年まで）



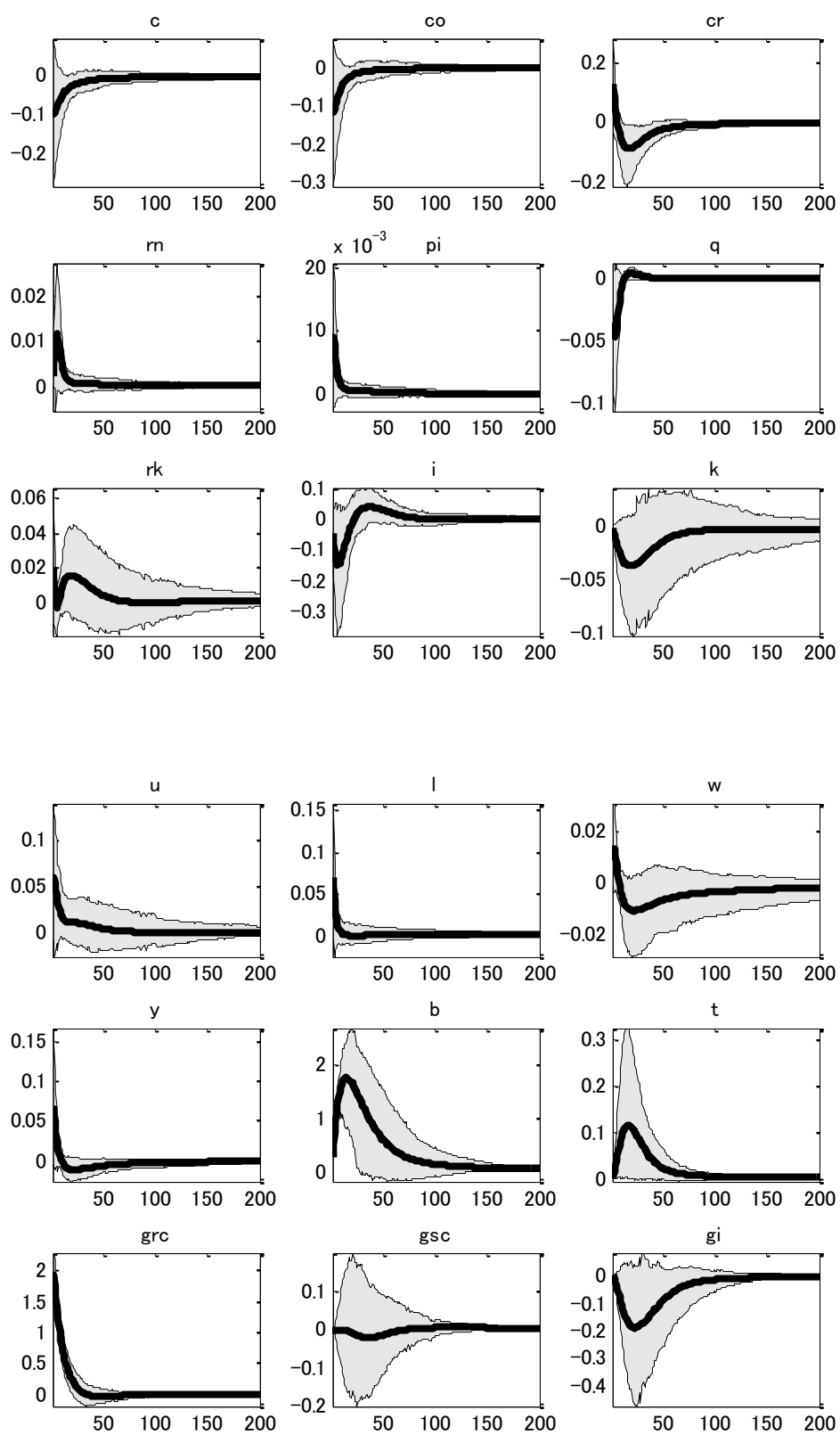
（注）Mountford and Uhlig (2009)による現在価値乗数（Present Value Multiplier）を 40 期（10 年間）にわたってプロットしたものを示す。

図 10 メリット財支出ショックのインパルス応答（1998 年以前の推計期間）



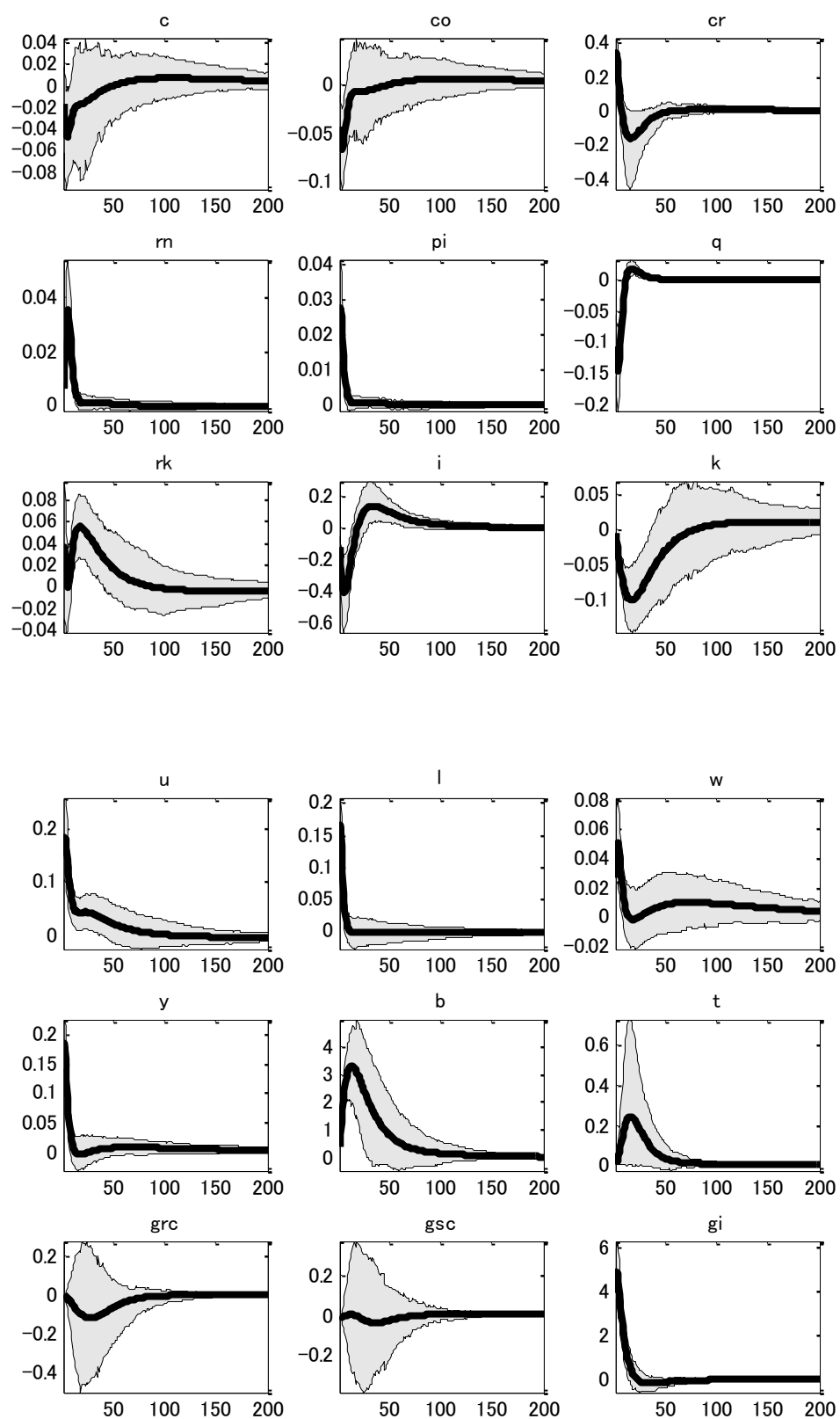
（注）メリット財支出に GDP 比 1%のショックを与えた場合の各変数のベイズアン・インパルス応答（90%信用区間）を示す。

図 11 公共財支出ショックのインパルス応答（1998 年以前の推計期間）



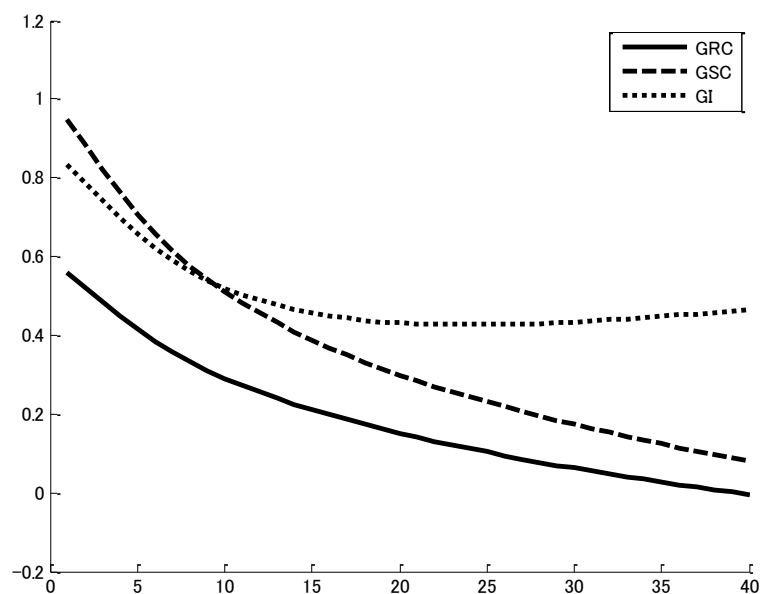
(注) 公共財支出に GDP 比 1%のショックを与えた場合の各変数のベイズ・インパルス応答 (90%信用区間) を示す。

図 12 政府投資ショックのインパルス応答（1998 年以前の推計期間）



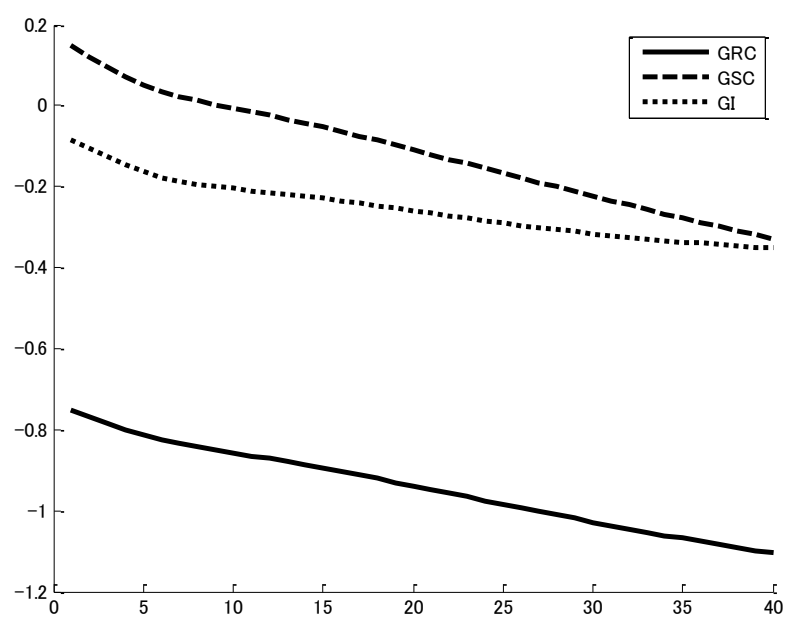
（注）政府投資に GDP 比 1%のショックを与えた場合の各変数のベイズ・インパルス応答（90%信用区間）を示す。

図 13 メリット財支出・公共財支出・政府投資による 10 年間の GDP に対する現在価値乗数（推計期間は 1998 年以前）



（注）Mountford and Uhlig (2009)による現在価値乗数（Present Value Multiplier）を 40 期（10 年間）にわたってプロットしたものを示す。

図 14 メリット財支出・公共財支出・政府投資による 10 年間の民間消費に対する現在価値乗数（推計期間は 1998 年以前）



（注）Mountford and Uhlig (2009)による現在価値乗数（Present Value Multiplier）を 40 期（10 年間）にわたってプロットしたものを示す。