

財政政策 サーベイと日本の財政政策の実証研究

一橋大学大学院経済学研究科
公共政策プログラム修士2年
荒川耕平

2016年9月

要旨

本稿では日本の財政政策の現状を分析した。本稿の前半では財政政策の主な研究をサーベイするとともに、今なお民間消費に対する一貫した答えが得られていない点、財政乗数の値も国や推計期間により大きく異なることを示した。本稿の後半では平滑推移ベクトル自己回帰 (Smooth Transition Vector Autoregression、STVAR) モデルを用いて日本の財政政策の実証研究を行った。得られた結果として、好況期に比べ不況期において財政支出乗数は大きくなる可能性があり、乗数が大きくなるには経済状態が不況でさえあれば良いわけではなく、その不況が十分に長い期間に及んでいる必要があると考えられるということである。比較静学を通して考えられることは、経済が単に不況期に陥っているだけでなく不況期間が継続しているような場合に財政支出を行った際に財政支出乗数が大きな値をとるということである。

謝辞

本稿は、一橋大学大学院経済学研究科における公共政策プログラムの一環で執筆されたものである。三菱UFJリサーチ&コンサルティングをクライアントとし、2015年12月から2016年9月までの受入期間において行った研究成果をまとめたものである。報告に先立ち、クライアントとして本研究に協力していただいた三菱UFJリサーチ&コンサルティングに、改めて感謝の意を示したい。

本稿を完成させるにあたり、多くの方々から有益なコメントを頂いた。三菱UFJリサーチ&コンサルティングの政策研究事業本部経済政策部副主任研究員の小林庸平氏、同調査本部調査部の中田一良氏の両氏からはコンサルティングプロジェクトを引き受けていただき、サーベイの作成から実証研究に至るまで多くのコメントと指摘を頂いた。一橋大学経済学研究科の山重慎二教授には、本研究を進行、完成させる際の間接報告において有益なコメントを頂いた。同研究科の佐藤主光教授には、三菱UFJリサーチ&コンサルティングとコンタクトを取る上でお世話になった。この場で改めて感謝申し上げたい。

1 はじめに

財政政策の景気刺激効果はケインズ以後のマクロ経済学において、今なお議論の対象となっている。中心的なリサーチクエスションは「政府支出を増加させ減税を行う拡張的な財政政策は総産出と消費を押し上げる効果を持つのか」という、いわゆる「乗数効果」の研究が多い。

徴税による負の所得効果によって民間消費が減るとの結論を得る実物的景気循環 (Real Business Cycle、以下 RBC) 理論に対し、ベクトル自己回帰 (Vector Autoregression、以下 VAR) モデルや、New Keynesian (以下、NK) DSGE などを用いた実証的な結論では多くの論文において民間消費と総生産を拡張する効果が得られるといった理論と実証の乖離が存在している。この理論と実証との乖離を「政府支出パズル」と呼ぶが、このパズルを巡って今なお理論、実証両面から数多くの研究がなされている。そこで本サーベイでは現在まで行われている財政政策の主な研究をサーベイするとともに、今なお民間消費に対する一貫した答えがないことを示したいと考える。

財政政策の研究は歳出サイド、歳入サイドの二つを分析する論文に分けることができる。前者では歳入を一括税、等価定理等で歳入方法を問わない形で、財政乗数を推定する分析が数多く行われている。一方後者では政府支出を所与とし、租税と公債による資金調達分析がなされる。そこで先行研究を歳出サイド、歳入サイドを分析しているものに分類してレビューすることにする。本稿ではまず歳出サイドを分析しているものとして Blanchard and Perotti (2002)、Perotti (2005) をレビューする。この2本の論文は乗数効果を構造 VAR (Structured VAR, SVAR) で推計した先駆的論文であり、引用数も多い。続けて構造 VAR を用いて日本の財政政策を分析した論文である Kuttner and Posen (2002) をレビューする。本稿は日本の統計データの問題点を指摘しながら、財政政策の効果を分析を行っている。そのため、今後日本の財政政策を分析する際の指針になると考えられる。そして Perotti (2005) も触れている点ではあるが、財政政策を取り巻く経済環境は固定的なものではなく、構造変化が起きていると考えられる。そこで Perotti (2005) では構造変化が起こったと考えられる以前と以後に時系列を分け、それぞれの財政政策の効果を比較している。しかしこの手法に対する批判として構造変化点の選択は恣意的であるという批判が考えられる。そこで時系列を恣意的に分けることなく経済状態の変動を考慮に入れた財政政策の分析も行われている。本サーベイでもその代表的研究である Auerbach and Gorodnichenko (2012b) をサーベイする。

次に動学的確率的一般均衡を用いて推計した論文として先駆的な Baxter and King (1993)、比較的新しくかつ引用数の多い Burnside, Eichenbaum and Fisher (2004) と Christiano, Eichenbaum and Rabelo (2011)、Mertens and Ravn (2014) をレビューする。これらの論文は財政政策の分析でも近年発達しているシミュレーション分析に多くの示唆を与えてくれると考えた。

また、財政政策を分析した論文は財政支出が総生産に与える影響を分析した以外のものが存在している。Monacelli, Perotti Trigari (2010) は財政支出が失業率に与えた影響を分析した論文として先駆的であり、本先行研究では「失業乗数」として提示されている。また、Nakamura and Steinsson (2014)

では軍事支出を州別で分けて検証し、合わせて失業率に与える影響を分析している。^{*1}

財政政策に関して、本稿の目的を超えた重要な議論が数多く存在することも疑いようのない事実である。例えば財政政策の持続性 (Uctum and Wickens (2000)、Wickens (2008) の 5 章など)、公的財政の世代間負担 (Auerbach(2009))、自動安定化機能 (つまり法人税や失業給付が景気循環を平滑化する機能) などである。これらを分析したものに Auerbach and Freenberg (2000) や Girouard and Andre (2005) などがある。

また本稿の後半では、日本のデータを用いて財政政策の実証研究を行った。近年活発に行われている財政政策の効果に関する議論として、財政政策の効果の非対称性に関するものがある。財政政策の効果は経済が置かれている状況、例えば好況期と不況期といった状況によって異なる可能性があるとするものである。一方で従来用いられていた SVAR による財政政策の実証研究では必ずしもこの点を考慮に入れていない。そこで本稿では財政政策の効果の非対称性を分析するモデルとして平滑推移自己回帰 (Smooth Transition Vector Autoregression、以下、STVAR) モデルを用いた。これを用いて財政政策の効果进行分析した先駆的な研究が前半のサーベイでも触れた Auerbach and Gorodnichenko (2012b) である。先行研究ではアメリカのデータを用いて実証研究を行っていたが同様のモデルを日本のデータを用いて実証したのが本稿の後半部分である。

本稿の主な流れは以下の通りである。第 2 節から第 4 節までが財政政策の理論・実証研究のサーベイとなっている。第 2 節では歳出サイドに焦点を当てた研究を概観する。第 3 節では歳入サイドに焦点を当てた研究を概観する。第 4 節ではサーベイした論文を参考に、近年の財政政策研究を概観できるような表を作成し、その研究成果から読み取ることのできる、研究間の「共通点」に関していくつか議論を行う。第 5 節では日本のデータを用いて財政政策の実証研究を行う。第 6 節で本稿のまとめと結論を述べる。

2 歳出サイドの分析

歳出サイドで財政乗数を求めるアプローチには主に二つあると考えられる。

1. 構造 VAR (Structured VAR、SVAR)
2. New-Keynesian DSGE

本レビューでもこれに従い、二つのアプローチごとに先行研究をレビューすることにする。

^{*1} 財政政策のこれまでの研究をまとめたものとして、Auerbach, Gale and Harrison (2010), Hebous (2011), Parker (2011) が良いサーベイとなっている。

2.1 SVAR を用いた財政政策の研究

2.1.1 Blanchard and Perotti (2002)

要旨と結果

本論文は SVAR を用いて財政政策の効果を分析した先駆的な論文である。SVAR を用いた分析では同時点での変数間の相関を考慮に入れるため政策ショックの特定化を行うための制約条件が必要となる。本論文では政府支出、減税に対する GDP の弾力性をデータや先行研究から特定化することでパラメータに制約を与え財政政策の効果を特定化している。

モデル

$$Y_t = A(L, q)Y_{t-1} + U_t. \quad (1)$$

Y_t は 3 次元ベクトルであり、 $Y_t = [T_t \ G_t \ X_t]'$ と定式化される。固定的 (対数モデルでは 2 次)、確率的なトレンド項 (ドリフトを含む単位根過程) のいずれかを含む。またトレンド項あるいはダミー変数のいずれかまたはその両方を含む。

誘導型モデルの残差のベクトルを $U_t = [t_t \ g_t \ x_t]'$ と定義する。通常はベクトルのそれぞれの要素は相関を持つ。 $A(L, q)$ はラグ多項式である。この多項式が四半期に依存する理由は、様々な経済活動に対する税収が季節性を持つことが考えられるからである。

以下の手法を用いて特定化を行う。

$$t_t = a_1 x_t + a_2 e_t^g + e_t^t, \quad (2)$$

$$g_t = b_1 x_t + b_2 e_t^t + e_t^g, \quad (3)$$

$$x_t = c_1 t_t + c_2 g_t + e_t^x. \quad (4)$$

e_t^t, e_t^g, e_t^x はそれぞれが相関していないショックであり、今回導出したいものである。 t_t は 3 つの項で表され、予期されなかった GDP の変動 $a_1 x_t$ 、支出の構造ショックに対する応答 $a_2 e_t^g$ 、税収の構造ショック e_t^t である。特定化の手順は、

1. 租税、所得移転や政府支出などの制度情報から a_1, b_1 を導出する。これら 2 つの係数は以下 2 つの応答を含んでいる。1 つ目は総生産に対する租税、政府支出に対する自動的な応答である。2 つ目には現状の財政政策ルールのもと、予期しなかった変動に対する同時点内での意図的な租税、政府支出の応答である。しかし四半期では GDP のショックを認識するのに十分ではなく、四半期データは GDP ショックに対する 2 つ目の応答を除くことができると仮定する。
1 つ目の応答を分析するためには、政府支出と税収の総生産に対する弾力性を定式化すれば良い。定式化するために政府支出や租税、所得移転に関する制度情報を用いた。政府支出の総生産に対

する弾力性を特定することが出来ないので $b_1 = 0$ を置く。一方で租税は、税収総額を \tilde{T} とおくと、 $\tilde{T} = \sum \tilde{T}_i$ となる。ここで B_i は税 \tilde{T}_i の課税ベースである。したがって弾力性は

$$a_1 = \sum_i \eta_{T_i, B_i} \eta_{B_i, X} \frac{\tilde{T}_i}{\tilde{T}}, \quad (5)$$

ここで η_{T_i, B_i} は i 税の課税ベースに対する弾力性、 $\eta_{B_i, X}$ は課税ベースの GDP に対する弾力性である。

1947 年第 1 四半期から 1997 年第 4 四半期での平均的な a_1 の値は 2.08 である。

2. 推計した a_1 、 b_1 を用いて循環変動調整済 (cyclically adjusted) の誘導型モデルにおけるの租税、政府支出の残差 $t'_t \equiv t_t - a_1 x_t$ 、 $g'_t \equiv g_t - b_1 x_t = g_t$ を求める。 t'_t と g'_t はそれぞれ相関しているが、いずれも e_t^x とは相関していない。そのため c_1 、 c_2 を推計する操作変数として用いることができる。
3. 残った係数は a_2 と b_2 である。 t'_t と g'_t の相関を特定する手法は必ずしも存在しない。政府が増税と政府支出の増加を同時に行うか、政府支出の増加に応じて増税が起きるのか、あるいは増税後政府支出の増加が起きるのかは必ずしも特定できないからである。そのため本稿では 2 つの仮定を置くことにする。1 つ目に、増税が先に起こるする仮定、つまり $a_2 = 0$ である。そして、 b_2 を推計する。次に政府支出の増加が先に起こるとする仮定、 $b_2 = 0$ である。そして、 a_2 を推計する。

データ

税収を Personal Tax and Nontax Receipts、Corporate Profits Tax Receipts、Indirect Business Tax and Nontax Accruals、そして Contributions for Social Insurance の総和から Transfer Payments to Persons、Net Interest Paid by Government を差し引いたものとして定義する。また政府支出を Purchases of Goods and Services(財・サービス、資本の両方を含む)として定義する。これらのデータは Quarterly Treasury Bulletin の Quarterly National Income and Product Accounts から取得した。すべてのデータは一般政府、つまり連邦、州、地方政府そして社会保障機構の合計である。すべてのデータは原系列を X11 法で季節調整したものをを用いている。

2.1.2 Perotti (2005)

要旨と結果

本論文は、OECD 諸国 5 カ国における財政政策の GDP、インフレーションや利子率への効果を SVAR を用いて分析している。本稿での重要な結論は先行研究である Blanchard and Perotti (2002) から議論を進めて、「1980 年度以降に財政政策を取り巻く経済構造が変化したのか」を焦点に当てている。そのため本先行研究ではデータセットを 1960 年から 1979 年まで (ドイツは東西統一したのが 1990 年であるため 1974 年を構造変化点としている) のものと、1980 年以降のものに分けて、それぞれの財政支出ショック、減税ショックへのマクロ変数の応答を考察している。本稿における主要な結論は以下の通り

である。

- 財政政策の GDP への影響は小さく推計される傾向にあった。政府支出乗数が 1 より大きく推計されたのは 1980 年以前のアメリカにおいてのみであった。
- 減税が政府支出の増加よりも、早く効果をもたらす、ないし政府支出の増加よりも効果的であると証明するような結果は得られなかった。
- 政府支出のショック・減税の GDP への効果、およびそれら複数の要素は時間を通じて明確に弱くなっていった。1980 年代以降、特に民間投資においてそれらの効果はほとんど負の値を取った。
- 1980 年以降においてのみ、政府支出の長期利率への正の効果を推定することができた。事実、インパルス応答関数において実質利率を一定とした場合、1980 年以降のアメリカとイギリスにおける GDP への負の応答のほとんどは消えてしまった。
- 政府支出の価格弾力性がもっともらしい値を取った場合、インフレーションにはごくわずかな影響しかもたらさない。
- 財政政策のショックと移行過程におけるその変化は、1980 年以降の GDP の分散の減少を引き起こした。

モデル

本論文では Blanchard and Perotti (2002) に従い、以下の 5 変数 VAR を推計している。

- g_t : 財・サービスにおける実質政府支出の対数形 (government spending または略して spending)
- t_t : 人口一人当たり実質総一次収入の対数形 (net taxes または略して taxes。政府収入は政府移転。収支・資産総収入の双方よりも少ないと仮定する。)
- y_t : 人口一人当たり実質生産
- π_t : GDP デフレーターインフレ率
- i_t : 名目 10 年利率

内生変数のベクトルを X_t で、誘導型の残差のベクトルを U_t で書き表すこととすると、誘導型の VAR は

$$X_t = A(L)X_{t-1} + U_t \quad (6)$$

のように定式化できる。ただし

$$\begin{aligned} X_t &\equiv [g_t \ t_t \ y_t \ \pi_t \ i_t]' \\ U_t &\equiv [u_t^g \ u_t^t \ u_t^y \ u_t^\pi \ u_t^i]' \end{aligned}$$

全ての方程式はそれぞれの内生変数のラグを 4 つ持つとする。指標として設定する方程式も定数項、四半期ダミー、線形の時系列トレンド項を含むが、単純化のため記述しなかった。

2.1.3 Kuttner and Posen (2002)

要旨と結果

Blanchard and Perotti (2002) の手法を用いて、Kuttner and Posen (2002) は日本の財政政策を分析している。本先行研究では 1976 年から 1999 年における財政政策の有効性を、実質 GDP、税収、政府支出の 3 変数 SVAR を用いて分析した。分析では、減税が公共支出かに依らず拡張的な財政政策は景気刺激の効果を持っていたとの結論を得た。SVAR から政策乗数を推計する新たな手法を用いて、減税乗数を推計した。財政政策後 4 年間に於いて減税乗数は公共支出乗数に比べ 25 % だけ高かった。政府支出の項目別に分類する日本の財政政策は 1990 年までは縮小的な効果しかもたらしておらず、成長率の鈍化が政府支出ショックに有意に影響を及ぼしていたことが示唆される。したがって、政府債務の増加がかなりの割合で不況による税収の下落に影響を及ぼしていることも示唆された。家計の貯蓄行動を直接分析してみると、本稿ではリカード的家計を支持する結果はほとんど得られなかった。これは短期的な財政政策の有効性を示唆するものだと考えられる。

モデル

推計式は Blanchard and Perotti (2002) と同様、政府支出、収入、総生産の 3 変数 VAR である。

データ

本先行研究は日本の財政政策を分析しながらも、日本のデータが抱える問題を指摘している。信頼の置ける包括的な日本の財政データは国際機関が利用できない。そのため IMF のデータから中央、県、地方自治体を合わせた一般政府の年次データを 1976 年から 1999 年まで用いた。税収入は直接税と間接税の税収の合計から社会保障給付を差し引いたもので定義した。政府支出は経常、資本支出から社会保障給付と利子支払いを差し引いて定義した。モデルは線形トレンド、トレンドと 1990 年以後を表すダミーのクロス項を含む。このダミーは 1990 年以降の GDP 成長率の減退を考慮に入れるためのものである。

本モデルの課題

この論文は SVAR を用いた財政政策の論文として最もよく引用されている論文の一つである。しかし本論文のモデルにも課題が残されていた。前節での VAR が線形モデルであることはいうまでもない。つまり、VAR モデルを使って計算された財政乗数は経済状況にかかわらず一定である。VAR の枠組みの中で線形性を乗り越える試みの例として、Auerbach and Gorodnichenko (2012) をレビューする。彼らは、経済を 2 つの異なる VAR の間をスムーズに行き来する過程として捕らえた。2 つの VAR はそれぞれ線形であるが、2 つの異なる VAR の間を動くことによって、財政支出が GDP に与える効果は経済状況に応じて変わりうるのである。

2.1.4 Auerbach and Gorodnichenko (2012b)

要旨と結果

この論文では、複数の OECD 諸国を対象に、政府支出乗数を推計した。推計に当たって、その国の経済状態に従って乗数が滑らかであること、予測可能な要素の政策的なショックを相殺するために、実際の時点における予測値を用いた。自由度を担保し、SVAR が規定しているショック感応関数における仮定を緩めるという観点から、政府購入乗数を推計するにあたり、SVAR を用いず、先行する論文 (Auerbach and Gorodnichenko, 2012a) の方法を用いた。この論文において、先行する論文の結果が確認された。具体的には、政府購入における GDP 乗数は不況のときに大きく、政府購入乗数の、実際の時点における予測は不況のときに政府購入乗数を増加させる傾向にあること。そして、マクロ経済変数に対する感応度を考慮に入れ、景気循環を通してその感応度は異なることを発見した。またそのパターンは GDP への影響の相違と一致する。

本稿での推計結果は各経済状態・モデルを通して著しく異なる。好況期では財政政策を発動した当該期における GDP の応答のみ正の値を取り、わずかに統計的に有意となった。発動後の 2 期間においては、反応は正であるが統計的にはほぼゼロであり、反応の点推定においては反応の値がゼロであることの帰無仮説を棄却できなかったものの、負の値を取った。対照的に、不況期におけるアウトプットの反応は 2 期間以上を通して大きく正の値を取った。好況期のアウトプットの反応はそれよりも遥かに弱く、実際にはいくつかの期において負の値を取ったが、ほとんどの期において反応がゼロであることの帰無仮説を棄却できなかった。これらの結果は、アメリカにおける政府支出乗数が、好況期で 0、不況期で 1.5-2.0 であるとする、先の研究結果と整合的である。これらの発見は財政乗数の循環の種類を分析する論文における分析とも整合的である。同様のモデルを用いて日本のデータを研究している論文も存在している (Auerbach and Gorodnichenko 2014)。

モデル

本論文では以下の平滑 VAR (Smooth-Transition VAR, STVAR) モデルを推計している。

$$\mathbf{X}_{t-1} = (1 - F(z_{t-1}))\mathbf{\Pi}_E(L)\mathbf{X}_{t-1} + F(z_{t-1})\mathbf{\Pi}_R(L)\mathbf{X}_{t-1} + u \quad (7)$$

$$\mathbf{u}_t \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{\Omega}_t) \quad (8)$$

$$\mathbf{\Omega}_t = \mathbf{\Omega}_E(1 - F(z_{t-1})) + \mathbf{\Omega}_R F(z_{t-1}) \quad (9)$$

$$F(z_t) = \frac{\exp(-\gamma z_t)}{1 + \exp(-\gamma z_t)} \quad (10)$$

- $\mathbf{X}_t = [G_t, T_t, Y_t]'$ はそれぞれ実質政府購入 (G_t)、税金の純移転 (T_t)、実質国内総生産 (GDP, Y_t) に対数を取ったもののベクトル (四半期)
- z : ゼロ平均と単位分散をもつ、標準化された経済の状態を表す指数
- $\mathbf{\Pi}_i(L)$ と $\mathbf{\Omega}_i(L)$ はそれぞれ VAR の係数、不況 ($i = R$) と好況 ($i = E$) の 2 つの経済状態の乖離を表す分散-共分散を表す行列

- それぞれの経済状態における加重の度合いは、ある加重関数 $F(\cdot)$ で与えられる。その時点における経済状態 z に従って、それらは 0 と 1 の間の値を取る。 z は実質 GDP 成長の移動平均とした。

2.2 NK-DSGE を用いた財政政策の研究

2.2.1 Baxter and King (1993)

要旨と結果

基本的な RBC モデルに社会資本の概念を導入し財政政策の効果をシミュレーションした論文に Baxter and King(1993) がある。本論文での重要なポイントは社会資本の生産力効果を考慮することで政府支出の増加に対して消費が正に反応しうること示した点である。なぜ社会資本が存在することで消費が正の反応を示すかという、政府支出が公共投資として使われた場合に、社会資本の蓄積を通じて正の資産効果が生じるため、この正の資産効果が課税による負の資産効果を上回れば消費が正に反応することになるのである。

モデル

本論文でのモデルは以下の通りである。家計の選好について考える。代表的家計は以下の期待生涯効用を最大化する。

$$U = E_t \sum_{t=1}^{\infty} \beta^{t-1} u_t$$

$$u_t = \frac{1}{1-\sigma} [C_t \nu(L_t) - 1]^{1-\sigma} + \Gamma(G_t^B, K_t^G) \quad (11)$$

ただし $\sigma = 0$ とする。効用は家計消費 C_t と余暇 L_t に正の影響をもたらす。 $\nu(L)$ は正の増加関数であり労働投入の弾力性を表す。将来の消費と余暇は割引因子 $\beta < 1$ によって割り引かれる。関数 Γ は 2 つの要素を持っている。 G_t^B は「通常の」政府支出であり家計消費の限界効用や民間の生産要素の限界生産物に影響されない部分である。また K_t^G は公共的に供給された資本ストックである。本稿では Γ は各生産要素に対し非減少である。 G_t^B を軍事支出のようなものと考えることができる。本稿ではさらに一時的な効用を以下のとおり定式化する。

$$u_t = \{\log(C_t) + \theta_L + \Gamma(G_t^B, K_t^G)\} \quad (12)$$

この定式化は一般均衡理論でよく用いられるものである。しかし $\Gamma(G_t^B, K_t^G)$ の項は通常除かれる (Prescott (1986))。

生産技術について考える。 t 期における生産は民間資本、公共資本と労働投入を変数とするコブダグラス型生産関数となっている。

$$Y_t = F(K_t, K_t^G, N_t) = AK_t^{\theta_K} N_t^{\theta_N} (K_t^G)^{\theta_G} \quad (13)$$

K_t は民間資本、 K_t^G は公共資本、 N_t は労働投入の量である。(??) 式において、資本蓄積はともに t 期において固定である。また規模に関して収穫が一定を仮定する。 $\theta_N + \theta_K = 1$ である。民間資本の遷移式は

$$K_{t+1} = [(1 - \delta_K)K_t + I_t] \quad (14)$$

である。 I_t は投資、 δ_K は資本減耗率、 K_1 は初期資本量である。 K_1^G を所与に公共資本の遷移式を以下のとおり表すことができる。

$$K_{t+1}^G = [(1 - \delta_K)K_t^G + I_t^G] \quad (15)$$

I_t^G は政府投資である。

資源制約について考える。各期において代表的家計は 2 つの資源制約に直面する。つまり (i) 労働投入と余暇の合計は時間の初期保有を超えない、(ii)(消費と投資に用いられる) 財の総使用量は可処分所得を超えない。

$$L_t + N_t \leq 1 \quad (16)$$

$$C_t + I_t \leq (1 - \tau_t)Y_t + TR_t \quad (17)$$

ただし、 τ_t は生産に対する税率 (労働と資本所得への定額税とも見ることができる) を表している。 TR は移転支出である。集計された政府支出は $G_t \equiv G_t^B + I_t^G$ を表している。最後に経済全体の資源制約は

$$C_t + I_t + G_t \leq Y_t \quad (18)$$

と表すことができる。以後政府支出のコストを政府支出が増加すると消費と投資が減少すると考えることと考える。

公共支出をファイナンスするルールについて考える。政府のフローの制約式は、

$$\tau_t Y_t = G_t + TR_t \quad (19)$$

と考える。

2.2.2 Burnside, Eichenbaum and Fisher (2004)

要旨と結論

本先行研究は第二次世界大戦後のアメリカにおける、政府支出の増加に対する労働時間と実質賃金の応答を分析した。政府支出のショックを外生的な軍事支出の増加と分けて特定化した。その結果、軍事支出の増加が永続的な政府支出の増加と資本、所得のいずれに課税する場合でも税率の増加が起こっていることを確かめた。また軍事支出の増加が永続的な労働時間の増加と実質賃金の減少が起きることを確かめた。この政府支出のショックは短期的な投資の増加とごく僅かな民間消費の増減を引き起こした。また本先行研究では新古典派モデルが財政支出ショックの効果を分析するに足るモデルであるかを評価

する幾つかの手法について議論を行った。結果、単純な新古典派モデルにおいても政府支出ショックの効果を質的に考察することが可能であることがわかった。そして家計の習慣形成、投資の調整費用をモデルに組み込むことによって政府支出ショックの効果を定量的に分析することも可能となることを示した。

モデル

代表的家計の効用は消費と労働で以下の通り表される。

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\log(C_t^* + \eta V(1 - n_t))], \quad (20)$$

ここで、

$$C_t^* = C_t - bC_{t-1}, \quad b \geq 0, \quad (21)$$

$$V(1 - n_t) = \begin{cases} \frac{1}{1-\mu}(1 - n_t)^{1-\mu}, & \mu \geq 0, \\ \ln(1 - n_t), & \mu = 1. \end{cases} \quad (22)$$

E_0 は 0 期における期待値のオペレータ、 β は主観的割引因子であり 0 と 1 の間の値を取る。 C_t と n_t は t 期における消費と全時間における労働の割合である。 $b > 0$ の場合、(??) 式は消費の習慣形成を表す。(??) 式を所与に、定常状態における値で測った Frisch の労働供給の弾力性は $(1 - n_t)/(n\mu)$ となる。

家計は資本ストックを保有し、 t 期における価値は K_t で測られる。調整費用を無視すると資本の遷移式は、

$$K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + I_t, \quad 0 < \delta < 1, \quad (23)$$

ここで、

$$F(I_t, I_{t-1}) = \left(1 - S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right)\right) I_t. \quad (24)$$

ここで (??) 式における F の関数形は I_t の変化に対し割り引く形となっていることに注意する。多くの先行研究では I_t のレベルに対し割り引くような関数形を用いている。

関数を以下のとおり制約する。 $S(1) = S'(1) = 0$ 、 $s \equiv S''(1) > 0$ とする。この仮定により、定常状態では $F_1 = 1$ 、 $F_2 = 0$ となる。定常状態における変数の値は調整費用 s の関数ではない。動学パスは s によって影響される。

t 期における代表的家計の予算制約は、

$$C_t + I_t \geq (1 - \tau_{nt})W_t n_t + (1 - \tau_{kt})r_t K_t + \delta \tau_{kt} K_t - \Phi_t, \quad (25)$$

ただし、 Φ_t は家計が支払う一括税の額を表す。

完全競争的な企業は以下の技術で生産を行う。

$$Y_t \leq K_t^\alpha n_t^{1-\alpha}, \quad 0 < \alpha < 1. \quad (26)$$

企業は生産された財を完全競争的な財市場で取引し、労働と資本へのレントは完全競争的なスポット市場である。

政府は t 期に G_t 単位だけ財を購入する。単純化のため政府は每期収支を均衡するものとする。政府購入は資本課税と所得税、一括税 Φ_t によって賄われるとする。政府の予算制約は

$$G_t = -\tau_{nt}W_t n_t + \tau_{kt}(r_t - \delta)K_t + \Phi_t. \quad (27)$$

これらの仮定を所与に、リカードの中立性が一括税に関して成り立つ。そこで政府は異時点間の予算制約を元に歪みのある税を用いて歳出と歳入の差を賄う。これは本稿における分析結果に影響を与えない。

ベクトル $f_t = [\log(G_t), \tau_{kt}, \tau_{nt}]'$ の推移は

$$f_t = f + h_f(L)\epsilon_t. \quad (28)$$

ここでは ϵ は平均 0、iid のスカラーの確率変数を持ちその変数は他の $t-1$ 期以前の変数と独立である。 $h_f(L) = [h_1(L), h_2(L), h_3(L)]'$ 。ここで $h_i(L)$, $i = 1, 2, 3$ は非負のラグオペレータで定義された q 次の多項式である。 f は f_t の定常状態における値である。

家計は (??)、(??)、(??)、(??) 式と賃金と資本のレンタル料を所与に (??) 式を最大化する。解は $\{C_t, K_{t+1}, n_t\}$ で与えられる。

企業は、 t 時点の利潤を最大化する。一階条件は

$$\begin{aligned} W_t &= (1 - \alpha)(K_t/n_t)^\alpha \\ r_t &= \alpha(n_t/K_t)^{1-\alpha} \end{aligned} \quad (29)$$

で与えられる。

2.2.3 Christiano, Eichenbaum and Rebelo (2011)

要旨と結論

これまでの RBC、NK-DSGE を用いた財政政策の分析の問題点として、資本蓄積がモデルに含まれていないことがあった。そこで Christiano, Eichenbaum and Rebelo (2011) は以下の 2 点において重要な研究であると考えられる。(i) 資本蓄積をモデルに導入した点、(ii) ゼロ金利制約下で財政政策の効果が大きくなることを示した点、である。本論文ではゼロ金利制約下では財政乗数は 1 より大きくなることを議論する。名目利率がゼロに固定されている場合、政府支出が大きくなればなるほど、乗数も大きなものとなる。これらの結論を直感的に説明したのち DSGE モデルにおける乗数の大きさを分析する。本稿のモデルではゼロ金利制約が制約している場合において乗数は 1 を上回った。また本稿のモデルは近年の金融危機の渦中にあった主要なマクロ変数の動向と一貫している。本論文での効果は以下の通り。(i) 政府支出の長期的な増大は短期、長期の GDP の乗数を 1 以上に引き上げた。(ii) 一時的な財政支出の増大に比べ、長期的な増大の方が乗数を押し上げる。

モデル

本論文でのモデルは以下の通りである。

家計は代表的家計を仮定する。その生涯効用関数は、

$$U = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \frac{[C_t^\gamma (1 - N_t)^{1-\gamma}]^{1-\sigma} - 1}{1 - \sigma} + v(G_t) \right\}. \quad (30)$$

で定義される。ただし E_0 は条件付き期待値を導くオペレータ、 C_t 、 G_t 、 N_t はそれぞれ t 期における消費、政府支出、単位時間当たり労働量である。 $\sigma > 0$ 、 $\gamma \in (0, 1)$ を仮定し、 $v(\cdot)$ は凹関数である。

家計の予算制約は

$$P_t C_t + B_{t+1} = B_t(1 + R_t) + W_t N_t + T_t, \quad (31)$$

で与えられる。 T_t は政府に支払われる一括税、 B_{t+1} は t 期に家計が購入した国債の $t + 1$ 期における量である。また P_t は物価、 W_t は名目賃金率をそれぞれ表す。また R_t は 1 期の名目利子率である。家計は方程式 (??) で与えられる効用を (??) で与えられる予算制約式と以下の条件をもとに最大化する。

$$E_0 \lim_{t \rightarrow \infty} B_{t+1} / [(1 + R_0)(1 + R_1) \cdots (1 + R_t)] \geq 0$$

以下の技術を持つ競争的な企業によって最終財が生産される。

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_t(i)^{(\epsilon-1)/\epsilon} di \right]^{\epsilon/(\epsilon-1)}, \quad \epsilon > 1, \quad (32)$$

ここで $Y_t(i)$ 、 $i \in [0, 1]$ は中間財 i 財を意味する。利潤最大化問題から $Y_t(i)$ についての一階条件が導かれる。

$$P_t(i) = \left[\frac{Y_t}{Y_t(i)} \right]^{1/\epsilon}, \quad (33)$$

ここで $P_t(i)$ は中間財 i の価格、 P_t は同質な最終財の価格を表す。

中間財 $Y_t(i)$ は以下の技術を持つ独占的競争に直面する企業によって生産される。

$$Y_t(i) = N_t(i),$$

ただし、 $N_t(i)$ は独占的企業 i の労働雇用である。中間財 i 市場における新たな参入や退出がないことを仮定する。各独占的企業は Calvo 型価格粘着性のもとで、確率 $1 - \theta$ で価格 $P_t(i)$ に変更でき、確率 θ で価格を、

$$P_t(i) = P_{t-1}(i).$$

の形で据え置く。中間財企業 i の割引利潤は、

$$E_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j v_{t+j} [P_{t+j}(i) Y_{t+j}(i) - (1 - \nu) W_{t+j} N_{t+j}(i)], \quad (34)$$

ここで $\nu = 1/\epsilon$ は雇用補助金で、定常状態において独占力が存在することによる非効率性を補正するためのものである。変数 v_{t+j} は家計の最大化問題におけるラグランジュ乗数である。変数 W_{t+j} は名目賃金率である。企業 i は (??) 式で与えられる割引利潤を、Calvo 型の価格粘性性と生産関数、(??) 式で与えられる $Y_t(i)$ の需要関数のもとで最大化する。金融政策は以下のルールに従うとする。

$$R_{t+1} = \max(Z_{t+1}, 0), \quad (35)$$

ここで

$$Z_{t+1} = (1/\beta)(1 + \pi_t)^{\phi_1(1-\rho_R)} (Y_t/Y)^{\phi_2(1-\rho_R)} [\beta(1 + R_t)]^{\rho_R} - 1.$$

本論文を通して、下付き文字を除いて定常状態の値を表す。変数 π_t は t 時点におけるインフレ率を表す。 $\phi_1 > 1$ 、 $\phi_2 \in (0, 1)$ を仮定する。

(??) 式によれば、金融政策決定者は実質利子率が非負である限り、テイラールールに従うことになる。テイラールールが負の名目利子率を導いた場合、政策決定者は名目利子率をゼロとする。簡便化のため定常状態のインフレ率をゼロと仮定する。この仮定は定常状態における名目利子率が $1/\beta - 1$ となることを意味する。財政政策は名目金利がゼロ制約を受けない限り、政府支出は、

$$G_{t+1} = G_t^\rho \exp(\eta_{t+1}). \quad (36)$$

と表される。 G は非確率的な定常状態における政府支出額、 η_{t+1} は平均 0 の iid 仮定に従うショックである。簡単化のため、政府支出と雇用補助金は一括税によりファイナンスされると仮定する。徴税のタイミングは議論に影響しない。なぜなら本節の仮定においてはリカードの中立性が成り立っているからである。

均衡を考える。経済の資源制約は

$$C_t + G_t = Y_t. \quad (37)$$

で与えられる。「金融均衡」は確率過程の集まり

$$\{C_t, N_t, W_t, P_t, Y_t, R_t, P_t(i), Y_t(i), N_t(i), v_t, B_{t+1}, \pi_t\}$$

である。これらは G_t を所与に、家計と企業の最適化問題、金融政策・財政政策ルール、Market Clearing 条件、資源制約を満たす。

均衡解を導出するために、非確率的な定常状態周りでの線形近似を用いる。本論文を通して \hat{Z}_t は Z_t の非確率的な定常状態 Z からの乖離率を表す。均衡は以下の方程式群により導出される。

フィリップス曲線は

$$\pi_t = E_t(\beta\pi_{t+1} + \kappa\hat{MC}_t), \quad (38)$$

で表される。ただし、 $\kappa = (1 - \theta)(1 - \beta\theta)/\theta$ である。 \hat{MC}_t は実質限界費用であり、本節の仮定においては実質賃金率に等しい。労働市場に摩擦が存在しない場合、実質限界費用の定常状態からの乖離は、

$$\hat{MC}_t = \hat{C}_t + \frac{N}{1-N}\hat{N}_t. \quad (39)$$

で与えられる。

線形化された異時点間の消費のオイラー方程式は

$$\begin{aligned} & [\gamma(1 - \sigma) - 1]\hat{C}_t - (1 - \gamma)(1 - \sigma)\frac{N}{1-N}\hat{N}_t \\ & = E_t \left\{ \beta(R_{t+1} - R) - \pi_{t+1} + [\gamma(1 - \sigma) - 1]\hat{C}_{t+1} - (1 - \gamma)(1 - \sigma)\frac{N}{1-N}\hat{N}_{t+1} \right\}. \end{aligned} \quad (40)$$

で表される。

線形化された資源制約は

$$\hat{Y}_t = (1 - g)\hat{C}_t + g\hat{G}_t, \quad (41)$$

であり、 $g = G/Y$ である。

(??) 式と (??) 式を合わせ、 $\hat{N}_t = \hat{Y}_t$ を用いると、

$$\pi_t = \beta E_t(\pi_{t+1}) + \kappa \left[\left(\frac{1}{1-g} + \frac{N}{1-N} \right) \hat{Y}_t - \frac{g}{1-g} \hat{G}_t \right]. \quad (42)$$

を得る。同様に、(??) 式と (??) 式を合わせ $\hat{N}_t = \hat{Y}_t$ を用いると、

$$\begin{aligned} & \hat{Y}_t - g[\gamma(\sigma - 1) + 1]\hat{G}_t \\ & = E_t \{ -(1 - g)[\beta(R_{t+1} - R) - \pi_{t+1} + \hat{Y}_{t+1} - g\gamma(\sigma - 1) + 1(\hat{G}_{t+1})] \} \end{aligned} \quad (43)$$

を得る。

名目金利がゼロ制約を受けていない限り、線形化された金融政策ルールは以下の通り与えられる。

$$R_{t+1} - R = \rho_R(R_t - R) + \frac{1 - \rho_R}{\beta}(\phi_1\pi_t + \phi_2\hat{Y}_t).$$

ゼロ金利制約がある場合は $R_{t+1} = 0$ となる。

均衡解を導出する。単純化のため、 $\rho_R = 0$ のケースから考える。 $\phi_1 > 1$ の仮定のもとでは、 π_t 、 \hat{Y}_t についての単一の線形解を導出することができ、

$$\pi_t = A_\pi \hat{G}_t \quad (44)$$

and

$$\hat{Y}_t = A_Y \hat{G}_t. \quad (45)$$

で与えられる。

そして、係数 A_π 、 A_Y は以下の通り与えられる。

$$A_\pi = \frac{1}{a - \beta\rho} \left[\left(\frac{1}{1-g} + \frac{N}{1-N} \right) A_Y - \frac{g}{1-g} \right], \quad (46)$$

and

$$A_Y = g \frac{(\rho - \phi_1)\kappa - [\gamma(\sigma - 1) + 1](1 - \rho)(1 - \beta\rho)}{(1 - \beta\rho)[\rho - 1 - (1 - g)\phi_2] + (1 - g)(\rho - \phi_1)\kappa[1/(1 - g) + N/(1 - N)]}. \quad (47)$$

政府支出の増加の効果を考える。(??) 式を用いて、政府乗数を

$$\frac{dY_t}{dG_t} = \frac{1}{g} \frac{\hat{Y}_t}{\hat{G}_t} = 1 + \frac{1-g}{g} \frac{\hat{C}_t}{\hat{G}_t}. \quad (48)$$

のように書くことができる。この方程式は、政府支出が増加するいかなる場合においても消費が減少する効果によって乗数が 1 より小さくなることを意味している。(??) 式は政府乗数が

$$\frac{dY_t}{dG_t} = \frac{A_Y}{g}. \quad (49)$$

のように表されることを意味している。

ゼロ制約のない政府支出乗数の大きさを分析するために、以下の通りパラメータを設定する。

表1 パラメータの値

θ	β	ϕ_1	ϕ_2	γ	g	σ	ρ_R	ρ
0.85	0.99	1.5	0	0.29	0.2	2	0	0.8

これらのパラメータから $\kappa = 0.03$ 、 $N = 1/3$ が得られる。本稿におけるベンチマークパラメータにより計算された政府支出乗数は 1.05 である。

このモデルにおいてはリカードの中立命題が成立する。代表的家計の観点では、租税の現在価値は政府支出の増加の現在価値に等しい。一般的な新古典派モデルでは租税が与える、余暇における負の所得効果により総産出がプラスに動くことが予測される。しかしこのモデルでは所得効果が民間消費を減らしてしまうために乗数は 1 より小さくなってしまふ。この観点からするとベンチマークで推計された乗数が 1 より大きいことに驚きを覚えるかもしれない。この結果に驚くのは、本モデルにおける 2 つの観点を無視しているからである。つまり価格の粘着性と消費と余暇の補完性である。政府が支出を増加させた場合総需要は $C_t + G_t$ だけ増加する。価格が粘着的であるので、需要が上昇したのちの限界費用あたりの価格が減少する。景気循環における独占力の果たす役割が強調されている通り、マークアップが

減少することで労働需要曲線が外側にシフトする。このシフトにより需要の増加とともに労働需要を上昇させる。本稿における選好の設定 $\sigma > 1$ を所与にすると、雇用の増加により消費の限界効用が増加する。限界効用の増加が十分大きければ、政府購入の増加によって民間消費が上昇することは十分考えられる。さらに、民間消費が本稿のベンチマーク推計において上昇したことにより、政府支出乗数が 1 を上回るようになったのである。

選好の設定が本分析において重要であることを示すために、NK-DSGE の先行研究にてよく用いられる特定化を行うことにする。

$$u = (C_t^{1-\zeta} - 1)/(1 - \zeta) - \rho N_t^{1+\theta}/(1 + \theta), \quad (50)$$

ここで ζ 、 η 、 θ は全て正である。この特定化における重要な点は消費の限界効用が労働時間と独立である点である。上で議論された直感と整合的であるが、この特定化においては様々なパラメータの値を取っても dY/dG が常に 1 より小さくなることを発見した。

乗数の大きさを決定づける他の要因を分析するために、本稿では dY/dG を様々なパラメータの値で計算することにする。それぞれの算出においてベンチマークにおけるパラメータの値における時点ごとの値を用いることにした。結論は以下の通りである。1 点目、乗数は σ の増加関数である。この結論は上で議論した直観、つまり消費の限界効用が労働時間の増加関数となるという直観と整合的である。この傾向は σ の値が大きければ大きいほど強い。

2 点目、乗数は κ の減少関数である。言い換えれば、乗数は価格の粘着性が強くなればなるほど小さくなるということである。この結論は総需要と限界費用が増加することにより企業のマークアップが減少することでもたらされる。この効果は価格の粘着性が強ければ強いほど大きい。 $\kappa < 0.13$ で乗数が 1 を上回る。価格が完全に粘着的 ($\kappa = 0$) な場合、乗数は以下の通り表される。

$$\frac{dY_t}{dG_t} = \frac{[\gamma(\sigma - 1) + 1](1 - \rho)}{1 - \rho + (1 - g)\phi_2} > 0.$$

$\phi_2 = 0$ の場合、 σ が 1 より大きい場合に乗数が 1 を上回る。

価格が完全に伸縮的な場合 ($\kappa = \infty$)、マークアップは定数となる。この場合乗数は 1 を下回ることになる。

$$\frac{dY_t}{dG_t} = \frac{1}{1 + (1 - g)[N/(1 - N)]} < 1.$$

この結論は価格が伸縮的な場合において、政府支出がマークアップに影響しないことを意味している。結論として、労働需要は価格が粘着的な場合ほど上昇しない。

3 点目、乗数は ϕ_1 の減少関数である。この効果に対する直観的な説明としては総産出の上昇が限界費用を上昇させ、インフレ率の上昇をもたらす。方程式 (6) によれば、政策決定者はインフレ率の上昇に対し利子率を上昇させる。この利子率が ϕ_1 の上昇関数となるのである。高い ϕ_1 の値が低い民間消費をもたらす。したがって高い ϕ_1 が低い乗数をもたらすのである。

4点目、乗数は ϕ_2 の減少関数である。この効果は ϕ_1 の効果と同様である。 ϕ_2 が大きいとき、総産出の上昇により実質利率が上昇する。民間消費に対して縮小的な、この利率の効果により乗数が減少することになる。5点目、乗数は ρ_R の増加関数である。この効果に対する直観的な説明としては次の通りである。高い ρ_R により政策決定者は限界費用とインフレ率の上昇が政府支出の増加によってもたらされるとしても、ベンチマークに比べて利率が上昇するスピードが遅い。この結論は乗数がそれに伴う金融政策が存在することによってより大きな効果を生むという伝統的な考え方と一貫している。財政政策に伴う金融政策とは金融政策決定者が財政政策の発動に従ってゆっくりと利率を上昇させるということである。6点目、乗数は政府支出の持続性を示すパラメータである ρ の減少関数である。この効果に対する直観的な説明は政府支出の増加に伴う租税の現在価値が ρ の増加関数であることに由来する。したがって租税の消費に対する負の所得効果が ρ の増加関数になるのである。

2.2.4 Mertens and Ravn (2014)

要旨と推計結果

本稿では Christiano, Eichenbaum and Rebelo (2011) と同様に、流動性の罫下における財政政策の効果を分析している。自己実現的 (self-fulfilling) な低い信頼 (low-confidence) によって引き起こされたゼロ金利制約下では政府支出の増加はデフレ効果を持ち乗数を下落させる。一方で労働所得税を減税した場合ゼロ金利制約下では拡張的な効果を持つ。この結論は流動性の罫が家計の選好ショックとして経済のファンダメンタルズによって引き起こされたとする見方や、ゼロ金利制約下では政府支出はインフレ効果を持ちそれ故乗数が大きくなるとする先行研究と異なっている。

最初に ZLB 制約下で政府支出の増加の効果を分析する。 g_t を長期均衡における総生産比 20 % から 22 % に増加させたとする。政府支出の増加が低い信頼の状態がどの程度永続するかに影響を及ぼさないと仮定する。つまり q_ψ は政策と独立であるということである。図 3 と図 4 の赤線が流動性の罫下において政府支出を増加させた場合の均衡経路である。

ZLB 制約下での政府支出乗数は常に ZLB が制約していない場合に政府支出を恒常的に増加させた場合の乗数に比べて大きくなった。ベンチマークパラメータの値で Calibrate すると、割引率ショックを与え場合の ZLB 制約下での政府支出乗数はおよそ 1.5、これは Romer and Bernstein (2009) における実証結果とおよそ等しい。そして名目利率が正である場合に比べて乗数はおよそ倍となった。あるパラメータの値では ZLB 制約下での乗数は 2.0 を上回ったりそれ以上の値となった。つまり比較的小さな政府支出の増加であっても非常雨に大きな経済的效果をもたらすということである。この ZLB 制約下で割引率ショックが与えられた際の政府支出乗数は、Eggertson (2011) や Christiano et al. (2011) に示されている。

次に一時的な所得税率の引き下げの総生産に対する効果を分析する。政府支出が一定であり所得税率 τ_t が 0.20 から 0.19 に引き下げられたとする。前節と同様、政策変化が家計の信用に影響を与えないと仮定する。流動性の罫下で税率が 1 パーセント切り下げられた場合の均衡経路を示している。

ZLB 下での租税乗数は常に名目利率が正である場合のそれと比べて大きくなっていることがわか

る。ベンチマークのパラメータの値において ZLB 下での租税乗数は 0.8、ZLB が制約していない場合に比べて 2 倍以上の値となった。図 6 の左側の列を見てみると租税乗数がファンダメンタルズによって引き起こされた ZLB においては逆に緊縮的な効果をもたらすことがわかる。ベンチマークのパラメータの値では ZLB 下での乗数は-0.5 となっており、ZLB が制約していない場合の 0.3 と比べてもその効果がわかる。またパラメータの値によっては ZLB 下での租税乗数は大きく負の値を取ることも分かった。つまり割引因子ショックによって引き起こされた流動性の罫下では景気を刺激するのに非常に大きな税率の引き下げが必要であるとわかる。この結論は Eggertsson and Woodford (2006)、Eggertsson (2011) と一貫している。

モデル

基本的なモデルは Christiano, Eichenbaum and Rebelo (2011) と同様である。ここでは対数線形化した式と calibrate したパラメータの値を示す。

均衡条件は (i) 家計の最大化問題、(ii) 企業の最大化問題、(iii) テイラールールによる金融政策、(iv) 財政政策、(v) 財市場、資産市場、労働市場の清算条件から得られ、 $(c_t, n_t, l_t, y_t)_{t=0}^{\infty}$ と非負の価格 $(W_t/P_t, \pi_t, p_t^*, v_t)_{t=0}^{\infty}$ 、金融政策、財政政策変数 $(i_t, g_t, \tau_t, B_t/P_t)$ による。

$$1 = \beta \left[\max \left(\frac{\bar{\pi}}{\beta} \left(\frac{\pi_t}{\bar{\pi}} \right)^{\varphi}, 1 \right) \right] E_t \left[\frac{1}{\pi_{t+1}} \frac{\omega_{t+1}}{\omega_t} \left(\frac{y_{t+1} - g_{t+1}}{y_t - g_t} \right)^{-\sigma} \right], \quad (51)$$

$$p_t^* \pi_t = \frac{E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \xi)^s \omega_{t+s} \frac{\theta(1-v_{t+s}y_{t+s}) - \kappa}{q - \tau_{t+s}} (\prod_{j=0}^s p_{t+j})^{\eta} y_{t+s}}{E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \xi)^s \omega_{t+s} (y_{t+s} - g_{t+s})^{-\sigma} (\prod_{j=0}^s \pi_{t+j})^{\eta-1} y_{t+s}}, \quad (52)$$

$$1 = \xi \pi_t^{\eta-1} + (1 - \xi)(p_t^*)^{1-\eta}, \quad (53)$$

$$v_t = \xi \pi_t^{\eta} v_{t-1} + (1 - \xi)(p_t^*)^{-\eta}, \quad v_{-1} \text{ given.} \quad (54)$$

(??) 式はオイラー方程式、(??) 式から (??) 式はそれぞれ最適な物価水準と労働、財市場の清算条件に対応している。本先行研究において calibrate したパラメータの値は以下の通りである。

表 2 パラメータの値

r	β	$1/\sigma$	θ	κ	η	ξ	$\bar{\pi}$	φ	q_{ψ}	q_{ω}	$\underline{\omega}$	τ
0.04	0.99	1	1/3	2.65	10	0.65	1	1.5	0.70	0.4	0.9727	0.20

2.2.5 Monacelli, Perotti and Trigari (2010)

要旨と推計結果

本先行研究ではアメリカのデータを用いて財政政策が労働市場に与える影響を分析した。政府支出が対 GDP 比で 1 % 増加した場合総生産と労働市場にそれぞれ (年率)1.2 %、(最大で)0.6 % の増加をもたらした。これらの増加はアメリカ経済においておよそ 130 万人の新たな雇用をもたらす。総労働時間、

雇用と就業確率はどれも増加した一方、離職率は減少した。標準的な新古典派モデルに労働市場を考慮に入れた場合、現実の財政支出乗数を再現することは出来ない上に、特定のパラメータを用いることによってしか現実的な労働市場乗数を再現できない。家計の選好の補完性をより拡張し、失業給付、実質賃金や夫妻による財源の確保またはその双方を導入しても現実の乗数からより乖離してしまう。New Keynesian (以下、NK) 的な要素を導入すると部分的にはあるが乗数の値が上昇した。選好の補完性と価格の硬直性の双方を導入することによってのみ乗数が上昇することがわかった。

モデル

無限期間存在する家計と企業が無数に存在する経済を考える。^{*2}代表的企業は t 期において n_t だけ労働者を雇用する。ここで新たな労働者を雇用するため v_t の数だけ求人を行う。総雇用数と同様に $v_t = v_{r,t} + v_{nr,t}$ である。求人を行うことはコストがかかり、そのコストは求人の数に対して線形であるとする。求職活動を行っている失業者の数を $u_t = 1 - n_t$ とする。

新たな雇用者の数、「マッチング」の数 m_t は失業者と求人ポストの数について Cobb-Daglas 型の関数とする。

$$m_t = \gamma_m u_t^\gamma v_t^{1-\gamma} \quad (55)$$

ただし、 γ_m はマッチングの効率を表すパラメータである。代表的企業が求人ポストを埋める確率は $q_t = m_t/v_t = \gamma_m \theta_t^{-\gamma} = q(\theta_t)$ 。ここで $\theta_t \equiv v_t/u_t$ は有効求人倍率である。同様に失業者が就業する確率は $m_t/u_t = \gamma_m \theta_t^{1-\gamma} = \theta_t q(\theta_t)$ 。また労働者のうち ρ (簡単化のため外生) の割合で就業し続けるとし、 $1 - \rho$ の割合で就業状態から失業状態になるものとする。まず 0 期にはすべての労働者が失業状態にあるということを仮定する。つまり労働力への参加や退出の選択については考えないものとする。

代表的な最終財生産企業は Cobb-Daglas 型の生産技術を持ち、その生産関数は $y_t = z_t k_t^\alpha n_t^{1-\alpha}$ である。 z は全要素生産性である。競争的な資本市場が存在し、企業間の資本移動が完全であるとする。

企業は n_t を空席 v_t を増やすことで増やすことができる。企業は $t - 1$ 期で雇用されていた労働者のうち、 ρ の割合の労働者を引き続き雇用する。 $1 - \rho$ が外生的なショックにより失業する。また新たな労働者を求人ポストを設け求人を行う。新しく成立したマッチング $m_t (= q_t v_t)$ だけ新たに雇用される。したがって t 期における代表的企業の労働投入は

$$n_t = \rho n_{t-1} + q_t v_t \quad (56)$$

である。 $\beta \Lambda_{t,t+1}$ を確率的な割引因子とし、 β は主観的割引因子である。 w_t は実質賃金、 $r_{k,t}$ は資本の実質レンタル料、 κ は求人ポストを維持する費用である。企業の問題は制約式を元に以下を最大化する。

$$F(n_{t-1}, k_t) = \max_{n_t, k_t} [z_t n_t^\alpha k_t^{1-\alpha} - w_t n_t - \kappa v_t - r_{k,t} k_t + \beta E_t \{ \Lambda_{t,t+1} F(n_k, k_{t+1}) \}] \quad (57)$$

^{*2} 家計の問題は NK-DSGE を用いた他の先行研究と類似した形で定式化されているので割愛する。詳細な定式化は本論文を参照してもらいたい。

資本の一階条件は

$$r_{k,t} = \alpha \frac{y_t}{k_t} \quad (58)$$

となり、資本の限界生産物が資本のレンタル料に等しくなる水準で決定される。

企業は空きポストの数 v_t を変動させることで、労働投入 n_t を決定する。労働の一階条件と、包絡線の定理 ($\partial F(n_{t-1}, k_t)/\partial n_{t-1}$) から

$$\frac{\kappa}{q_t} = a_t - w_t + \rho\beta E_t \left\{ \Lambda_{t,t+1} \frac{\kappa}{q_t} \right\} \quad (59)$$

を得る。ここで、 $a_t \equiv (1 - \alpha)y_t/n_t$ は労働の限界生産物である。労働者を新たに雇う限界的な便益と、限界費用が等しくなる水準で決定される。後者は企業が限界的な雇用の増加から得る将来の純収入の割引現在価値である。

賃金のバゲニングを定式化するために $F_{n,t}$ を企業が t 期に新たに雇用する価値として定式化する。この場合就業者は既に企業に就業しているので、求人ポストを設けるコストは sunk cost となっている。 $F(n_{t-1}, k_t)$ を、 v_t を固定して n_t で偏微分し、 n_t に関する一階条件を用いて書き換えると

$$\frac{\kappa}{q_t} = F_{n,t} \quad (60)$$

そして $F_{n,t}$ は労働者一人当たりの企業の純利潤の割引現在価値として表すことができ、

$$F_{n,t} = a_t - w_t + \rho\beta E_t \{ \Lambda_{t,t+1} F_{n,t+1} \}. \quad (61)$$

2.2.6 Nakamura and Steinsson (2014)

要旨と推計結果

近年では地域間の差をモデルに組み込んで財政政策の効果を推定している論文も存在する。本論文では軍事支出の長期系列データをもちいて政府支出の効果を分析した。本稿では軍事支出の地域間格差を用いて「開放経済相対乗数 (Open Economy Relative Multiplier)」を導出した。軍需の拡大や縮小は、地域によって異なる影響をもたらす。本稿ではこの差異を利用して、「開放経済相対乗数」はおよそ 1.5 と推定された。我々はこの推計値を解釈し、かつ、それを標準的な閉鎖経済のマクロ的な乗数の推定値と関連づける枠組みを開発した。閉鎖経済のマクロ的な乗数は、金融政策および税制がどれだけ「反循環的な政策を取る」かによって敏感に変化する。それに対し、我々の推定値は「差分を取る」ことによってそうした影響を免れている。というのは、米国の異なる地域は共通の金融政策と税制の下にあるからである。我々の推計は、需要ショックが生産に大きな影響をもたらすモデルに有利な実証結果を提供している。

総生産の推計における β の点推定値はおよそ 1.4 から 1.9 となった。一方で就業率の推計は 1.3 から 1.8 となった。州ごとのデータを用いた乗数の値は一般的に一国全体の乗数よりも大きくなるが、その差については統計的に有意ではない。州ごとのデータを用いた推計値の標準偏差は 0.3 から 0.4、地域ごとのデータを用いた推計値の標準偏差は 0.6 から 0.9 となった。

データ

連邦政府の政府支出の各項目と比べて、軍事支出の各州の支出割合はデータが豊富である。政治的な透明性が要求されていることが理由に挙げられるかもしれない。本稿における主要なデータは合衆国防総省 (US Department of Defense) の DD-350 軍事支出 (military procurement) の電子データベースから入手可能である。これらのデータは軍事施設の補修から輸送機の購入の費用まですべての支出が含まれている。本データは、1983 年までは 10000 ドル以上の支出について、それ以降は 25000 ドル以上の支出についてのデータを含んでいる。^{*3}本データは合衆国政府の年度毎^{*4}に集計されている。本稿の分析では総軍事支出を各州について、1966 年から 2006 年までのデータを用いた。

DD-350 のデータは軍事産業の請負業者とその業者が主要な事業を行っている場所のデータを含んでいる。ここで重要なのは州を跨いだ下請けの額である。このような額を評価するために、本稿では軍需産業から政府への出荷額のデータをを作成した。データ元は、合衆国統計局 (US Census Bureau) の Annual Survey of Shipments by Defense-Oriented Industry のうち、1963 年から 1983 年のものを用いた。2 節ではこのデータの変動と軍事支出のデータの変動の相関について分析する。各州ごとの総生産は合衆国商務省経済分析局 (US Bureau of Economic Analysis, 以下、BEA) から利用した。本データは 1963 年から利用可能である。同様のデータを SIC/NAICS^{*5}でグルーピングしたものを作成した。また合衆国労働局 (Bureau of Labor Statistics, 以下、BLS) の payroll survey を Current Employment Statistics (CES) から用いて州ごとの就業率のデータを作成した。また BEA から 1969 年以降の就業率のデータを用いた分析結果も以後示す。州人口は合衆国国勢調査局 (Census Bureau) から用いた。また石油価格 (West Texas Intermediate の年平均価格) と Federal Fund Rate (年平均) はセントルイス連邦準備銀行のデータベースから用いた。

推計式と推計手法

開放経済相対乗数は以下のとおり定義される。

$$\frac{Y_{it} - Y_{it-2}}{Y_{it-2}} = \alpha_i + \gamma_t + \beta \frac{G_{it} - G_{it-2}}{Y_{it-2}} + \epsilon_t. \quad (62)$$

- Y_{it} : 州 i における t 年の人口一人当たり GDP
- G_{it} : 州 i における t 年の人口一人当たり軍事支出額
- α_i 、 γ_t : 州、年の固定効果

^{*3} DD-350 は総軍事支出額のおよそ 90 % のデータを含んでいる。それよりも少額のデータに関しては DD-1057 のデータに含まれているがこのデータには売り手のデータが含まれていない。本稿における軍事出荷の分析において、DD-350 がほぼ全ての軍事支出の変動を説明していることが示唆された。

^{*4} 1976 年からは 10 月 1 日から 9 月 30 日まで。それ以前は 7 月 1 日から 6 月 30 日まで

^{*5} 産業毎のコード別分類。1997 年以前は SIC で、それ以降は NAICS で分類した。

本分析では連邦、州の総生産、政府支出の 1996 年から 2006 年 (年次) のパネルデータを用いた。本推計における β を開放経済相対乗数として定義する。

この乗数を特定化するのに重要な点として、第一に軍事支出は政治により決定されるものであるため政府支出は内生性を伴うということである。そのため (??) 式を操作変数法を用いて推計する。本推計における操作変数は以下のような変動を持つ。第二に軍事特需に対する各州の軍事支出の増加の弾力性には違いがある。例えば 1966 年から 1971 年にかけて起こったベトナム戦争の間、カリフォルニア州の特需支出は 2.5 % だけ下落した (合衆国平均のおよそ 2 倍)。一方でイリノイ州の軍事支出は 1 % しか下落していない (合衆国平均のおよそ 2/3)。この合衆国全体の軍事支出の増減に対する州の特需支出の弾力性の違いを用いて政府支出の効果を特定化するのである。本分析の特定化における仮定は、アメリカは軍拡を行わないというものである。何故ならばそれを行うことで軍事支出の多くを支出する州は相対的により多くの軍事支出を負担しなければならないからである。この合衆国の軍事支出の増減に対する各州の特需支出の弾力性の違いを捉える操作変数を作成するために、本分析では 2 つの異なる手法を用いた。本分析のベースラインとして州ごとの特需支出の操作変数として合衆国政府全体の特需支出に州ダミーを掛け合わせたものを用いた。

失業率と政府支出の関係

失業率がすでに高い場合には政府支出の効果が大きくなるのかを分析する。このように考えられる理由は幾つかある。1 つ目の理由は経済における slack (弛み) が多くある場合、拡張的な政府支出は民間消費や投資をクラウドアウトすることが少ないというものである。2 つ目の理由は不況に対する金融政策の応答にある。中央銀行は失業率が高い場合において政府支出の増加に対して「流れに逆らう」インセンティブが低い可能性があるというものである。しかし 4 節で見るように 2 つ目の効果は、開放経済相対乗数の推計においては相殺されてしまうのである。以下の推計を行う。

$$\frac{Y_{it} - Y_{it-2}}{Y_{it-2}} = \alpha_i + \gamma_t + \beta_h \frac{G_{it} - G_{it-2}}{Y_{it-2}} + (\beta_l - \beta_h) I_{it} \frac{G_{it} - G_{it-2}}{Y_{it-2}} + \epsilon_{it}, \quad (63)$$

ここで、

- I_{it} : 経済に弛みが少ない期間を表すインディケータ
- β_h, β_l : 経済に弛みが多い (少ない) 場合の政府支出の効果

である。この推計から 2 つの結論が得られた。総生産に対しては、政府支出の増加の効果は失業率が高い場合において乗数が大きくなった。弛みが多い期間においては開放経済相対乗数の値は 3.5 から 4.5 の間の値を取り、サンプル全体を用いた推計に比べて有意に大きな値を取った。サンプル内における景気循環の影響は限られてはいるが、統計的に有意な結果を得ることができた。支出額の変化が乗数の値に与える影響は統計的に有意となっている (p 値がおよそ 0.06 から 0.07)。就業率については乗数の値は経済に弛みが多い状態、少ない状態での差は小さく、その差も統計的には有意とはならなかった。相対乗数を導出する理由として、1) 特定の地域における効果を特定できる。軍事支出は政治動向の影響

を受けるために内生性がある。そこで操作変数法を用いて財政政策の効果を推定している。操作変数の性質として 1) 一国の軍事支出は地政学上の影響を受ける。2) 一国の軍事支出が GDP 比 1 % 上昇した際に、カリフォルニアやコネチカットのような支出全体の 3 % 以上も負担する州 (全米 50 州であるので、負担が平均以上)、もあればイリノイ州のように 1 % 以下しか負担しない州もある。この州間の異質性を財政政策の GDP への効果の特定化に用いる。本先行研究での推計結果は相対乗数が 1.5 であるというものであった。これは他の先行研究、例えば同国における American Recovery and Reinvestment Act (ARRA) の乗数推定値である 1.6 とおよそ整合的である。

3 歳入サイドの分析

近年では 1970 年代に議論された政府が税収を最大化するような税率と税収を示したラフファー曲線 (Laffer Curve) を新古典派成長モデルを用いて議論しているものもある。代表的な研究に Trabandt and Uhlig (2011) がある。本稿では Trabandt and Uhlig の研究を概観する。

3.1 Trabandt and Uhlig (2011)

要旨と推計結果

本稿ではアメリカ、EU14 カ国と他の欧州諸国を Constant Frisch elasticity (以下、CFE) 選好を含めた新古典派成長理論によって比較した。比較の際に税制度の新たな情報を用いた。アメリカでは所得税により税収を 30 %、資本税により 6 % 最大で税収を高められることがわかった。同様に EU 諸国ではそれぞれ 8 %、1 % であった。そして財政を賄うのに所得税は 54 %、資本課税は 79 % 減税することが出来ることも明らかにした。所得税のラフファー曲線はピークを迎えていない。内生成長と人的資本の蓄積は結果に影響を与えた。家計の異質性は重要ではない可能性もあるが所得移転は大きく結果に影響をする。

モデル

本稿ではモデルを以下の通り定義する。離散時間 $t = 0, 1, \dots, \infty$ を仮定する。代表的家計は、異時点間の予算制約式と資本の遷移式をもとに生涯効用を最大化する。

$$\max_{c_t, n_t, k_t, x_t, b_t} = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [u(c_t, n_t) + v(g_t)] \quad (64)$$

subject to

$$\begin{aligned} (1 + \tau_t^c)c_t + x_t + b_t &= (1 - \tau_t^n)w_t n_t + (1 - \tau_t^k)(d_t - \delta)k_{t-1} + \delta k_{t-1} + R_t^b b_{t-1} + s_t + \Pi_t + m_t \\ k_t &= (1 - \delta)k_{t-1} + x_t \end{aligned} \quad (65)$$

ただし $c_t, n_t, k_t, x_t, b_t, m_t$ はそれぞれ消費、労働時間、資本、投資、債券、外生的に与えられる所得である。

代表的企業は利潤を最大化する。

$$\max_{k_{t-1}, n_t} y_t - d_t k_{t-1} - w_t n_t \quad (66)$$

この企業はコブダグラス型生産技術 $y_t = \xi^t k_{t-1}^\theta n_t^{1-\theta}$ を持つ。ただし ξ^t は全要素生産性のトレンドである。政府は以下の予算制約に直面する。

$$g_t + s_t + R_t^b b_{t-1} = b_t + T_t \quad (67)$$

本稿の目的は税率の変動に対して均衡がどのように変動するかというものである。より一般的には、税率が Chari et al (2007) で議論されているように楔のような役割を果たすと考えると本稿の結果が解釈しやすくなる。

本稿では均斉成長経路の比較に焦点を当てている。 $m_t = \psi^t \bar{m}$ 、ただし ψ は成長因子である。政府支出、つまり政府負債における重要な仮定は均斉成長経路からは乖離しないということである。つまり $b_{t-1} = \psi^t \bar{b}$ 、 $g_t = \psi^t \bar{g}$ である。税率が変動した際、政府は予算制約 (3) 式を元に移転をする。その移転は $s_t = \psi^t \bar{b}(\psi - R_t^b) + T_t - \psi^t \bar{g}$ と書ける。そして本稿における重要な定式化として、Frisch Elasticity を用いていることである。Proposition 1. 選好が時間に応じて可分であり、その効用関数 $u(c, n)$ が u と $-n$ に関して凹で厳密な増加関数、2 階微分可能と仮定する。ただし β は長期成長率と労働の Frisch Elasticity ρ と整合性のある割引因子である。一回条件では内点解を仮定すると選好は、異時点間の代替の弾力性 $1/\eta > 0$ が一定な以下の関数で表すことができる。

$$u(c, n) = \log(c) - \kappa n^{1+1/\rho} \quad (68)$$

$\eta = 1$ の場合

$$u(c, n) = \frac{1}{1-\eta} (c^{1-\eta} (1 - \kappa(1-\eta)n^{1+1/\rho})^\eta - 1) \quad (69)$$

となる。 $\eta > 0$ 、 $\eta \neq 1$ 、ただし $\kappa > 0$ の場合、はアフィン変換により結果を得る。均衡においては家計は生涯効用を最大化し、企業は利潤を最大化している。そして政府は予算制約を満たす政策変数を選んでいる。

$$k/y = \left(\frac{\bar{R} - 1}{\theta(1 - \tau^\kappa)} + \frac{\delta}{\theta} \right)^{-1}. \quad (70)$$

4 財政乗数の鳥瞰図

論文	対象国	期間	政府支出乗数	民間消費	備考
Blanchard and Perotti (2002)	アメリカ	1960q1-1999q4	0.84	0.50	SVAR
Perotti (2005)	オーストラリア	1960q1-1979q4	-0.10	0.24	SVAR
		1980q1-2001q4	0.21	0.10	
	カナダ	1960q1-1979q4	0.59	0.21	
		1980q1-2001q2	-0.28	-0.07	
	ドイツ	1960q1-1974q4	0.41	-0.26	
		1975q1-1989q4	0.40	-0.08	
	イギリス	1960q1-1979q4	0.48	0.66	
		1980q1-2001q4	-0.22	-0.18	
	アメリカ	1960q1-1979q4	1.13	0.57	
		1979q1-2001q4	0.31	0.34	
Kuttner and Posen (2002)	日本	1976-1999(年次)	2.0		SVAR
Auerbach and Gorodnichenko (2012)	アメリカ	1947q1-2009q3	1.00		STVAR
			0.57		STVAR(好況期)
		2.48		STVAR(不況期)	
Auerbach and Gorodnichenko (2014)	日本	1960q1-2012q4	0.50		STVAR
			0.92		STVAR(好況期)
			2.25		STVAR(不況期)
Baxter and King (1993)	アメリカ	1930-1985(年次)	1.16		RBC
Burnside, Eichenbaum and Fisher(2004)	アメリカ	1947q1-1995q4	1.10		VAR(RS)
Christiano, Eichenbaum and Rebelo (2011)	アメリカ	1960q1-2010q1	2.3		NKDSGE

¹ Perotti (2005) 内で一部の国に財政支出ショックに対して民間消費が負の応答を見せている国があった。論文内で明確に記述されているわけではないが、財政政策が家計の望まぬものに投資された場合、家計にとっては増税に等しく消費を下落させる可能性が考えられる。

² Perotti (2005) では財政支出ショックに対して投資が負の応答を見せている国が存在している (オーストラリアの 1980 年第 1 四半期から 2001 年第 1 四半期において)。本論文によれば GDP 統計が Delivery Method を採用している場合に政府支出と民間投資に負の相関が発生する可能性があるとしている。政府支出ショックによって民間に発注された建設案件などは当初民間在庫品増加として計上される。その後発注された建設案件が完成し政府に受け取られた場合に政府購入として計上すると同時に在庫品の減少として計上される。

論文	対象国	期間	租税乗数	民間消費	備考
Blanchard and Perotti (2002)	アメリカ	1960q1-1997q1	-0.69	-	増税
	オーストラリア	1980q1-2001q4	-0.36	-	減税
Perotti (2005)	カナダ	1960q1-2001q4	0.3	+	減税
	ドイツ	1960q1-2001q4	0.02	-	減税
	イギリス	1960q1-2001q4	-0.23	-	減税
	アメリカ	1960q1-2001q4	0.69	+	減税
Mertens and Ravn (2014)	アメリカ		+	+	減税
	アメリカ		-	-	減税

¹ Perotti(2005) 内で一部の国に減税ショックに対して民間消費が負の応答を見せている国があった。論文内で明確に理由は記述されていない。

4.1 先行研究からわかる「共通点」

財政支出乗数、租税乗数は対象国と推計期間によって異なる。一方で、論文サーベイの中で、乗数の効果が大きくなる条件の「共通点」のようなものを見いだすことができる可能性がある。例えば、ゼロ金利制約下での財政政策が財政支出乗数を大きくしている可能性がある。Christiano et al. (2011) では「ゼロ金利制約下」での財政政策の効果を分析しており、 $(\text{名目利子率}) = (\text{実質金利}) + (\text{期待インフレ率})$ の形で表されるフィッシャー方程式が成立していると考え、名目金利が 0 に制約されている場合、財政政策が期待インフレを高めると実質利子率が下がるような状態が発生する。名目利子率の上昇による民間投資のクラウディングアウトを引き起こすことがない場合、財政支出乗数が大きくなると Christiano 達は議論している。New Keynesian DSGE の文脈で同様の分析を行っている論文が存在する。(Woodford (2011)、DeLong and Summers (2012)、Mertens and Ravn (2014))*⁶また、経済構造の変化が財政政策の影響は無視できないのではないかという指摘がある。Perotti (2005) では 1979 年第 4 四半期以前の時系列、1980 年第 1 四半期以後のデータに分けて OECD5 カ国 (アメリカ、ドイツ、イギリス、カナダ、オーストラリア。ドイツは 1974 年第 4 四半期前後で分割) の乗数を推計している。推計の結果、前半のサンプルの方が後半のサンプルに比べ乗数が高く推計された。Perotti はこの結論を「金融政策や他のマクロ経済変数と同様に、財政政策における構造の変化があった可能性が高い」と議論している。

また経済に slack (弛み) が存在しているような状態、つまり失業率が高い場合に財政政策が有効であるとする先行研究も複数存在している。Nakamura and Steinsson (2014) では失業率が高い場合においては、失業率が低い場合と比べ財政支出が民間消費や投資をクラウドアウトせず高い乗数をもたらされるとの結論を得ている。

5 日本の財政政策の実証研究

前節までは財政政策を研究した先行研究をレビューしながら、最近の研究動向を概観した。そしてその中で見いだすことができる、「財政政策がどのような場合において有効である可能性が高いか」に関する、各研究間の「共通点」をまとめた。本節では日本のデータを用いて財政政策の実証研究を行う。本実証研究の構成は以下のとおりである。まず Regime Switching モデルの一つである平滑推移ベクトル自己回帰 (Smooth Transition Vector Autoregression。以下、STVAR) モデルを用いて日本の財政政策の現状を分析する。このモデルは経済状態として景気変動が財政政策に与える影響を分析することが可能である。

*⁶ もちろんこれに対する批判も存在している。Braun, Koerber and Waki (2012) など。

5.1 モデル

本節では実際の実証研究で用いる STVAR モデルを解説する。STVAR モデルは Regime-Switching (以下、RS) モデルとも呼ばれ、RS モデルを用いて財政政策を分析している先行研究に Auerbach and Gorodnichenko (2012a, b) がある。そこで本先行研究に従い Auerbach and Gorodnichenko (2012a, b) で推計されている Regime-Switching モデルを用いて日本の財政政策の実証研究を行うこととする。まずモデルの背景にある理論を概観する。RS モデルには主に 2 種類ある。1 つ目には観察可能な変数によって状態が変動するモデルであり、代表的なモデルが本論文でも用いられているような平滑推移 (Smooth Transition) モデルである。もう一つは観察不可能な変数で状態が定義されるモデルで、代表的なものに Markov Switching (MS) モデルが挙げられる。本稿では「実質経済成長率の移動平均」という統計に現れる「観察可能」なデータを用いて経済状態を特定化する。本稿で扱う RS モデルとしての、Smooth Transition VAR (STVAR) は

$$\mathbf{X}_t = (1 - F(z_{t-1}))\Pi_E(L)\mathbf{X}_{t-1} + F(z_{t-1})\Pi_R(L)\mathbf{X}_{t-1} + \mathbf{u}_t \quad (71)$$

$$\mathbf{u}_t \sim N(\mathbf{0}, \Omega_t) \quad (72)$$

$$\Omega_t = \Omega_E(1 - F(z_{t-1})) + \Omega_R F(z_{t-1}) \quad (73)$$

$$F(z_t) = \frac{\exp(-\gamma z_t)}{1 + \exp(-\gamma z_t)} \quad (74)$$

ただし、

- $X_t = [G_t, T_t, Y_t]'$ はそれぞれ実質政府購入 (G_t)、実質政府収入 (総政府収入から移転支出を引いた純税収を政府収入として定義)(T_t)、実質国内総生産 (GDP, Y_t) に対数を取ったもののベクトル (それぞれ四半期のデータ)
- z_t : ゼロ平均と単位分散をもつ、標準化された経済の状態を表す指数
- $\Pi(L)$ 、 $\Omega(L)$ はそれぞれ VAR の係数、不況 ($i = R$) と好況 ($i = E$) の 2 つの経済状態の乖離を表す分散-共分散を表す行列
- $F(z_t)$: 経済状態の推移関数。経済状態が z_t の関数に従うとし、本論文ではロジスティック関数に従うとする。ロジスティック関数は γ は推移スピードで経済状態がどの程度「スムーズ」に変動するかを示している。 $\gamma > 0$ が仮定されている。

として表すことができる。また、本稿ではインパルス応答関数を推計するために、以下のデータを用いて分析を行った。用いた日本のデータは先行する Auerbach and Gorodnichenko(2012a, b) に従い、

- GDP: 1955 年第 2 四半期-2015 年第 1 四半期
- 実質政府支出: 政府最終消費支出 + 一般政府総固定資本形成、1955 年第 2 四半期-2015 年第 1 四半期
- 実質政府収入: 生産・輸入に課される税 + 所得・富等に課される経常税 - 補助金 - 社会保障給付

、1955年第2四半期-2015年第1四半期

とした。データはすべて内閣府国民経済計算から取得、GDPデフレーターで実質化しX-13プログラムを用いて季節調整を行った。すべての変数の自然対数値を用いている。以下、本モデルの式がいかんして設定されているかを概観する。このモデルの長所は経済状態の推移を、ある観測可能な変数 (z_t : 実質GDP成長率の11期移動平均) で連続的に表すことができる点である。その推移はロジスティック関数で表される。

$$F(z_t) = \frac{\exp(-\gamma z_t)}{1 + \exp(-\gamma z_t)}$$

この関数は確率の推移が z によって決まる連続な関数となっており、値域は $(0, 1)$ である。 $z = 0$ (つまり、経済の状態を考慮に入れないモデル) で、 $F(z) = \frac{1}{2}$ となり、目的関数は $\mathbf{X}_t = \Phi \mathbf{X}_{t-1} + \mathbf{u}_t$ で表される (Φ はパラメータ)。

本モデルの (71) 式は VAR(p) モデルに 2 状態の確率を掛け合わせて加重平均したものとなっている。(71) 式を展開すると、

$$\begin{aligned} \mathbf{X}_t = & (1 - F(z_{t-1}))(\pi_1^E \mathbf{X}_{t-1} + \pi_2^E \mathbf{X}_{t-2} + \cdots + \pi_p^E \mathbf{X}_{t-p}) \\ & + F(z_{t-1})(\pi_1^R \mathbf{X}_{t-1} + \pi_2^R \mathbf{X}_{t-2} + \cdots + \pi_p^R \mathbf{X}_{t-p}) + \mathbf{u}_t \end{aligned}$$

ここで、

- π_{t-p}^i : 経済状態 $i \in \{R, E\}$ における p 期ラグ付き変数のパラメータ

$X_{t-i} = X_t L^i$ (L はラグオペレータという演算子) を用いて書き換えると、

$$\begin{aligned} \mathbf{X}_t = & (1 - F(z_{t-1}))(\pi_1^E + \pi_2^E L + \cdots + \pi_p^E L^{p-1}) \mathbf{X}_{t-1} \\ & + F(z_{t-1})(\pi_1^R + \pi_2^R L + \cdots + \pi_p^R L^{p-1}) \mathbf{X}_{t-1} + \mathbf{u}_t \end{aligned}$$

ここで、 $\Pi_E(L) \equiv (\pi_1^E + \pi_2^E L + \cdots + \pi_p^E L^{p-1}) \mathbf{X}_{t-1}$ 、 $\Pi_R(L) \equiv (\pi_1^R + \pi_2^R L + \cdots + \pi_p^R L^{p-1}) \mathbf{X}_{t-1}$ と置き換えると、

$$\mathbf{X}_t = (1 - F(z_{t-1})) \Pi_E(L) \mathbf{X}_{t-1} + F(z_{t-1}) \Pi_R(L) \mathbf{X}_{t-1} + \mathbf{u}_t$$

を得る。

5.2 推計手法

本分析では (71) 式から (74) 式のような非線形のモデルを推計するため、パラメータを解析的に求めることができない。そこでマルコフ連鎖モンテカルロ (Markov Chain Monte Carlo。以下、MCMC) 法を用いる。MCMC は未知のパラメータに対し設定された事前分布を元に、事後分布を作成する手法である。直観的にはある分布からサンプリングを行う際に、1 回前にサンプリングされた値に依存され

て次の値をサンプリングする方法である。原則的にはパラメータ $\{\Pi_R, \Pi_E, \Omega_R, \Omega_E\}$ を γ と同時推定をすることが可能であるが、先行研究による分析によると γ の値はパラメータの値の変化に対して頑健であることが分かった。そこで Auerbach and Gorodnichenko (2012) では γ を先に先に決定し分析を簡便にしている。先行研究では $\gamma = 1.5$ としている。本分析のベンチマーク推計でもこれに従う。

5.2.1 確率ウェイト $F(z)$ の計算

本小節では推計に必要なパラメータ z_t (実質経済成長率の 11 期移動平均) の関数、 $F(z_t)$ をグラフ化した。 $F(z_t)$ は経済の状態変動を分析するために、経済の不況確率を示す。灰色の影が付いている部分は内閣府が作成している景気基準日付 (Economic Criteria Date。以下、ECD) が定める不況期を表している。景気基準日付は、一致 DI の各採用系列から作られるヒストリカル DI に基づき、景気動向指数研究会での議論を踏まえて決定される。このヒストリカル DI は、個々の DI 採用系列ごとに山と谷を設定し、谷から山にいたる期間はすべて上昇 (プラス)、山から谷にいたる期間はすべて下降 (マイナス) とし、DI (プラスとなる系列数の比率) を算出したものである。個々の系列の月々の不規則な動きをならして変化方向を決めているため、それから計算されるヒストリカル DI は比較的滑らかで、景気の基調的な動きを反映したものとなる。一致指数の採用系列から作成したヒストリカル DI が 50 % を上回る直前の月が景気の谷、50 % を下回る直前の月が景気の山に対応する。

これを見ると 1950 年度末からの高度経済成長期には不況確率はほぼゼロ、1973 年の第一次オイルショックで不況確率が急激に高まり、一旦不況確率が下落、その後のバブル崩壊と「失われた 20 年」での長引く不況が見て取れる。

しかし、先行研究 (Auerbach and Gorodnichenko 2012b) におけるアメリカの推移確率と比べると比較的是っきりとした構造変化が見て取れる。そのため先行研究と同様の確率の重み付けを行い推計を行っても解釈可能な IRF を得ることが難しいと考えられる。そこで本研究では以下のような確率の変換を行うこととした。つまり、GDP 成長率の移動平均からオイルショックの前後 (1973 年第 4 四半期)、バブル崩壊の前後 (1991 年第 1 四半期) で構造変化を見ることができると考えた。そこで本実証研究のベンチマークとして、

1. 1955 年第 2 四半期-1974 年第 3 四半期
2. 1974 年第 3 四半期-1990 年第 4 四半期
3. 1991 年第 1 四半期-2015 年第 1 四半期

の 3 つの区間に分け、1) それぞれの区間の平均値を算出し、2) それぞれの期間の実質成長率の値から平均値を引いて、不況確率を算出し直した。この算出により、不況確率を「実質 GDP 成長率の平均値からどの程度乖離しているかを、構造変化が起きていると想定される期間の前後でそれぞれ算出したもの」と見ることができる。各区間で計算された $F(z)$ を連結させると以下のようなグラフとなる。

本グラフを見ると実質 GDP 成長率の平均からの乖離がゼロの場合のウェイトが 0.5 となっているのがわかる。

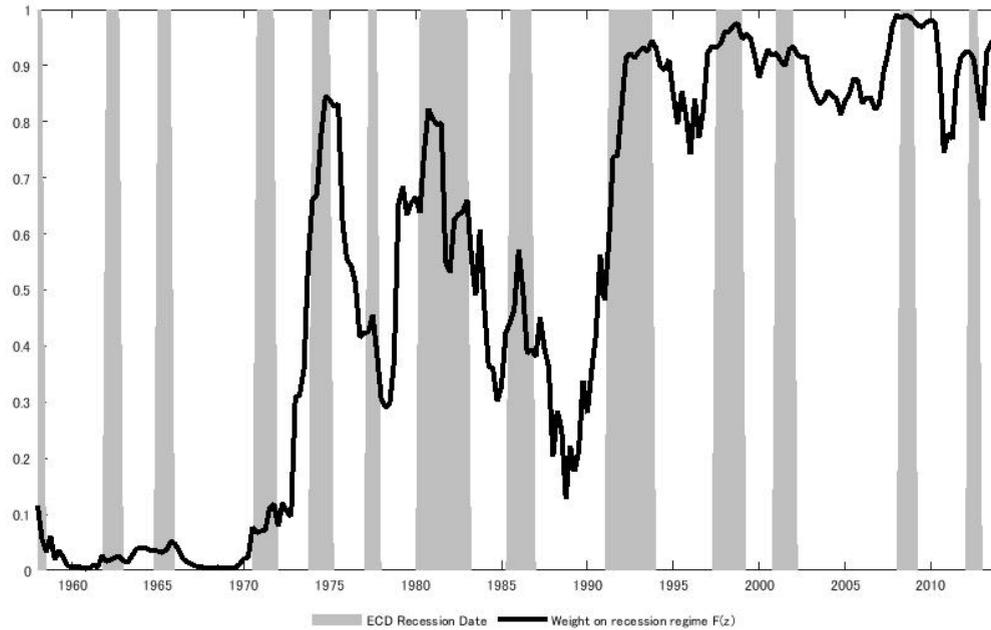
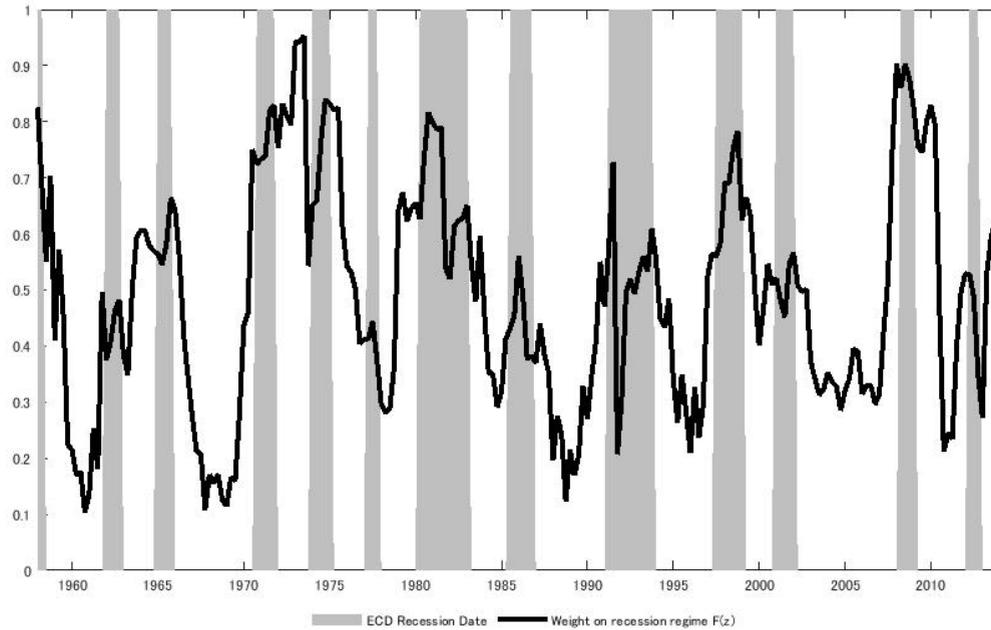


図1 日本の不況確率のグラフ

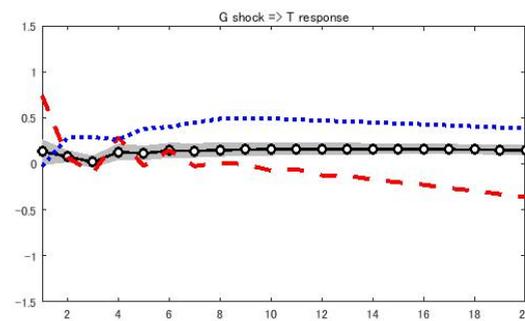
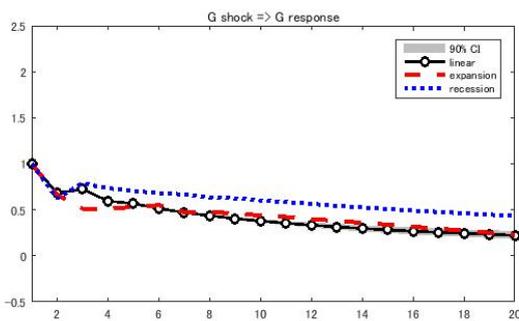
5.2.2 インパルス応答関数

本小節では実質政府支出の誤差項に1標準偏差あたりのショックを与えた際の実質政府支出、実質政府収入、実質GDPのインパルス応答関数 (Impulse Response Function, 以下、IRF) を分析する。以下、政府支出の誤差項に1標準偏差の正のショックを与え、ベクトルの各要素となっている変数の動向を分析した。本節以降、経済状態を考慮に入れていないモデルを先行研究に倣い線形モデル (Linear Model) と呼ぶことにする。インパルス応答関数 (Impulse Response Function, 以下、IRF) のうち、黒線が線形モデルにおけるIRF、赤線が好況期のIRF、青線が不況期のIRFを表す。まず最初に実質政府支出に1標準偏差あたりショックを与えた際の実質GDPの応答を見る。線形モデルを用いた場合のインパルス応答関数は政府支出ショックが与えられた期には0.2-0.3程度、その後20期間(5年間)ほぼ同じ水準で推移する。不況期のインパルス応答関数は経済状態を考慮に入れていないモデルとほぼ同水準の応答を0期に見せるが、その後20期間で1.4から1.5程度まで乗数が上昇する。好況期のIRFは線形モデル、不況期それぞれ2つのIRFよりはショックが与えられた当初高い値をとる(1.6-1.7程度)。その後10期間(2.5年)程度で乗数は0を下回り、20期後にはおよそ-0.5となる。

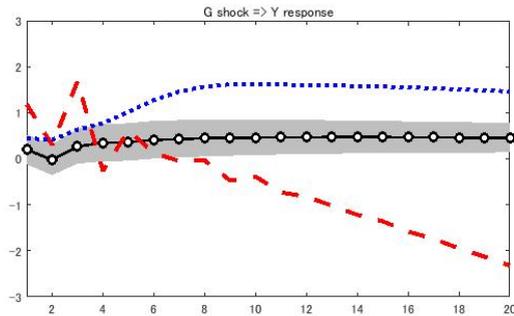
一方で実質政府支出、実質政府収入の応答も分析してみることにする。政府支出ショックが与えられた後、好況期、線形モデルのIRFに比べ不況期の政府支出の応答は高い値で推移している。政府支出



ショックを与えられた後、線形モデルは 20 期間を通してほぼ 0 の値を取った。好況期は一時的に総生産が正の応答を見せるために政府収入もショックを与えられてから 2 期間前後までは不況期よりも高い水準を取っているがその後線形モデルと同様の応答を見せている。また実質政府収入については不況期の IRF はショック後 8 期間で 0.5、その後 20 期まで 0.4 程度の値で推移している。不況期の財政政策により税収が増加したと解釈できると考える。



[1] 財政支出ショックに対する実質政府支出の応答 [2] 財政支出ショックに対する実質政府収入の応答



[3] 財政支出ショックに対する実質 GDP の応答

図 2 政府支出ショックが与えられた際の IRF

	$\max_{h=1, \dots, 20} \{Y_h\}$		$\sum_{h=1}^{20} Y_h / \sum_{h=1}^{20} G_h$	
	点推定値	標準偏差	点推定値	標準偏差
線形モデル	0.4692	0.2142	0.9309	0.2091
好況期	1.6834	0.1833	-1.3716	0.2454
不況期	1.6151	0.1610	2.1726	0.1770

表 3 ベンチマーク推計における乗数の値

5.3 モデルの一般化

5.3.1 構造変化点を事前に決めないモデル

本節では前節で推計したモデルの拡張を行う。ベンチマークモデルでは構造変化点を恣意的に決定し、確率ウェイト $F(z_t)$ を計算していたことが問題であった。そこで本節ではモデルを一般化するために構造変化点を恣意的に決定しない形で、 $F(z_t)$ を導出する。そのためには z_t の系列からトレンドを取り除く必要がある。そこで z_t に Hodrick-Prescott(以下、HP) フィルターを用いてトレンドと周期を取り除くことにした。

5.3.2 Hodrick-Prescott フィルター

HP フィルターは離散的な時系列をトレンドとサイクルに分割するものである。離散的な時系列 $\{y_t\}_{t=1}^T$ について、

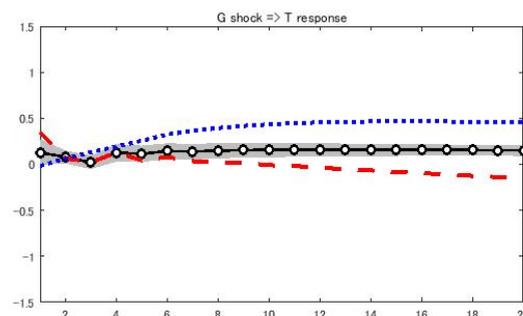
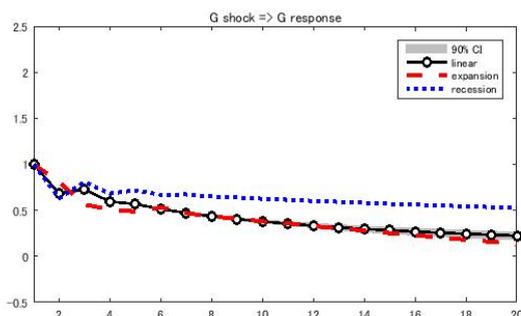
$$\sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-2} \{(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})\}^2 \quad (75)$$

という関数を最小化するように $\{\tau(t)\}$ の値を定めるといものである。ここで第 1 項はサイクルを表す項である。トレンド成分と実データの差分の 2 乗をとり、データ全域にわたり積分したものの第 2 項はトレンドを表す項。二階微分を二階差分で置き換え、データ全域にわたり積分したもの。λ は定数である。今回は先行研究に従い、1000000000 を選択した。^{*7}

5.3.3 HP フィルター後の推計結果

HP フィルターを用いてトレンドを取り除いた z の系列を用いて、政府支出の誤差項に 1 標準偏差あたりのショックを与えた場合の実質 GDP、実質政府支出、実質政府収入の応答を分析する。

構造変化点を恣意的に決定したベンチマークでの推計結果に比べ、総生産の応答は不況期で大きくなった。同様に好況期での総生産は大きく負の値を取った。同様に実質政府支出、実質政府収入の IRF を描いたが、ベンチマークモデルから大きな変化は見られないと考えられる。

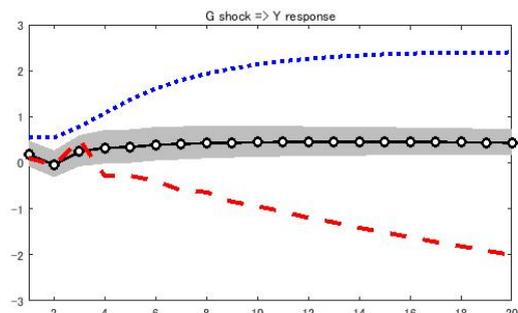


[1] 財政支出ショックに対する実質政府支出の応答 [2] 財政支出ショックに対する実質政府収入の応答

	$\max_{h=1, \dots, 20} \{Y_h\}$		$\sum_{h=1}^{20} Y_h / \sum_{h=1}^{20} G_h$	
	点推定値	標準偏差	点推定値	標準偏差
線形モデル	0.4485	0.2125	0.8843	0.2187
好況期	0.5197	0.3040	-2.3114	0.3810
不況期	2.3882	0.1743	2.9078	0.1882

表 4 一般化したモデルにおける乗数の値

^{*7} HP フィルターを用いてトレンドとサイクルを分割する方法には批判が存在している。代替的な手法として Beveridge Nelson の分割法 (Beveridge and Nelson 1981) を用いて潜在成長率の移動平均を導出し z の値として用いる手法が考えられる。詳しくは Kamber, Morley and Wong (2016) を参照。



[3] 財政支出ショックに対する実質 GDP の応答

図 3 HP フィルター後の IRF

5.4 比較静学

5.4.1 γ の変動が推計に与える影響

前節では HP フィルターを用いて z_t の系列からトレンドを除去し、構造変化点を恣意的に決定しないような一般化された推計方法を用いて推計を行った。本節では前節で用いた一般化された推計方法を用いて、モデル内のパラメーターを変化させ、比較静学を行うことにする。本節では経済状態の推移スピードを表す変数である γ を変化させ推計結果の変化を分析した。

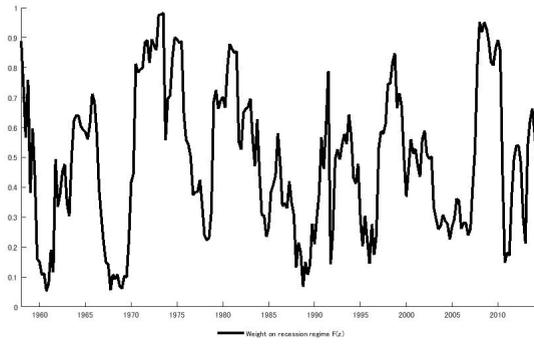
5.4.2 確率ウェイトの変動

まず γ の値が変動することにより、確率ウェイト $F(z_t)$ がいかに変動していくのかをしてみることにする。

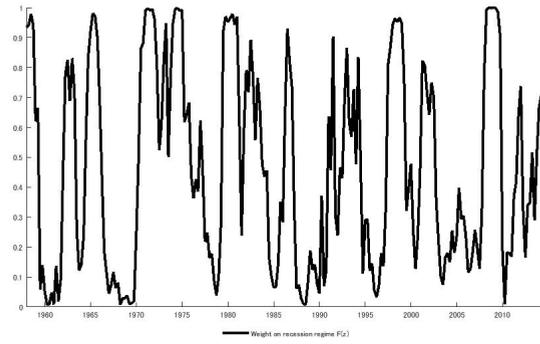
経済状態間の推移速度が速ければ速いほど好況・不況間の移行が頻繁に起き、 $F(z_t)$ の値も大きく変化することが見て取れる。そこで次節では γ の値をベンチマークの 1.5 から 2.0、3.0 と変えていき、政府支出ショックに対する実質 GDP の応答がどのように変わるのかを分析する。

5.4.3 γ の変化に対する IRF の変化

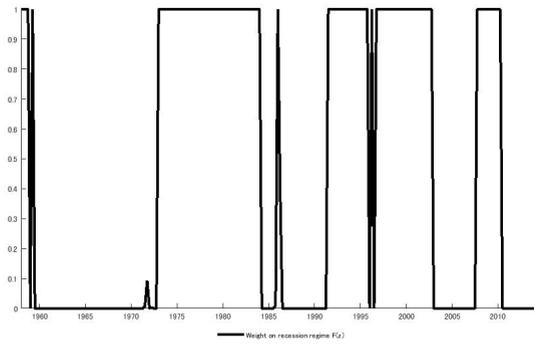
以下、 γ の変化に対する実質 GDP の応答を分析する。ここで考えられる直観としては γ の値が大きくなればなるほど好況期、不況期のそれぞれの経済状態における乗数の差は小さくなっていくのではないかと、いうものである。経済が早く不況から好況、ないし好況から不況へと変動するということは経済状態を考慮に入れていないモデルに徐々に近づいていくということの意味すると考えられるからである。推計結果を見ると当初考えられた直観通りの結論が得られていることがわかる。



[1] $\gamma = 2.0$ の場合の確率の推移関数

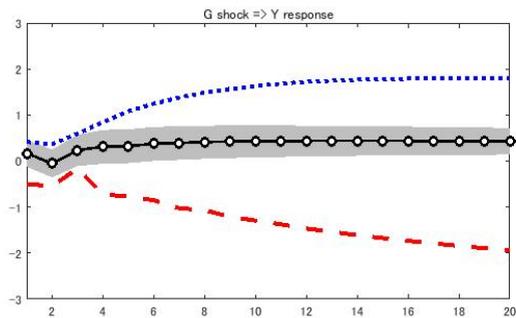


[2] $\gamma = 3.0$ の場合の確率の推移関数

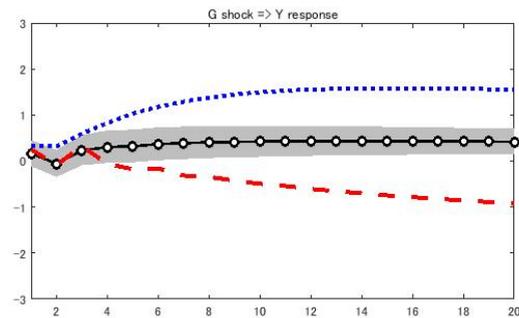


[3] $\gamma = 100$ の場合の確率の推移関数

図 4 γ の変化に対する推移関数の変化



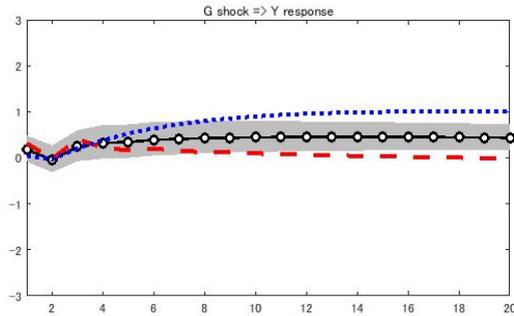
[1] 財政支出ショックに対する実質政府支出の応答



[2] 財政支出ショックに対する実質政府収入の応答

		$\max_{h=1, \dots, 20} \{Y_h\}$		$\sum_{h=1}^{20} Y_h / \sum_{h=1}^{20} G_h$	
		点推定値	標準偏差	点推定値	標準偏差
$\gamma = 2.0$	線形モデル	0.4603	0.2112	0.9132	0.2117
	好況期	-0.1654	0.2072	-3.5099	0.2537
	不況期	1.8113	0.1381	2.3899	0.1408
$\gamma = 3.0$	線形モデル	0.4350	0.2001	0.8533	0.2082
	好況期	0.3185	0.2257	-1.2472	0.2463
	不況期	1.5586	0.1521	2.2650	0.1555
$\gamma = 100.0$	線形モデル	0.4560	0.2009	0.8980	0.2262
	好況期	0.4164	0.1937	0.3041	0.1779
	不況期	1.0089	0.1185	1.3463	0.1212

表 5 γ の変化と乗数の値の変化



[3] 財政支出ショックに対する実質 GDP の応答

図 5 γ の変化に対する IRF の推移

5.5 実証研究の結論

本分析では財政乗数の値を RS モデルを用いて、恣意的に構造変化点を決定することなく財政支出乗数を導出した。得られた結論は 2 点あると考えられる。まず 1 点目には、好況期に比べ不況期において財政支出乗数は大きくなる可能性があるということである。本分析の結果から、景気動向により財政政策の効果、特に乗数の値は異なってくると考えられる。特に不況期に財政政策を行うことは資本稼働率を高めることなどの理由で好況期よりも効果が高いと考えられる。そして 2 点目には乗数が大きくなるには経済状態が不況でさえあれば良いわけではなく、その不況が十分に長い期間に及んでいる必要があ

ると考えられるということである。比較静学を通して考えられることは、経済が単に不況期に陥っているだけではなく不況期間が継続しているような場合に財政支出を行った際に財政支出乗数が大きな値をとるということである。一方で、本稿の実証分析には幾つかの拡張が残されていると考えられる。その一つには新たに「観測可能な」経済状態を表す指数を用いることが考えられる。例えば内閣府から公開されている景気動向指数を新たに z として用いることで、経済状況を特定化することも考えられる。一方でこの指数は 1985 年 1 月からしか利用することができない。そのため本分析のように経済状態を 2 状態に分けてそれぞれのパラメータを推計するようなモデルでは短すぎる可能性がある。景気動向を示す新たな変数を探し、推計を拡張することは今後の課題である。

6 まとめ

本稿ではまず、近年の財政政策に関する研究を概観するために主要な先行研究をサーベイした。数多くの先行研究をサーベイする中で、財政政策が有効となるための条件の「共通点」のようなものを見いだすことができる可能性がある。本サーベイでは、経済がゼロ金利制約下に置かれている場合や経済が不況に陥っている場合、また失業率が高い場合においては財政政策が GDP に拡張的な効果をもたらし、失業率を減少させるような効果を持つとの共通点を見出した。

そして本稿の後半では日本のデータを用いて RS モデルによる財政政策の実証研究を行った。そこでは日本の財政政策が先行研究と同様に不況においてより拡張的な効果がもたらされる一方、その効果が十分に大きくなるためには不況が十分に長くなければならないということが確かめられた。今後の財政政策研究の課題について触れる。1 点目は時系列分析を用いた財政政策の研究に関する課題である。多くの先行研究は Blanchard and Perotti (2002) に依拠しているが、このモデルはパラメータが時間を通じて一定かつ線形の仮定を置いている。しかし財政政策の効果は日本のデータを用いた実証研究でも確認した通り、好況期、不況期で非対称である。時変パラメータと経済状態における財政政策の効果の非対称性を分析することを試みた点で Auerbach and Gorodnichenko (2012b) の研究は先駆的ではあるが、そもそもこの先行研究において、経済状態を好況期・不況期の 2 状態に分けて分析することの妥当性は議論されていない。その点において時系列分析を用いて財政政策の研究を行う場合、そのモデルの妥当性が一層重要視されるべきであると考ええる。2 点目に、NK-DSGE を用いた財政政策の研究に関する課題である。NK-DSGE では代表的家計と企業を用いた一般均衡の枠組で財政政策の効果を研究しているが、先行研究における財政政策の有効性のほとんどが価格の粘着性に依拠している。しかしマイクロデータを眺めてみると価格の粘着性は必ずしも定型化された事実ではなく、マイクロデータを用いた実証結果と乖離している部分も存在している。そこで一般均衡の枠組みの中でも、マイクロデータと統合的なモデル化が必要であると考ええる。これら 2 点が今後の財政政策研究の課題であり、将来の研究展望であると考えられる。

参考文献

- [1] Auerbach, A. J. (2009). Long-term objectives for government debt. *FinanzArchiv/Public Finance Analysis*, 472-501.
- [2] Auerbach, A. J., and Feenberg, D. R. (2000). The Significance of Federal Taxes as Automatic Stabilizers. *Journal of Labor Economics*, 14(3), 37-56.
- [3] Auerbach, A. J., Gale, W. G., and Harris, B. H. (2010). Activist fiscal policy. *The Journal of Economic Perspectives*, 24(4), 141-163.
- [4] Auerbach, A. J., and Gorodnichenko, Y. (2012a). Measuring the Output Responses to Fiscal Policy. *American Economic Journal: Economic Policy*, 4(2), 1-27.
- [5] Auerbach, A. J., and Gorodnichenko, Y. (2012b). Fiscal Multipliers in Recession and Expansion. *Fiscal Policy after the Financial Crisis*, 63.
- [6] Auerbach, A. J., and Gorodnichenko, Y. (2014). Fiscal Multipliers in Japan. NBER Working Paper Series, 19911.
- [7] Baxter, M., and King, R. G. (1993). Fiscal policy in general equilibrium. *The American Economic Review*, 315-334.
- [8] Blanchard, O., and Perotti, R. (2002). An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 1329-1368.
- [9] Burnside, C., Eichenbaum, M., and Fisher, J. D. (2004). Fiscal shocks and their consequences. *Journal of Economic theory*, 115(1), 89-117.
- [10] Christiano, L., Eichenbaum, M., and Rebelo, S. (2011). When Is the Government Spending Multiplier Large?. *Journal of Political Economy*, 119(1), 78-121.
- [11] Eggertsson, G. B. (2011). What fiscal policy is effective at zero interest rates?. In *NBER Macroeconomics Annual 2010, Volume 25* (pp. 59-112). University of Chicago Press.
- [12] Eggertsson, G. B., and Woodford, M. (2006, September). Optimal monetary and fiscal policy in a liquidity trap. In *NBER International Seminar on Macroeconomics 2004* (pp. 75-144). The MIT Press.
- [13] Girouard, N., and Andre, C. (2012). Measuring Cyclically-Adjusted Budget Balances for OECD Countries. SSRN Working Paper Series.
- [14] Golosov, M., Kocherlakota, N., and Tsyvinski, A. (2003). Optimal indirect and capital taxation. *The Review of Economic Studies*, 70(3), 569-587.
- [15] Hebous, S. (2011). The effects of discretionary fiscal policy on macroeconomic aggregates: a reappraisal. *Journal of Economic Surveys*, 25(4), 674-707.

- [16] Kamber, G., Morley, J., and Wong, B. (2016). Intuitive and reliable estimates of the output gap from a Beveridge-Nelson filter. UNSW Business School Research Paper, (2016-09).
- [17] Kuttner, K. N., and Posen, A. S. (2002). Fiscal policy effectiveness in Japan. *Journal of the Japanese and International Economies*, 16(4), 536-558.
- [18] Monacelli, T., Perotti, R., and Trigari, A. (2010). Unemployment fiscal multipliers. *Journal of Monetary Economics*, 57(5), 531-553.
- [19] Nakamura, E., and Steinsson, J. (2014). Fiscal Stimulus in a Monetary Union: Evidence from US Regions. *American Economic Review*, 104(3), 753-792.
- [20] Parker, J. A. (2011). On measuring the effects of fiscal policy in recessions. *Journal of Economic Literature*, 49(3), 703-718.
- [21] Perotti, R. (2005). Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries. SSRN Working Paper Series.
- [22] Prescott, E. C. (1986). Theory ahead of business-cycle measurement. In *Carnegie-Rochester conference series on public policy* (Vol. 25, pp. 11-44). North-Holland.
- [23] Romer, C., and Bernstein, J. (2009). The job impact of the American recovery and reinvestment plan.
- [24] Trabandt, M., and Uhlig, H. (2011). The Laffer curve revisited. *Journal of Monetary Economics*, 58(4), 305-327.
- [25] Uctum, M., and Wickens, M. (2000). Debt and deficit ceilings, and sustainability of fiscal policies: an intertemporal analysis. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 62(2), 197-222.
- [26] Wickens, M. (2011). *Macroeconomic theory: a dynamic general equilibrium approach*. Princeton University Press.