

International Department Working Paper Series 03-J-4

財政政策乗数の日米比較

構造 VAR と制度的要因を併用したアプローチ

加藤 涼

ryou.katou@boj.or.jp

日本銀行国際局

International Department

Bank of Japan

〒103-8660 日本橋郵便局 私書箱 30 号

本論文の内容や意見は執筆者個人のものであり、日本銀行あるいは国際局の見解を示すものではありません。

論文要旨

1980年代以降のデータを用いて、米国における短期的な財政支出乗数と減税政策乗数の計測を行ったところ、前者については、 $+0.61$ (95%信頼区間、 $+0.0 \sim 1.2$)、後者については、 $+0.36$ (同 $+0.2 \sim 0.5$) と、ともにプラスであるが、1を下回るとの結果を得た。長期的な乗数については、統計的には有意ではないが、1年から2年で政策効果は剥落し、その後はゼロからマイナスの影響と結果となった。

推計結果に基づいて、2001年のブッシュ政権による減税プラン (EGTRRA) が米国経済に与えた影響を概算すると、ピーク時 (2002年上期) に、GDPに対して約 $+0.8\%$ の押し上げ効果と結果。

減税による財政収支の悪化はインフレ率を上昇させる。1標準偏差相当の減税ショック (-1.4%) に対して、物価はゆっくりと上昇し、長期的には $+2 \sim 4\%$ の押し上げ効果を持つ。長期金利に対する効果は明確ではないが、減税ショックについては、若干のプラス効果 ($+0.2\%$ ポイント程度) が確認された。

一方、同様の手法で計測された日本の財政政策乗数をみると、財政支出乗数・減税政策乗数ともに統計的に極めて不安定。財政支出乗数については、不正確ながら短期的には $+0.9$ 程度 (95%信頼区間は $-0.6 \sim 2.4$)。減税乗数については、統計的には意味のある推計値は得られず、符号条件を確定できない。

物価に与える影響については、推計値はプラスであるが信頼区間を考慮すると符号条件は微妙。長期金利に与える影響については、財政支出・減税の両方について、統計的に有意な結果は全く得られなかった。

財政政策乗数の日米比較¹

～ 構造 VAR と制度的要因を併用したアプローチ～

2003 年 6 月

加藤 涼²

(1) はじめに：財政政策の効果を巡る議論

90 年代の好景気に支えられ、米国の財政収支名目 GDP 比率は、92 年以降、一貫して改善傾向にあったが、景気後退局面に入った 2000 年以降、税収の減少等から悪化に転じ、2002 暦年には、2.4%まで赤字化している(図表 1)。この背景には、ブッシュ政権が選挙公約に基づいて 2001 年 5 月に議会提出した「成長と減税の調和策 (Economic Growth and Tax Relief Reconciliation Act 2001: EGTRRA)」の影響が大きい。さらに、2001 年以降、9.11 テロやコーポレート・ガバナンス危機に加え、イラク戦争への懸念などの悪影響もあり、米国経済は一段と低迷傾向を強めたため、2003 年 1 月には追加景気刺激策として、EGTRRA の前倒し適用や配当所得課税の撤廃等を目玉とする新たな減税案、「雇用と成長プラン (Jobs and Growth Tax Act of 2003)」が発表されている。依然、米国経済の回復の足取りが重い中、FED による金融緩和余地も少なくなりつつあり、こうした財政政策の効果や財政赤字の動向についての関心が高まっている。

一方、我が国では、金融政策の緩和余地が米国以上に限定されている状況下、再び公共事業型の景気対策を求める声の一部が高まりつつある。その反面、逆に財政政策の負の側面(いわゆる「非ケインズ効果」)を指摘する論調も強く、財政政策の功罪についての議論は賛否両論の様相を呈している。

財政政策の効果を巡る議論の歴史は古く、理論的にも実証的にも多くの先行研究が存在している。それにも関わらず、「財政政策乗数」の性質については、定量的な評価は

¹ 本稿の作成にあたって、石田和彦氏(日本銀行国際局)、佐藤嘉子氏(同調査統計局)、武田洋子氏(同国際局)ほか、日本銀行のスタッフから有益なコメントを得た。また、分析に際しては、特に須合智広氏(同調査統計局)から、データの提供を含め、多大な協力を得た。記して感謝の意を表したい。ただし、本稿における、ありうべき誤りは筆者に属する。また、本稿で述べられている見解は筆者個人に帰するものであり、日本銀行の公式見解を示すものではない。

² 日本銀行国際局国際調査課。Email: ryou.katou@boj.or.jp

もちろん、定性的な議論についてもコンセンサスが得られていない。この原因としては、「外生的」な財政政策ショックを抽出し、その波及効果を包括的に計測すること、が技術的に困難であることが挙げられる。

例えば、「財政収支の赤字化が長期金利を上昇させるかどうか」を調べるためには、まず、初期的なショックである財政政策の変化と、その結果として変動した金利の動向をそれぞれ識別 (identify) して比べることが必要となる。次に「波及経路の捕捉」のためには、内生性・同時性の処理がポイントとなる。マクロ経済変数は、それぞれが密接な相互依存関係にあるため、上記の財政赤字と金利の関係の例で言えば「財政赤字 金利」という直接的な波及経路以外にも、「減税 (財政赤字) 家計消費 金利」といった、**間接的な波及経路が存在**すると考えるのが自然であろう。こうした間接経路の存在は、各経済変数が同時決定関係にあることに起因している。同時性が高いと考えられる財政収支や金利と言った内生変数同士の相関関係をナイーブに計測することは、さまざまな間接経路を含めた政策の波及効果を見落としているだけでなく、「直接的な経路」の影響についての計測結果をも歪めてしまう可能性がある³。

近年、こうした計測上の技術的な問題を改善する試みが、先行研究としていくつか報告されている。本稿では、近年の米国における減税政策の経済効果の計測に焦点をおきつつ、これら新手法を日米両国のデータに用いて若干の実証分析を行った。本稿の結論をあらかじめ述べると、以下の4点。

(米国)

短期的な財政支出乗数は、 $+0.61$ (2標準偏差区間⁴は、 $+0.0 \sim 1.2$)。減税乗数は、 $+0.36$ (同 $+0.2 \sim 0.5$) と、ともにプラスであるが1を下回る。長期的な乗数については、統計的には有意ではないものの、1年から2年程度で効果は剥落し、その後はゼロからマイナスの影響との結果。

推計結果に基づいて、2001年の減税プラン (EGTRRA) が米国経済に与えた影響を概算すると、ピーク時 (2002年上期) に、GDPに対して約 $+0.8\%$ の押し上げ効果⁵との結果。

減税による財政収支の悪化はインフレ率を上昇させる。1標準偏差相当の減税ショック (-1.4%) に対して、物価はゆっくりと上昇し、長期的には $+2 \sim 4\%$ の押し

³ 本稿の関心は財政政策と金利の関係だけではないが、この点についてだけでも議論は混乱した様相を呈しており、最新のサーベイ論文 (Gale and Orszag 2002) においても、50以上の先行研究が、さまざまな異なった結論を導き出していることが紹介されている。

⁴ 2標準偏差区間は、漸近分布が正規分布に従う場合、95%信頼区間にほぼ等しい。厳密には、本稿で推計したVARのインパルス応答の漸近分布が正規分布に従うかどうか証明されていないため、95%信頼区間との呼称を避けている。

⁵ 減税無かりし場合との比較。

上げ効果を持つ。長期金利に対する効果は明確ではないが、減税ショックについては、若干のプラス（+0.2%ポイント程度）効果が確認できる。

（日本）

財政支出乗数・減税乗数ともに、統計的に極めて不安定。財政支出乗数については、不正確ながら短期的には0.9程度⁶（2標準偏差区間は-0.6~2.4）。減税乗数については、統計的には意味のある推計値は得られず、符号条件を確定できない。

物価に与える影響については、推計値はプラスであるが、信頼区間を考慮すると符号条件は微妙。長期金利に与える影響については、財政支出・減税の両方について、統計的に有意な結果は全く得られなかった。

財政政策乗数についての計測結果の要約表を（図表2）に掲げた。本稿の分析によると、日米両国について財政政策乗数は1を下回る可能性が高いとの結果となった（日本の財政政策乗数については、マイナスの可能性も排除できない）。これは標準的なケインズ理論が常に成り立っている訳ではなく、民間主体が財政政策の効果を打ち消す方向に行動する⁷、なんらかの非ケインズ効果が存在している可能性を強く示唆しているものと思われる。長期金利の反応についても同様に、フォワード・ルッキングな消費行動と整合的であるため、少なくとも一部に、リカーディアン的な家計行動が存在するという既存研究の見方と整合的な形で解釈することができよう。

（2）財政政策の効果を計測する分析手法について

財政政策の効果を計測する分析手法には、大きく分けて3種類のアプローチが存在する。第一のアプローチは、(i)イベント・スタディと呼ばれるもので、明らかに財政政策に変更が生じたと考えられる時点のデータ（主に家計行動のクロスセクション・データ）を用いて、その変化から財政政策の効果を抽出しようとするものである。米国のデータを用いた研究では、Poterba（1988）などが知られているが、我が国のデータについても、Watanabe et al.（1999）が、96年の橋本政権による財政再建時の家計の反応を調べ、「非ケインズ効果は、ほぼ全く観察されない（=リカーディアン家計は、ほぼ存在しない）」との結論を導いている。

第二のアプローチは、(ii)マクロ計量モデルを用いるものであり、政府系の研究機関などでは標準的な手法となっている。マクロ計量モデルは、同時関係を含む構造型であるので、真の経済構造が正しく再現されている限り、政策の波及経路を解釈することが

⁶ 2標準偏差区間の下限がゼロを下回っているため、正規分布を仮定して統計的検定を行うと、乗数はゼロであるとの帰無仮説を5%有意水準で棄却できない。

⁷ いわゆる「クラウディング・アウト」も民間主体が財政政策の効果を弱める現象であるが、通常のケインズ理論では、クラウディング・アウトによって財政支出乗数が1を下回ることまでは想定されていないので、ここでは、「非ケインズ効果」という言い方を用いた。

出来るという利便性をもつ。一般に、「財政政策乗数」についての議論は、こうしたマクロ計量モデルに基づいて行われていることが多い。

ところが、これら、(i)、(ii)の手法については、次のような問題点が認識されている。まず、(i)イベント・スタディについては、クロスセクショナル・データを用いるため、識別問題の観点からは比較的、優れた手法と言えるものの、手法の性質上、政策の効果が時間の経過とともにマクロ経済全体にどのように波及していくのかという、動学的な特性を調べるのが難しい。一方、(ii)のアプローチについての問題はさらに深刻で、モデルによって程度差はあるものの、汎用型マクロ計量モデルは、家計や企業の行動について先験的に関数型を制約しているため、財政政策の波及経路や効果について、かなりの部分で結論を先取りしているという側面がある。このため、データから empirical に財政政策の効果を計測するという目的のためには、適切な手法とは言い難い。

例えば家計の消費関数としてケインズ型を仮定してモデル内に埋め込んだ場合、このモデルにおける財政政策の効果を調べると、当然、非ケインズ効果は存在しないというものになる。特に我が国では多くの汎用型マクロ計量モデルが、バックワード・ルッキングな家計・企業行動を仮定しているため⁸、非ケインズ効果のような家計の合理的な行動が過小に認識されている可能性が高い。

以上のような問題点をふまえ、近年、急速に発展しつつある第三のアプローチが、(iii)さまざまな構造 VAR を用いた方法である。構造 VAR は、外生的なショックを正しく識別する限り、ショックの波及経路については先験的な仮定をおかず、データからこれを取り出すという点において政策の効果を計測するのに適した手法と言える。ただし、ここでも外生的なショックの識別方法についての問題を完全に解消するものは存在せず、以下にあげるようなさまざまな工夫が提唱されている。まず、Ramey and Shapiro (1998) は、Romer and Romer (1989) で金融政策の効果の計測に用いられた、narrative approach を財政政策に応用している。Narrative approach とは、政策に関する公式資料を詳細に検討し、その記述から、政策変更のあったと考えられる時点を特定し、ダミー変数を作成するというものである。

前述、Ramey and Shapiro (1998) では、“Ramey-Shapiro fiscal episodes” として知られている「外生的な財政ショック」系列を作成・紹介している。これは主に、朝鮮戦争時やベトナム戦争時の軍事費の急増やレーガン政権時代の財政拡大を捕捉したものとなっている。

一方、narrative approach に対するよく知られた批判として、複数のショックが同時に生じている場合、これを正しく識別出来る保証が全くないというものがある。例えば、Perotti (2002) によれば、朝鮮戦争時(1950年第3四半期～)には確かに軍事

⁸ 例えば、旧 EPA 世界経済モデルなど。

費の大幅な上昇が見られたが、1948年第2四半期から1950年第3四半期にかけて、2~3標準偏差に相当する軍事費拡大が既に観察されていることが指摘されている。したがって、同時期の政府支出の変動のうち、どこまでが朝鮮戦争の影響による財政政策の変更・拡大であり、どの部分がそうでない内生的な変動であるのか、結局のところ識別が困難であるという問題が残されてしまう。

また、Mountford and Uhlig (2002) は、「外生的な」ショックが生じた後、4四半期間のインパルス応答の符号条件に制約をかけ、それらの制約が満たされるように「外生的ショック」を逆算(誘導型の残差を識別・分解)するという手法を提唱している。この方法については、財政政策に対する経済の反応の方向性(乗数がプラスかマイナスかと言った符号条件)についてあらかじめ、アドホックに決めているものであるため、非ケインズ効果も含めて財政乗数を検証しようとする本稿の目的に合致しない。

この他にも財政政策の効果の非線型性(好況期と不況期での効果の違いなど)を取り入れながら構造VARを推計したPerotti(1999)や、この手法を日本に応用した井堀・加藤他(2002)などが存在するが、やや目的が本稿の意図と離れるため、ここでは詳しくは触れない。

(3) 制度情報と構造VARを組み合わせた推計手法：Perotti(2002)

以上のように、財政政策の効果の計測については、かなりの先行研究が存在する中で、本稿では、次節で紹介するPerotti(2002)やBlanchard and Perotti(1999)で提唱された、制度情報(限界税率など)を利用して構造VARにおける外生的ショックを識別する方法をとりあげる。同手法の特長は、ショックの識別に常に問題となる同時点間の変数関係について、制度的な情報を用いて、VARモデルの外からパラメータを与える点である。具体的には、税収の所得弾性値と価格(賃金)弾性値を限界税率と所得分布から算出し、構造型VARの制約条件として用いるというものである。このアイデアを用いれば、ショックの識別が、より信頼性の高い精度で可能となる一方、波及メカニズムについては、先験的な制約を一切課さないというVARのempiricalな面での優れた性質を活かすことができる。Perotti(2002)では、米国他、いくつかの国のデータを用いて、財政乗数の比較が報告されているが、日本について同手法を用いた先行研究は存在しない。そこで、本稿では同手法を日米両国のデータに用いて、それぞれの財政政策乗数を比較と、EGTRRAが米国経済に与えた影響の計測を試みる。

推計方法の概要

まず、以下のような内生変数ベクトル X_t についての制約無しの誘導型VARを考える。

$$X_t = A(L)X_{t-1} + e_t$$

簡単化のための例として、内生変数ベクトル (X_t) が以下の 3 変数、名目税収 (dT_t)、財政支出 (dg_t)、実質 GDP (dy_t) のみからなる、シンプルなケースを考えよう。観察された $e_t = (e_t^T, e_t^g, e_t^y)'$ は、誘導型の残差であるので、これは以下の 3 種類の観察されない「構造型ショック」、増(減)税ショック (u_t^T)、政府支出増(減)額ショック (u_t^g)、その他の GDP に対するショック(技術ショックなど、 u_t^y) の線形結合として表される。外生的なショック (= 構造型ショック) を識別するために、以下のような同時点間での「構造型」を考える。

$$e_t^T = \gamma_y e_t^y + \gamma_g u_t^g + u_t^T \quad \dots\dots\dots (1)$$

$$e_t^g = \gamma_y e_t^y + \gamma_T u_t^T + u_t^g \quad \dots\dots\dots (2)$$

$$e_t^y = \beta_1 e_t^T + \beta_2 e_t^g + u_t^y \quad \dots\dots\dots (3)$$

各 γ 、 β は、一定のパラメータを表す。まず、税収は実質 GDP の影響をうけて内生的に変動するため、 e_t^T は e_t^y の関数になっている。ここで、(1) 式の税収の所得弾力性 (γ_y) を既知としよう(後に法定の限界税率等から与えられる)。さらに税収の政府支出弾力性 (γ_g) をゼロと仮定すれば、租税政策の変更ショック (u_t^T) を(1)式から求めることが出来る。次に(2)式をみると、仮に、政府支出は GDP からシステムティックな影響は受けないとすると⁹、 γ_y もゼロと仮定できる。これによって政府支出の u_t^g に対する弾力性 (γ_T) は u_t^T の外生性から、OLS で推計することができる。最後に(3)式の GDP の変動については、財政政策からの内生的な変動の影響を受けていると考えられるため、 e_t^T 、 e_t^g 両方の関数となっている。(3)式のパラメータ、 β_1 、 β_2 は内生性が高いため、OLS では推計することができないが、(1)、(2)式で得られた u_t^T と u_t^g を操作変数に用いることで、一致推計量を得ることが出来る。

既知と仮定した税収の所得弾力性 (a_{γ_y}) については、税法に定められた限界税率などから計算する。Perotti の手法は、このようにモデルの外から制約条件のパラメータ値を与えることで、外生ショックを識別するために VAR 推計に不自然な制約を課す必要がないという点で優れている¹⁰。

以上のような手順で識別された外生的な財政支出ショック (u_t^g) と税率変更(減税)ショック (u_t^T) を VAR に与えてインパルス応答を計測することで財政政策の効果 (= 財政乗数) を調べることが出来る。

⁹ 財政支出項目の中で、失業保険等は、ビルド・イン・スタビライザー的な性格を持っており、ある程度、カウンター・シクリカルに変動する。ただし、失業保険給付が財政支出総額に占めるシェアは比較的小さく、その影響は限定的と考えられる。そこで、本稿では推計の頑健性を確認する目的から、 $\gamma_T = -0.25$ に制約を課した推計結果を 4 節で紹介することとした。

¹⁰ 例えば標準的な Sims 型構造 VAR では、(1)~(3)式で掲げたような同時点関係にリカーシブな関係(係数行列が下三角行列)をメカニカルに課す必要がある。

モデルの定式化と問題点について

本稿での実際の推計には、上記の例の 3 変数に物価と名目金利を加えた 5 変数からなる構造 VAR を用いた。変数を増やすことで、古典的な構造 VAR ほどではないものの、いくつかアприオリな仮定を追加する必要がある。具体的には、上記の(1)～(3)を拡張した 5 変数システムの同時点関係を、以下の通りとした。

$$e_t^T = \alpha_1 e_t^Y + \alpha_2 e_t^P + u_t^T \quad \dots\dots\dots (4)$$

$$e_t^G = \alpha_3 e_t^P + \alpha_4 e_t^Y + \alpha_1 u_t^T + u_t^G \quad \dots\dots\dots (5)$$

$$e_t^Y = \alpha_1 e_t^T + \alpha_2 e_t^G + u_t^Y \quad \dots\dots\dots (6)$$

$$e_t^P = \alpha_3 e_t^T + \alpha_4 e_t^G + \alpha_5 e_t^Y + u_t^P \quad \dots\dots\dots (7)$$

$$e_t^r = \alpha_6 e_t^Y + \alpha_7 e_t^P + \alpha_2 u_t^T + \alpha_3 u_t^G + u_t^r \quad \dots\dots\dots (8)$$

各 e, u の添字、 p, r は、それぞれ物価と名目金利を表している。各 α_i は、モデルの外から与えるパラメータ、 α_i は外生ショックにかかるパラメータ、各 α_i は内生変数にかかるパラメータを、それぞれ表す。(4)～(6)式については、本質的に(1)～(3)式と同様であるが、新しく加えた(7)式、(8)式にはそれぞれ特徴的な仮定を与えている。(7)式をみると、物価変動の内生性の高さを勘案して、税収、政府支出、GDP それぞれの変数の内生的な変動が物価に波及し、金利を除く全ての変数が同時決定される構造を捉えている。一方、名目金利については、GDP と物価からの内生的なフィードバックを認めるが、財政変数については、これらが金利にダイレクトに影響する経路が存在するとの構造を仮定している。

なお、 α_3 と α_4 については、先行研究による推計値が存在しない。このうち、 α_3 は実質政府支出の価格弾性値であるから、仮に政府購入が名目価格ベースで契約されていれば、 -1 に等しく、数量ベースで契約されていれば、 0 となる。そこで、Perotti (2002) では、米国政府の購入契約の慣習に基づき、 α_3 を -0.5 に設定している。日本については、数量ベースで予算が確保されているとは考えがたいため、ベンチマーク・ケースでは -1 を用いた。 α_4 については、ベンチマーク・ケースでは、 0 を仮定したが、失業保険等、GDP の変動に内生的に変動する支出項目の存在を考慮すれば、この仮定については議論の余地が残るように思われる。ただし、政府支出に占める失業保険給付のシェアは限定的であるため、 α_4 は、ゼロに近い値であることが予想される。そこで次節では、 $\alpha_4 = -0.25$ としたケースについてもあわせて推計を行った。

ここでとりあげた Perotti (2002) の構造 VAR にも、やはり識別に関する問題点が残されているため、あらかじめ同手法の限界について触れておくこととしたい。同手法は、時系列分析の一種であり、多くの時系列推計手法と同じく、時間を通じてパラメータ一定(固定パラメータ)との仮定が必要となる。ところが、税制の変更とい

う分析対象は、性質上、限界税率というある種のパラメータの変更そのものであるので、そもそも固定パラメータで推計を行うことには本質的な問題が常に付随することになる¹¹。そこで、こうした時系列推計による推計結果の解釈には、注意深い解釈が必要となる。つまり、固定パラメータの時系列推計によって「増減税ショック」を識別するということは、あくまで、過去の平均的な税制の姿から大きく乖離するような制度変更を残差項として抽出しているに過ぎない、という点を常に念頭におきつつ、結果を解釈すべきということになる。したがって、過去、極めて頻繁に、かつ、一定のトレンドを持って（たとえば常に恒久減税を上乗せするなどの）税制変更が行われているような場合、推計値が歪んでしまう可能性がある。

税収の弾力性

以下の表 1、2 には、構造 VAR の識別に用いた代表的な先行研究で報告されている日米両国の税収の所得弾力性値・価格弾力性値の計測結果を掲げた。

税収の弾力性値（または弾力性）は、実質所得や名目賃金（価格）が 1% 増加した時の納税額（＝税収）の変化を表す指標。定義上、限界税率を平均税率で除した値に等しい。マクロ経済の税収の弾力性値は、この（限界税率÷平均税率）を所得階層ごとの分布ウェイトで加重平均することによって求められる¹²。

表 1：歳入構造と税種別弾力性値

	歳入に占めるシェア		実質 GDP 弾力性値		賃金/価格弾力性値	
	日本	米国	日本	米国	日本	米国
家計所得税	37.2%	38.9%	1.69	1.1	2.4	1.3
社会保障負担	-	24.9%	0.94	0.8	0.88	0.9
法人所得税	24.2%	8.7%	1.3~3.9	2.5	1~2.1	-
間接税他	38.8%	27.4%	1.15	1.0	1.56	-

（出典）Giorno et al. (1995) 西崎・中川 (2000), van den Noord (2000)。歳入シェアは 90 - 2002 年（米国）、- 2001 年（日本）平均。日本の歳入は、社会保障除く税収（国税）ベース。

¹¹ ただし、この問題は、前述のマクロ計量モデルを含む、あらゆる固定パラメータ推計に共通の問題であり、Perotti (2002) に限ったものではないことに注意。

¹² 算出過程の詳細については、西崎・中川 (2002) の補論 B を参照。

表 2： 税収の限界弾性値

	米国		日本	
	実質 GDP	価格	実質 GDP	価格
Pre- 80	1.94	1.10	-	-
After 80s	1.96	1.35	1.39 ~ 2.01	1.74 ~ 2.00

(出典) Perotti (2002)、 Noord (2000)、 西崎・中川 (2000)、

前節でみたように構造 VAR の同時点制約には、 税収の実質 GDP 弾力性と価格・賃金弾力性を用いる (補論参照)。 米国についての先行研究では、 弾性値の推計値に大きな差はみられないが、 ここでは Perotti (2002) で紹介されている van den Noord (2000) の推計値 (表 2) を用いた。 一方、 日本のケースについては、 OECD 推計 (van den Noord 2000、 Giorno et al., 1995)、 旧 EPA 推計 (EPA 2000) 他、 文献によって、 かなりのバラツキが見られる。 本稿では、 これら先行研究の推計値を網羅的にサーベイした、 西崎・中川 (2000) で用いられた推計値を用いることとする。 ただし、 推計値のバラツキ具合を考慮して、 法人税については複数の計測結果に基づいて構造 VAR を推計した¹³。

(4) 推計結果

同時点パラメータ推計結果と識別された「財政ショック」

同時点関係を表すパラメータ推計結果をみると、 まず、 米国については (表 3、 4 左列) GDP に対する政府支出、 税収の影響を表す α_1 、 α_2 が (6 式参照) それぞれ 5% 有意水準で推定されており、 符号条件も政府支出に対してプラス ($\alpha_2 > 0$)、 税収 (= 増税を表す) に対してマイナスと ($\alpha_1 < 0$)、 ケインズ理論的な理解と整合的な姿となった。 同様に財政政策がインフレ率に与える影響についても、 α_3 は 5% 有意でマイナスに推定されている。

以上のパラメータから識別された政府支出ショックと税収ショック (= 逆目盛に読めば減税ショック) をみると (図表 3)、 80 ~ 90 年代にかけていずれも安定的に推移していることが見て取れる。 ただし、 子細にみると、 税収については 81 年以降の一時期、 断続的な減税ショックが観察される (図表 3 下図)。 これは、 レーガン政権下、 Economic Recovery Tax Act (ERTA) として実施された、 所得税率の引下げと課税ベースの縮小

¹³西崎・中川 (2000) では、 法人税の弾性値の推計に幅を持たせており、 本稿では、 同論文の推計に基く最大値と最小値の両方を表 2 に掲げている。 次節における構造 VAR の推計では、 比較的、 標準偏差が小さく推計された、 最大値と最小値の単純平均を最終的に採用している。

時期と一致している¹⁴。さらに、2000年入り後をみると、2001年第3四半期に明確なスパイクが観察され、これは、ブッシュ政権による減税策（EGTRRA）のうち、所得税率引下げが発効した時期（2001年7月：図表9参照）と完全に一致しており¹⁵、政策の影響を正しく捉えているものと考えられる。また、財政支出についても、税収ほど明確ではないものの、クリントン政権下の91年と93年の二度にわたる財政赤字削減策（Omnibus Budget Reconciliation Act: OBRA 90&93¹⁶）の効果が見て取れる。

日本についてのパラメータ計測結果をみると（同表3、4右列）、 β_4 を除く全てのパラメータが有意ではない。こうした推計結果は、財政政策変数とGDPやインフレといった経済変数が、過去20年間、システムティックな関係を示していなかったことを反映している。ただし、 β_1 と β_2 の符号をみると、前者がマイナス、後者がプラスと、米国同様、一応、ケインズ理論を支持する形で推計された。

以上のパラメータを用いて識別された財政政策ショックをみると（図表4）、ところどころでスパイクが観察される不安定な形状となった。そこで、90年代の実際の財政政策運営の経緯とこれを比較して、どの程度、この時系列が財政政策ショックとして解釈可能かを検証する。

我が国では、92年から95年にかけて5回にわたって経済対策が施行されており、このうち、公共事業費は総額44兆円にもものぼる。識別された財政支出ショックをみると、一応、この間、比較的高い水準で推移しているように見受けられる。一方、96～97年は橋本政権下、公共事業が抑制された時期であり、グラフから読み取れる動きと少なくとも方向感是一致的である¹⁷。もっとも、（図表4）上、99年や2001年のスパイクなど解釈が困難な動きも散見され、必ずしも財政支出が明確に識別されていない可能性が示唆されている。減税ショックについては、94年の所得税減税（5.5兆円規模）の時期に、一応、下向きのスパイクらしきものが確認できる他、2000年の郵便貯金の大量満期に伴う利子所得税受取りの大幅増¹⁸が明確に捉えられている。一方、97年の消費税率引き上げや、98～99年にかけての所得税減税についてはグラフの解釈は明確ではない¹⁹。もっとも、こうした計測結果は、計測手法の性質上、むしろ減税政策が明示的に効力を発揮してこなかったことの裏返しである可能性があることに注意が必要

¹⁴ レーガン政権下、86年にも法人税率（最高税率）の引下げが行われているが、課税ベースは拡大されたため、ネットの影響は明確に表れなかったものと思われる。

¹⁵ 所得税率引下げ以外の施策についても実際に還付が開始されたのは2001年6月以降。

¹⁶ OBRA90が発効したのは91年度から。また、OBRA93は93年度から先行き4年間の赤字削減目標。これら二つOBRAは増税策も伴っていたが、最高税率の引き上げのみであったことからマクロ的な影響は小さかったと思われる。

¹⁷ 橋本政権下の財政構造改革会議の発足は、97年1月であるが、それ以前の96年第3四半期の時点で、既に財政政策は、拡張型から中立型へ転換していたことが、複数の文献によって指摘されている。例えば、井堀・中里・川出（2002）など。

¹⁸ 1990年前後に10年物定期貯金が大量に販売された結果を映したもの。なお、定期貯金に対する利子課税は元本が満期の時点でまとめて行われる。

¹⁹ ただし、97年の消費税率引き上げ時には、同時に物品税の廃止が施行されているため、税収トータルに対するネットの押し上げ効果は、ある程度緩和されていた可能性がある。

である。

財政政策乗数

本節でとりあげる詳細な数値は、ベンチマーク・ケースとして選択した、もっとも標準誤差の小さい推計結果（米国：6期ラグ VAR, $\rho_3 = -0.5$ 、日本：8期ラグ VAR, $\rho_3 = -1$ 、 $\rho_4 = 0$ は共通）に基づいている。異なる定式化を採用した場合の推計結果については、次節以降で簡単に触れる。

まず、米国についての計測結果をみると（図表5、6上段）1標準偏差に相当する財政支出ショック（+0.7%）が GDP に与える影響は、政策発動直後で +0.14%（2標準偏差区間は、0.01~0.26%）財政支出の対 GDP 比は約 30%（80~2001年平均 = 30.5%）であるので、財政支出乗数は、0.61（2標準偏差区間は、0.0~1.2）との結果となった。長期的な効果については、統計的に有意ではないものの、ショック後1年以内に影響はゼロからマイナスに転じている。一方、減税乗数は、財政乗数よりも正確に計測されており、1標準偏差相当の減税ショック（-1.4%）の変化に対する GDP の変化をみると、ピーク時（2四半期後）に、+0.21%（2標準偏差区間は、0.01~0.40%）であるので、税収の対 GDP、28.2%（80~2001年平均）を用いて乗数を計算すると、0.52（2標準偏差区間は、0.03~1.01）となる。長期的な効果を見ると、減税のプラス効果は、1~2年で剥落するとの計測結果。このように政府支出、減税、いずれのケースについても乗数は1を下回る可能性が高いという結果となった。

日本についての計測結果を見ると（図表7、8上段）財政支出乗数は極めて不正確な推計ではあるが、政策発動直後で GDP に対して +0.14%（2標準偏差区間は、 $\pm 0.10 \sim 0.38\%$ ）の影響。日本の政府支出の対 GDP 比は約 22%（80~2002年平均 = 22.4%）であるので、これを用いて乗数を計算すると、おおよそ 0.9（2標準偏差区間は、-0.6~+2.4）となった。長期的な効果については明確なことは言えず、推計値自体は大幅なプラスであるが符号条件は全く確定できない。減税の効果についても、GDP に対する明確な影響は認められず、減税乗数がゼロであるとの帰無仮説を統計的には棄却できないとの結果となった。

財政政策が物価・金利に与える影響

米国についての結果をみると（図表5、6中下段）財政政策に対してインフレ率は極めて緩慢にしか反応しないことが分かる。物価（GDP デフレーター）の減税に対する反応は比較的、正確に推計されており、1標準偏差相当の減税ショックに対して、6~7年後に +2~4%の影響を受けるとの結果。財政支出に対する長期金利の反応は、はっきりしないが、減税に対しては +0.2%ポイント程度の押し上げ効果（ただし統計的には有意ではない）がみてとれる。

一方、日本についてみると、財政支出増が物価に与える影響が、わずかにプラス方向に観察される程度で（図表7中段）、その他、財政政策が物価や長期金利に与える影響は判然としない。こうした推計結果は、過去のデータをみる限り、各経済変数が財政政策にシステマティックには反応してこなかったという事実を反映していることに注意が必要であろう。

推計値のセンシティブリティ

以下では、ベンチマーク推計のロバストネス（頑健性）をチェックするために、異なる定式化に基づく推計結果について簡単に触れる。具体的には、財政支出の実質 GDP 弾性値（ ϵ_4 ）と価格弾性値（ ϵ_3 ）について、ベンチマーク・ケースとは異なる値に制約を課した VAR を推計する²⁰。

まず、米国についての結果をみると、実質政府支出の GDP 弾性値（ ϵ_4 ）を -0.25 とした場合（図表9左列）、政策発動直後の乗数が、ベンチマークに比べて、およそ +0.5（0.61 1.11）減税乗数が -0.22（0.36 0.14）変化するとの結果となった。財政支出乗数についてはベンチマーク推計の推計誤差の範囲内の変化であるが、減税乗数はもともと正確に推計されていたこともあり、2 標準偏差区間を超えて推計値が変化している。したがって、米国の減税乗数推計値は識別条件に比較的、センシティブに依存しているとみるべきであり、十分、幅をもって解釈すべきであると言える。

一方、日本のケースについてみると（図表9右列）、いずれのパラメータ設定の違いに対してもインパルス応答の形状は殆ど影響を受けていないことが分かる。これは、もともとの推計が不正確であることに加え、政府支出に関する同時点関係の識別条件が殆ど効いていないことを反映していると考えられる。

（5）米国の近年の減税策（EGTRRA, Jobs & Growth plan）の概要と効果

2001年6月に大統領署名された、Economic Growth and Tax Relief Reconciliation Act(EGTRRA)と、翌2003年1月に提案された景気刺激策である Jobs and Growth plan の主な内容は以下の6点。

- 所得税率の引下げ（従来の最低税率 15%の下に 10%適用枠の新設を含む）
- 共働き家計への支援（控除拡大・低税率適用枠の拡大）
- 家計の教育費負担軽減（家計の教育関連支出の控除・学生ローン控除の新設）
- 選択的最低課税（Alternative minimal tax : AMT）免除枠の拡大
- 相続遺産税の廃止

²⁰ ただし、米国については、原典である Perroti（2002）が、米国政府の取引慣行から考えて、 $\epsilon_3 = -1$

配当に対する二重課税の軽減 (Jobs and Growth plan で発表)

設備投資促進税制 (Jobs and Growth plan で発表)

なお、各施策の当初の発効時期は、(図表 10) に掲げた通りであったが、翌 2003 年 1 月に発表された、Jobs and Growth plan によって、全ての税率引下げスケジュール (図表 11) を 2003 年 1 月に前倒しすることが提案されており、2003 年 5 月 23 日、上下院の修正を経て、この前倒しの実施が可決されている²¹。

EGTRRA による各種税制の変更が税収に与えたロスは、2001 年度に約 738 億ドル、との試算が、Joint Committee on Taxation (JCT) より発表されている。一方、本稿の構造 VAR から識別された「減税ショック」は、税収の約 5.6%²²であるので(図表 3) ピーク時(2~3 四半期後)の GDP の標準偏差区間である 0.08~0.31 から計算すると、GDP に対して +0.3~1.2%の押し上げ効果、との試算結果となった。このように本稿の分析に基づく推計結果は、ショックの大きさについては、JCT による試算よりも小さめに検出しているが、標準偏差区間を考えれば、GDP に対する影響としては、概ね両者は近い値となっていると言えよう。ただし、前述のように VAR の推計パラメータの統計的誤差は小さくないため、解釈には十分、注意が必要である。

(6) おわりに：再び財政政策の効果を巡る議論について

コンベンショナルなケインズ経済学では、財政支出乗数、減税乗数は、ともに 1 を上回るものがアドホックに仮定されている。一方、完全な資本市場を前提とする消費者理論によれば(恒常所得仮説など) 政府支出(特に消費支出)の増大は、民間消費の減少を招くため、政府支出乗数は 1 を越えないことが示唆される。さらに、減税については、よく知られているリカードの中立命題によって、民間家計の支出行動に全く影響しないはずである。財政政策の「ケインズ効果」を厳密に理論づける考え方に、家計の一部が流動性制約に直面しているとするものがある²³。流動性制約がバインドしている家計では、最適な水準よりも過少消費になっているため、財政政策によって増加した所得の大部分を消費に回すはずであるというのが、この「流動性制約仮説」である。米国では、一般家計のうち何パーセントが流動性制約に面しているかを検定する実証分析の蓄積が豊富であり、極めて慎重な計測結果によれば²⁴、リカーディアン家計が約 80%、

という設定が無難であると述べているため、特に別の値を試すことは行わない。

²¹ 2003 年 5 月 23 日に大統領原案 (Jobs and Growth plan) の議会修正案である、Jobs and Growth Tax Relief Reconciliation Act of 2003 が議会において成立。JCT は新減税策の財政規模を総額 3,500 億ドル相当と試算している。ブッシュ政権は、議会修正案を受け入れ、速やかに大統領署名を行う見通し。

²² 四半期ベースの実額換算で、約 360 億ドルに相当。

²³ 例えば、Campbell and Mankiw (1989)。

²⁴ 流動性制約に関する注意深い計測結果として Athanosio and Weber(1995) や Meghir and Weber(1996)。

残りの 20%が流動性制約に直面しているとされている。

こうした見方に基づけば、財政政策が景気刺激策としてプラス効果を持ちうるのは、流動性制約がバインドしている家計の割合が大きい場合ということになる²⁵。本稿の分析結果でみたように我が国の財政政策は、一般に米国のそれよりも効果が弱いとの結果が得られているため、ストレートに解釈すれば、米国よりも日本の方がリカーディアン家計の割合が大きいということになる。ところが、我が国の家計の消費行動や流動性制約家計の割合を調べた実証研究によれば、こうした見方とは逆に、日本におけるリカーディアン家計の割合は 70~90%と²⁶、米国のそれとほぼ同じ程度との結果が支配的である。

このように、一見、矛盾した実証結果を整合的に解釈するひとつの方法は、財政政策のケインズ効果の源泉は流動性制約ではない、と考えることであろう。結局のところ、財政政策によって、流動性制約家計が消費を増やしたとしても、それがマクロ的な景気刺激につながると考える理屈は存在しない。財政政策のマクロ的な景気刺激効果を考える上で見落としはならないのは、財政政策の再分配効果の側面である。例えば、Carlstrom and Fuerst (1998) は、不完全資本市場のもとで、投資機会のない経済主体から投資機会のある経済主体への富の移転はマクロ的な景気刺激効果をもつことを理論的に証明している。こうした見方は、近年、我が国で活発に議論されている構造改革の議論と密接に関連している。つまり、財政政策が、衰退産業や規制によって保護されている非効率な産業から、優れた投資機会を持つ産業への富の移転効果を持つものであれば、そのネットの効果は理論的にはプラス(乗数が 1 を上回る)が期待されるというものである²⁷。もっとも、こうした見方は労働市場がスムーズに調整されることを前提としているなど、実証的には議論の余地がある。ただし、従来、産業間の再分配政策効果の観点から財政政策の功罪を論じた分析は、我が国では少なかったため、今後はそうした視点からの分析が求められていると言えよう。

以上

【参考文献】

Attanasio, O. and G. Weber (1995) "Is consumption growth consistent with

がある。

²⁵ ここで言う景気刺激策とは、厳密には民間消費が増えることのみであり、景気全体を刺激するかどうかについては、さらに議論の余地がある。

²⁶ 例えば、Hayashi (1997) など。

²⁷ 逆に衰退産業への富の移転を行えば、乗数はマイナスとなる。

- intertemporal optimization? Evidence from consumer expenditure survey," *Journal of Political Economy* 103, 1121-57.
- Blanchard, O. and R. Perotti (1999) "An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output," forthcoming, *Quarterly Journal of Economics*.
- Campbell, J. and G. Mankiw (1989) "Consumption, income and interest rates: Reinterpreting the time series evidence," *NBER Macroeconomics Annual*, The MIT press.
- Carlstrom, T. and T. S. Fuerst (1997) "Agency costs, net worth and business fluctuations: a computable general equilibrium analysis," *American Economic Review* 87, 893-910.
- Evans, P. (1985) "Do large deficit produce high interest rate?" *American Economic Review* 75, 68-87.
- Evans, P. (1987) "Interest rates and expected future budget deficits in the United States," *Journal of Political Economy* 95, 34-58.
- Gale, W. and P. R. Orszag (2002) "The economic effects of long-term fiscal discipline," *Urban-Brookings Tax Policy Center Discussion Paper*.
- Gale, W. and S. Potter (2002) "An economic evaluation of the economic growth and tax relief reconciliation act of 2001," *National Tax Journal*, March 2002.
- Giorno, C. P. Richardson, D. Roseveare and Paul van den Noord (1995) "Estimating potential output, output gaps and structural budget deficits," *Economic Department Working Paper 152*, OECD, Paris.
- Hayashi, F. (1997) "Understanding saving: Evidence from the United States and Japan," *MIT Press*.
- Jang, K. and M. Ogaki (2001) "Structural Macroeconometrics," *Book manuscript*, The Ohio State University.
- Joint Committee on Taxation (2001) "Estimated budget effects of the conference agreement for H.R. 1836," *JCX-51-01*, May 26.
- Meghir, C. and G. Weber (1996) "Intertemporal non-separability or borrowing constraints? A disaggregate analysis using US consumption panel," *Econometrica* 64, 1151-82.
- Perotti, R. (1999) "Fiscal policy in good times and bad," *Quarterly Journal of Economics* 114, 1399-1436.
- Perotti, R. (2002) "Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries," *ECB working paper series #168*, August 2002.
- Poterba, J. (1988) "Are consumers forward-looking? Evidence from fiscal

- experiments,” AEA Papers and Proceedings 78, 413-418.
- Ramey, V. A. and M. D. Shapiro (1998) “Costly capital reallocation and the effects of government spending,” NBER working paper 6283.
- Romer, C. D. and D. H. Romer (1989) “Does monetary policy matter? A new test in the spirit of Friedland and Schwartz,” in Oliver J. Blanchard and Stanley Fischer, eds.: NBER macroeconomics annual 1989, Cambridge, Mass. And London: MIT Press.
- Sims, C. (1988) “Identifying policy effects,” in Bryant, Ralph. C., Dale. W Henderson, Geraled Holtman, Peter Hooper and Steven A. Symansky, eds.: Empirical Macroeconomics for Independent Economies, The Brookings Institutions, Washington, D.C., 305-321.
- Mountfold, A. and H. Uhlig (2002) “What are the effects of fiscal policy shocks?” CEPR discussion paper 3338.
- van den Noord, P. (2000) “Automatic stabilizers in the 1990s and beyond,” in: Marco Buti, Jungen von Hagen and Carlos Martinez-Mongay, eds, The behavior of fiscal authorities: Stabilization, growth and institutions, Palgrave.
- Watanabe, K., T. Watanabe and T. Watanabe (1999) “Tax policy and consumer spending: Evidence from Japanese fiscal experiments,” NBER working paper 7252.
- White House (2003) “The President’s jobs and growth plan; More jobs and stronger economy,” Downloaded from White House’ web site.
- 井堀・加藤・中野・中里・土居・近藤・佐藤 (2002) 「財政赤字と経済活動：中長期的視点からの分析」経済分析 163号.
- 井堀・中里・川出 (2000) 「90年代の財政運営：評価と課題」, フィナンシャル・レビュー 63号.
- 経済企画庁 (2000) 「経済白書」, 2000年7月.
- 西崎・中川 (2000) 「我が国の構造的財政収支の推計について」日本銀行調査統計局ワーキングペーパーシリーズ, 00-16.

補論 A : 5 変数構造 VAR の詳細について

ここでは、乗数の推計に実際に用いた 5 変数構造 VAR の詳細について述べる。推計に用いたデータは²⁸、日米両国について、 税収 (名目) (T_t) 実質政府支出²⁹ (g_t) 実質 GDP (y_t) GDP デフレーター (p_t) 名目長期金利 (r_t) の 5 変数。推計期間は、1980 年 (日本については 1983 年) 第 1 四半期 ~ 2002 年第 3 四半期。VAR のラグについては、6 期と 8 期の二つのケースについて、それぞれ掲載した。

まず、それぞれの変数について 1 階差をとったベクトル $X_t = (dT_t, dg_t, dy_t, dp_t, dr_t)'$ についての以下のような誘導型 VAR を推計する。

$$X_t = Y(L)X_t + e_t \quad \dots\dots(A.1)$$

$e_t = (e_t^T, e_t^g, e_t^y, e_t^p, e_t^r)'$ は誘導型の残差、 $Y(L)$ は、6 期または 8 期のラグ・オペレータ行列を表している。同時点関係を含む真の経済構造 (= 構造型) は、以下のように表すことができるでしょう。

$$C_0 X_t = A(L)X_t + B_0 u_t \quad \dots\dots\dots(A.2)$$

C_0 、 B_0 は、変数間の同時点の関係を表す 5×5 のパラメータ行列であり、これらを特定することで、外生的な財政ショックを識別することが出来る。 $u_t = (u_t^T, u_t^g, u_t^y, u_t^p, u_t^r)'$ は、財政ショックを含む相互に無相関な外生ショック・ベクトル (5×1) を表している。(A.1) 式と(A.2) 式の間には以下のような関係がある。

$$\begin{aligned} C_0 X_t &= A(L)X_t + B_0 u_t \\ X_t &= C_0^{-1} A(L)X_t + C_0^{-1} B_0 u_t \\ &= Y(L)X_t + e_t \end{aligned}$$

この関係を用いると、誘導型残差と外生ショックとの間の関係が次式のように分かると分かる。

$$\begin{aligned} e_t &= C_0^{-1} B_0 u_t \\ C_0 e_t &= B_0 u_t \end{aligned} \quad \dots\dots\dots(A.3)$$

本稿では、Perotti (2002) にならい、(A.3) 式に、本文(4) ~ (8) 式のような構造を表す制約を課すことで、 C_0 、 B_0 行列を推計している。

²⁸ データ出典と詳細は補論 B 参照。

²⁹ 政府消費 + 公的資本形成。

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & -\mathbf{a}_1 & -\mathbf{a}_2 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & -\mathbf{a}_3 & 0 \\ -\mathbf{g}_1 & -\mathbf{g}_2 & 1 & 0 & 0 \\ -\mathbf{g}_3 & -\mathbf{g}_4 & -\mathbf{g}_5 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & -\mathbf{g}_6 & -\mathbf{g}_7 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^T \\ e_t^g \\ e_t^y \\ e_t^p \\ e_t^r \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \mathbf{b}_1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ \mathbf{b}_2 & \mathbf{b}_3 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^T \\ u_t^g \\ u_t^y \\ u_t^p \\ u_t^r \end{bmatrix} \quad (\text{A.4})$$

(A.4)式の左辺が $C_0 e_t$ 、右辺が $B_0 u_t$ を表している。この制約条件の特徴は、本文で触れた通り、税収の残差の式（1行目）について、 \mathbf{a}_1 、 \mathbf{a}_2 をそれぞれ税法や所得分布から算出された、税収の所得（実質 GDP）弾性値と価格・賃金弾性値に等しいとして、モデルの外から与える点である。

補論 B：データ

米国の歳入・租税：GDP 統計（BEA）、一部、Monthly Treasury Statement of Receipts and Outlay, (Department of Treasury)

内訳は、個人所得税、法人税、間接税（一般消費税、酒税、タバコ税、銃刀税等）雇用税（Employment taxes: self-employment income tax 等）社会保障負担。
<http://www.taxpolicycenter.org/> で、米国の税収構造についての詳細なデータが入手可能。

日本の歳入・租税：租税および収入印紙収入額調べ（財務省）

内訳は、個人所得税、法人税、消費税、酒税、揮発油税、自動車重量税など。地方税の長期時系列が存在しないため、国税ベースを使用。このため、法人事業税、住民税などの地方税の税収項目を含まないことに注意。

政府支出：日米両国について、GDP 統計の政府部門の実質支出（政府消費 + 公的資本形成）を使用。米国については、移転支出等も含むベース。

名目長期金利：米国については、米国債 10 年物利回り（FRB）日本については、10 年長国金利残存期間最長物（東証）をそれぞれ用いた。

以上

表 3 : 同時点パラメータ推計 (8 期ラグ VAR): IV/OLS

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & -\mathbf{a}_1 & -\mathbf{a}_2 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & -\mathbf{a}_3 & 0 \\ -\mathbf{g}_1 & -\mathbf{g}_2 & 1 & 0 & 0 \\ -\mathbf{g}_3 & -\mathbf{g}_4 & -\mathbf{g}_5 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & -\mathbf{g}_6 & -\mathbf{g}_7 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^T \\ e_t^g \\ e_t^y \\ e_t^p \\ e_t^r \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \mathbf{b}_1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ \mathbf{b}_2 & \mathbf{b}_3 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^T \\ u_t^g \\ u_t^y \\ u_t^p \\ u_t^r \end{bmatrix}$$

e は誘導型残差、 u は構造ショック (= 外生ショック) を表す。上付文字は、それぞれ、
 税収 (T)、政府支出 (g)、GDP (y)、物価 (p)、長期金利 (r) を表す。

	米国	日本
1	- 0.334** (0.054)	- 0.029 (0.062)
2	0.357** (0.105)	0.233 (0.200)
3	- 0.298** (0.085)	- 0.078 (0.070)
4	- 0.049 (0.109)	0.546** (0.128)
5	1.037** (0.208)	- 0.102 (0.226)
6	0.258 (0.179)	0.056 (0.128)
7	0.047 (0.156)	- 0.006 (0.204)
1	- 0.182* (0.104)	- 0.042 (0.119)
2	0.002 (0.116)	0.051 (0.119)
3	0.053 (0.110)	- 0.023 (0.138)

注) 推計期間: 80Q1(米国) - , 83Q1(日本) - 2002Q4。()内は標準誤差。

*, **は、それぞれ 5%、10%有意を表す。

表 4 : 同時点パラメータ推計 (6 期ラグ VAR): IV/OLS

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & -\mathbf{a}_1 & -\mathbf{a}_2 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & -\mathbf{a}_3 & 0 \\ -\mathbf{g}_1 & -\mathbf{g}_2 & 1 & 0 & 0 \\ -\mathbf{g}_3 & -\mathbf{g}_4 & -\mathbf{g}_5 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & -\mathbf{g}_6 & -\mathbf{g}_7 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^T \\ e_t^g \\ e_t^y \\ e_t^p \\ e_t^r \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \mathbf{b}_1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ \mathbf{b}_2 & \mathbf{b}_3 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^T \\ u_t^g \\ u_t^y \\ u_t^p \\ u_t^r \end{bmatrix}$$

e は誘導型残差、 u は構造ショック (= 外生ショック) を表す。上付文字は、それぞれ、
 税収 (T)、政府支出 (g)、GDP (y)、物価 (p)、長期金利 (r) を表す。

	米国	日本
1	- 0.308** (0.054)	- 0.043 (0.063)
2	0.252** (0.107)	0.139 (0.190)
3	- 0.260** (0.082)	- 0.101 (0.068)
4	0.039 (0.107)	0.509** (0.120)
5	0.875** (0.201)	- 0.072 (0.221)
6	0.302 (0.171)	0.047 (0.129)
7	0.148 (0.152)	- 0.191 (0.200)
1	- 0.178* (0.104)	- 0.045 (0.117)
2	0.035 (0.114)	0.040 (0.117)
3	0.024 (0.108)	- 0.029 (0.132)

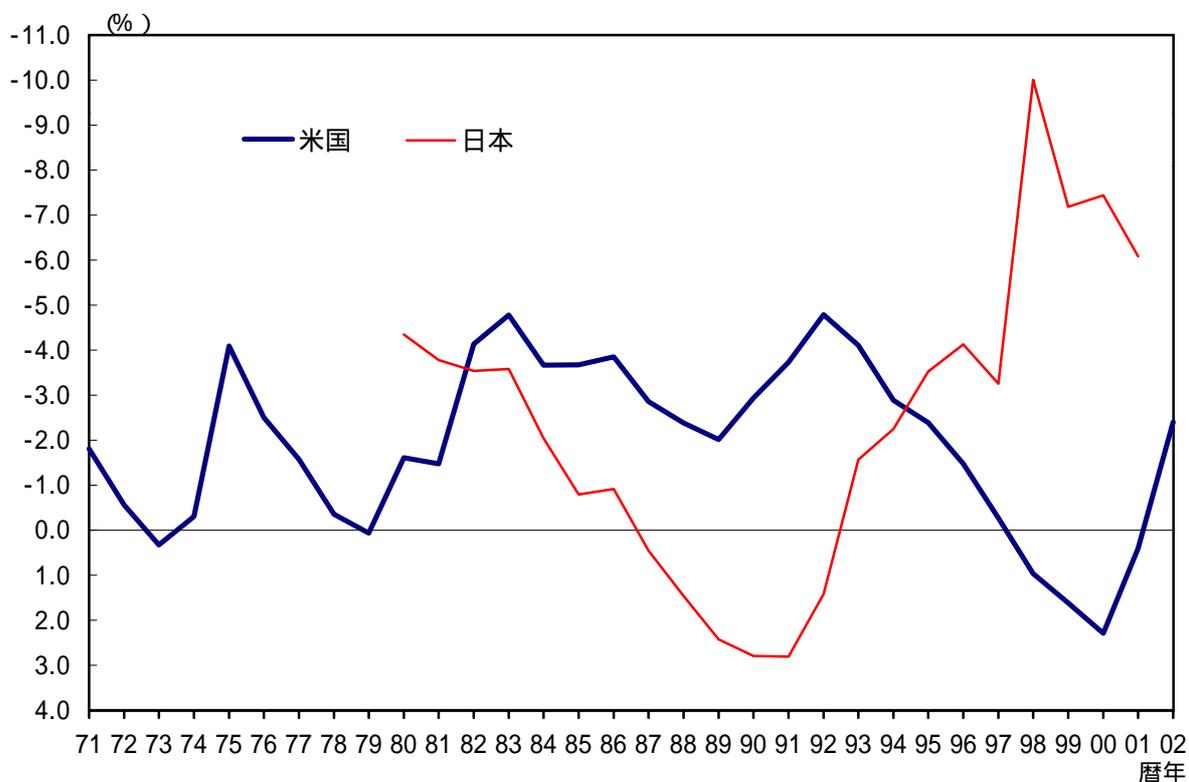
注) 推計期間: 80Q1(米国) - , 83Q1(日本) - 2002Q4。()内は標準誤差。

*, **は、それぞれ 5%、10%有意を表す。

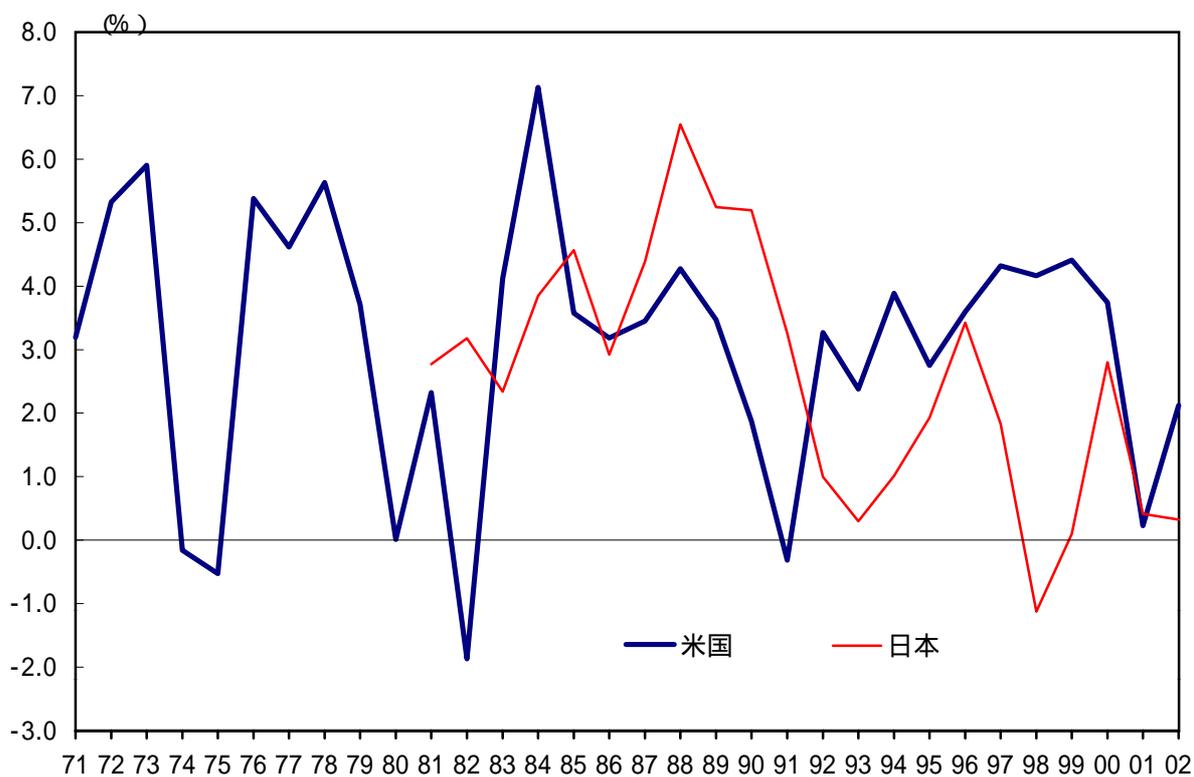
(図表 1)

財政赤字と経済成長率

(1) 財政赤字名目GDP比率



(2) 実質GDP成長率



(図表 2)

日米財政乗数比較

- 5変数構造VARによる推計 -

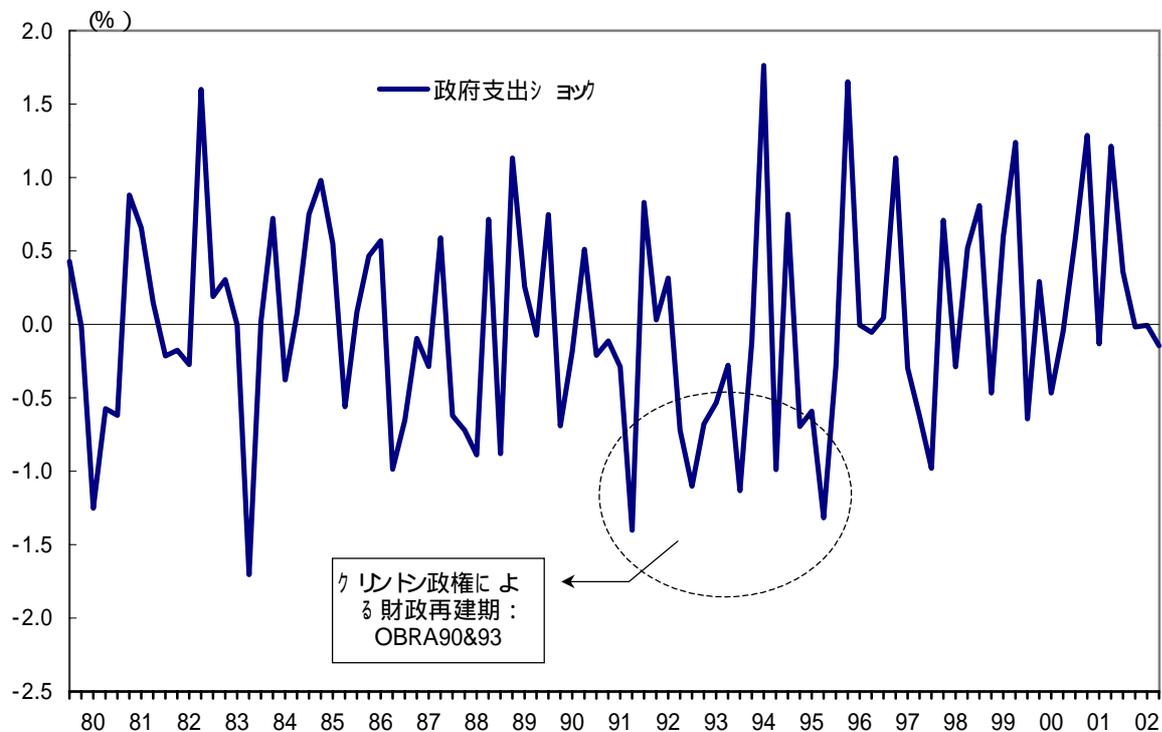
	米国			日本		
	2標準偏差区間			2標準偏差区間		
財政支出乗数	下限	上限		下限	上限	
当期	0.61	0.04	1.19	0.89	-0.63	2.42
1四半期後	0.02	-1.13	1.17	2.89	-0.11	5.90
2四半期後	-0.33	-2.01	1.35	4.01	-0.07	8.09
3四半期後	-0.31	-2.41	1.79	3.73	-1.76	9.22
4四半期後	-0.56	-2.95	1.82	3.46	-2.96	9.88
減税乗数						
当期	0.36	0.24	0.47	0.10	-0.40	0.60
1四半期後	0.49	0.21	0.78	0.15	-0.72	1.02
2四半期後	0.52	0.03	1.01	-0.03	-1.25	1.19
3四半期後	0.42	-0.25	1.08	-0.01	-1.48	1.46
4四半期後	0.28	-0.51	1.08	-0.12	-1.77	1.53

注)政策が無かった場合のパスからの乖離。2標準偏差区間は、推計値の分布が正規分布であるとの仮定のもとで、95%信頼区間に相当する。

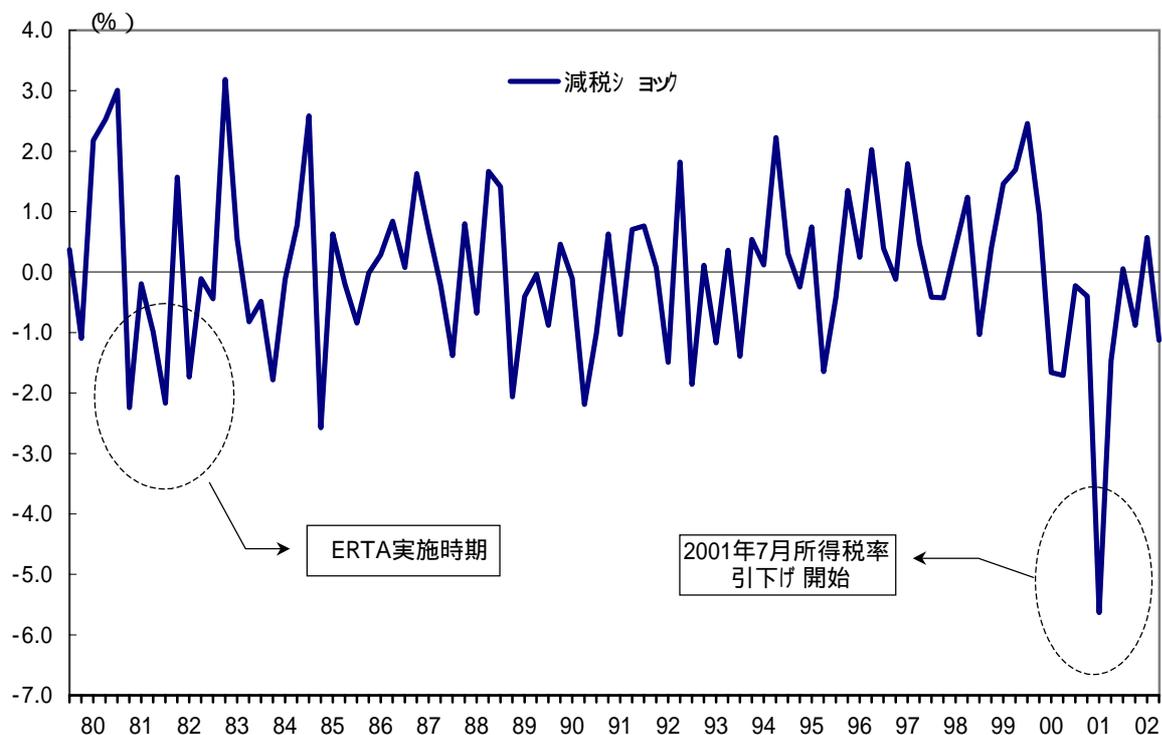
外生的な財政政策シヨク (米国)

- 5変数構造VARによる推計 -

(1) 財政拡大シヨク



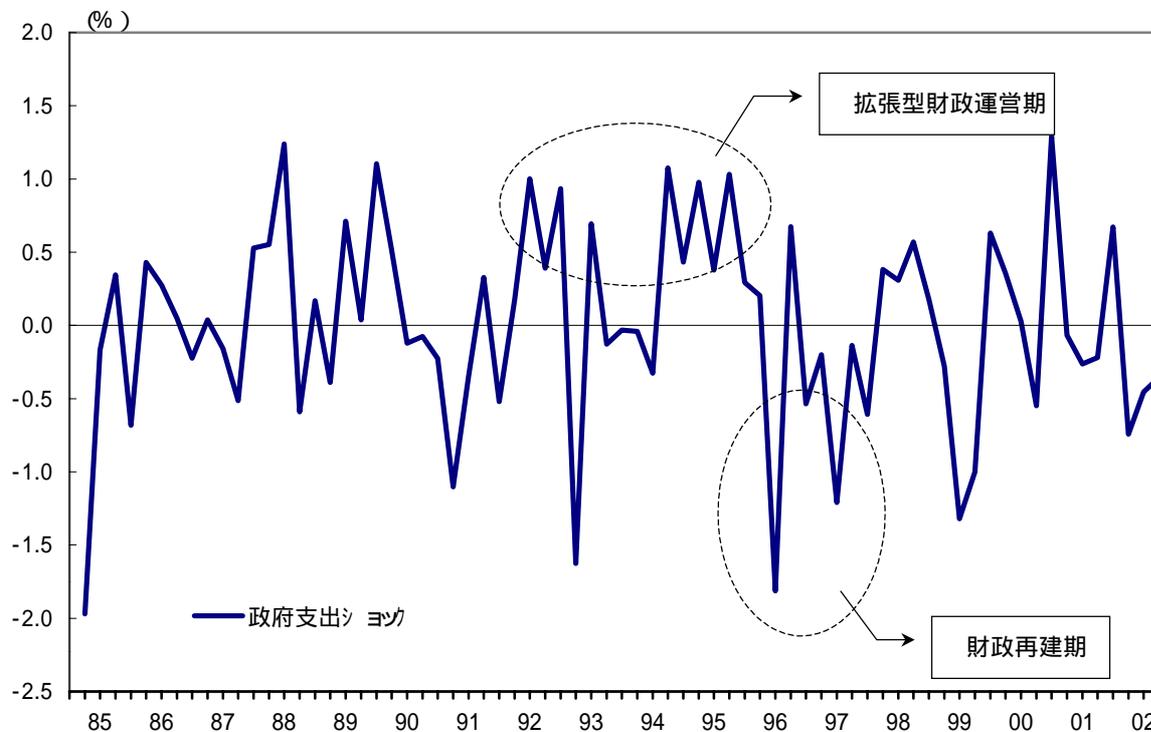
(2) 減税シヨク (逆目盛)



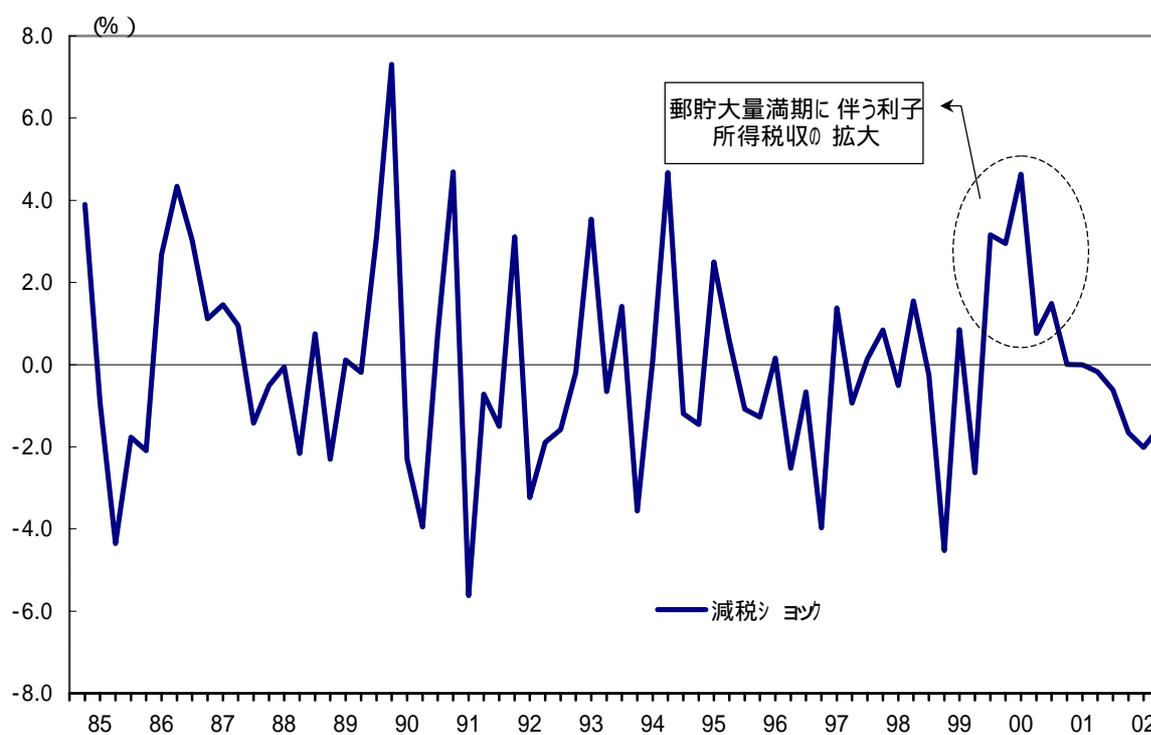
外生的な財政政策シヨツク (日本)

- 5変数構造VARによる推計 -

(1) 財政拡大シヨツク



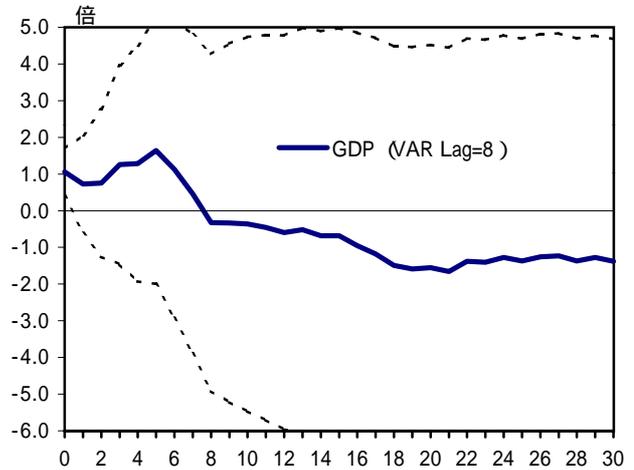
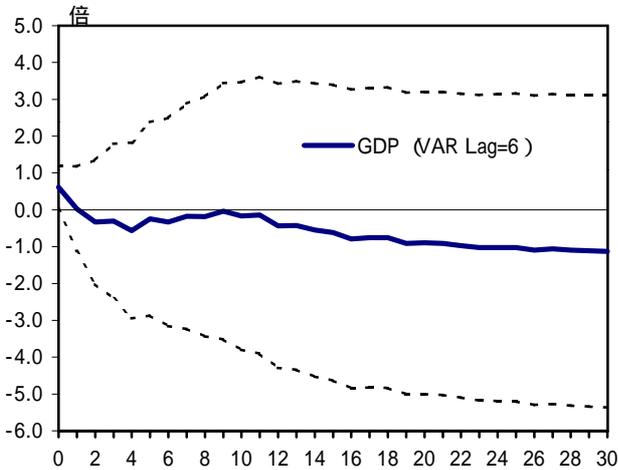
(2) 減税シヨツク (逆目盛)



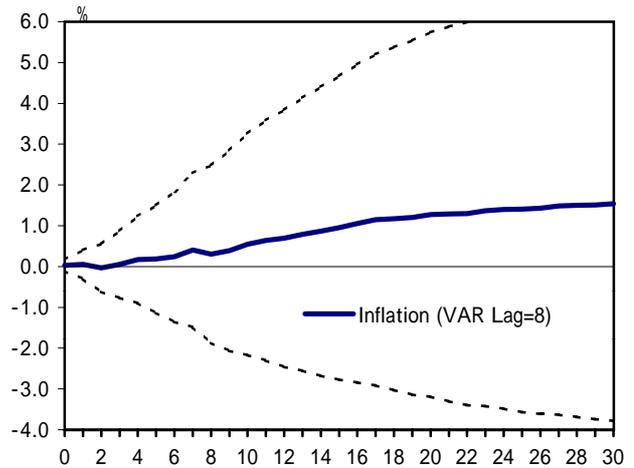
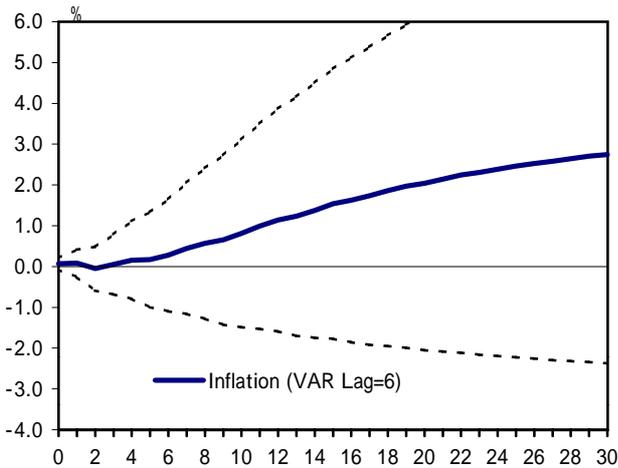
財政支出増額の 効果 (米国)

- 5変数構造VARによる推計 -

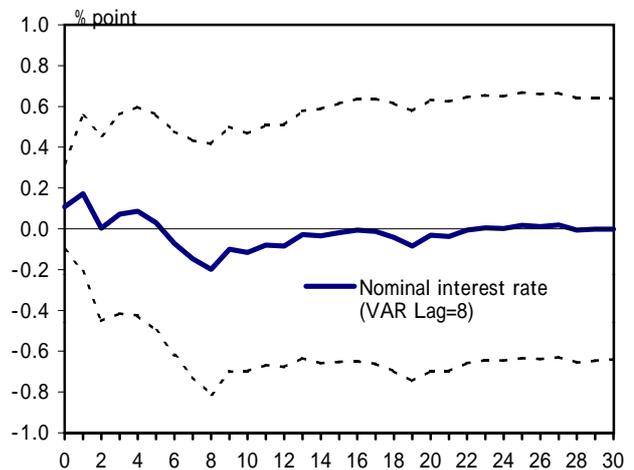
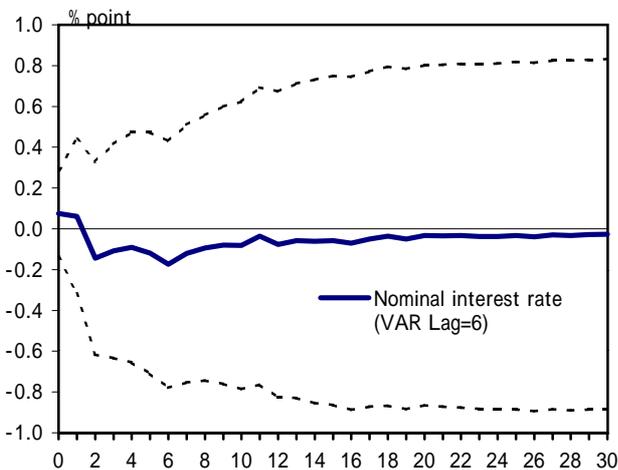
(1) 実質GDP (= 財政支出乗数)



(2) 物価 (GDPデフレーター)



(3) 長期金利

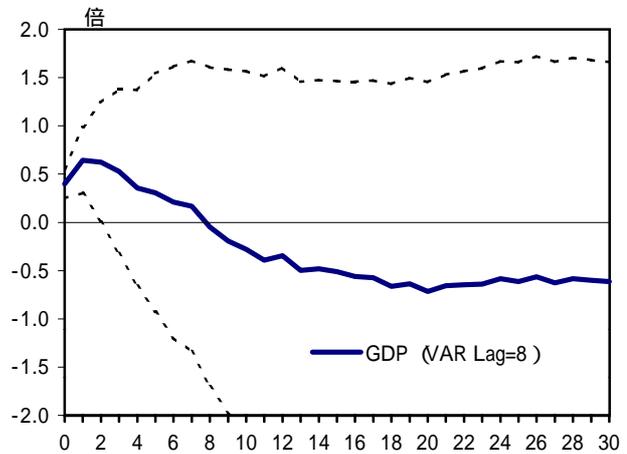
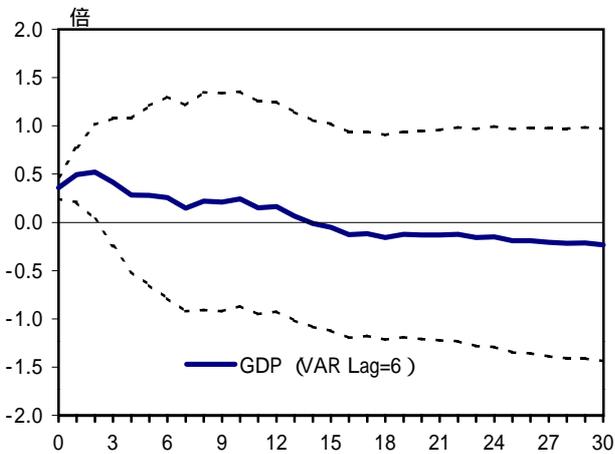


* 全て四半期ベース。

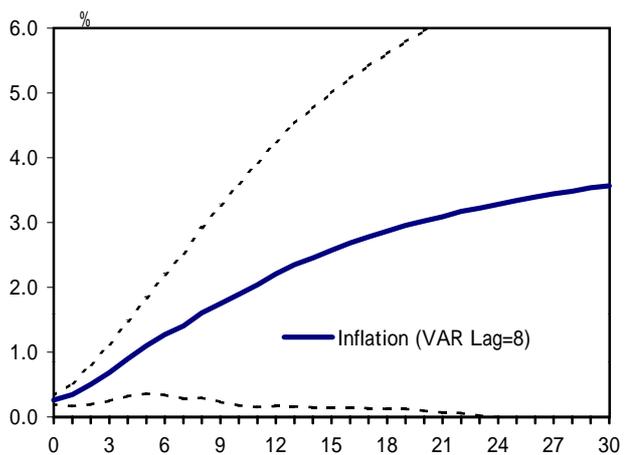
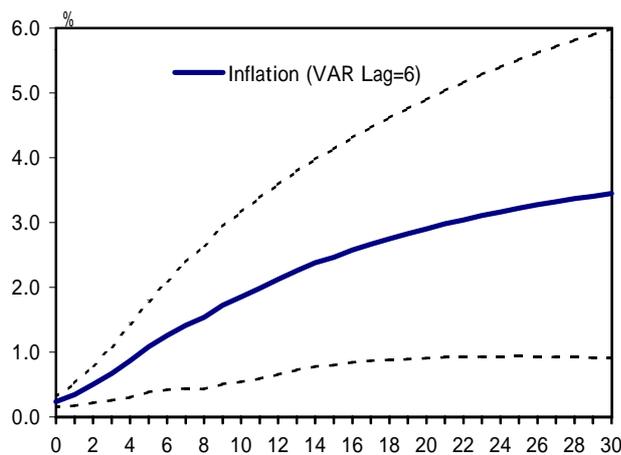
減税の 効果 (米国)

- 5変数構造VARによる推計 -

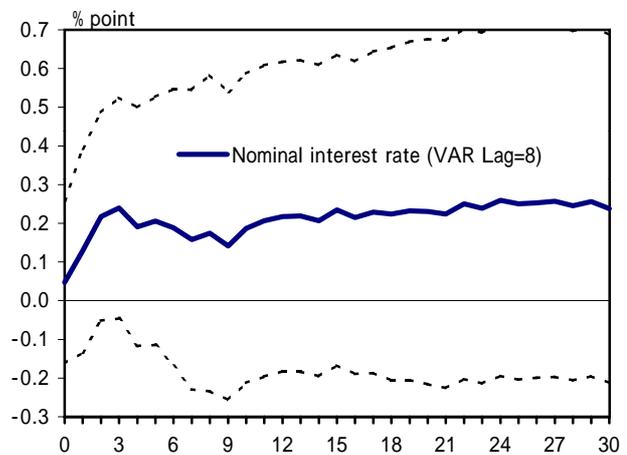
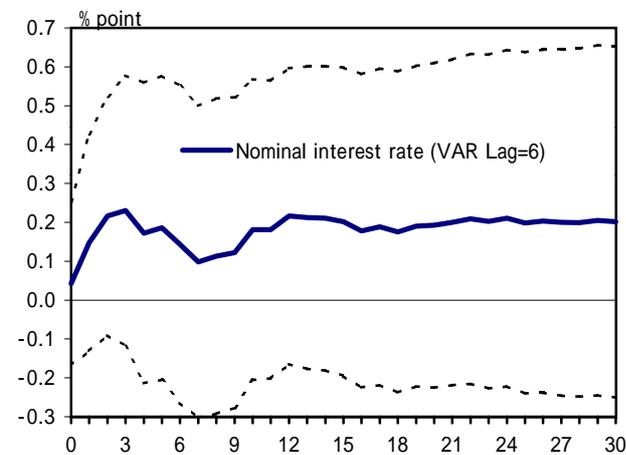
(1) 実質GDP (= 減税乗数)



(2) 物価 (GDPデフレーター)



(3) 長期金利

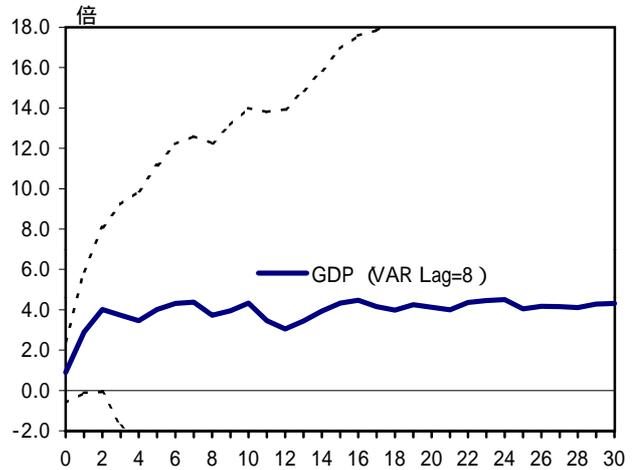
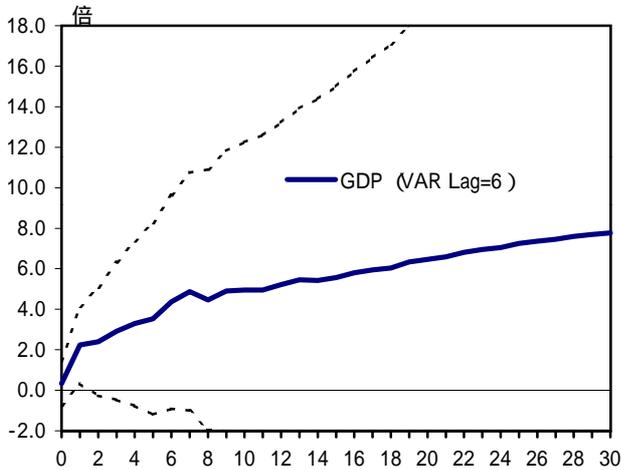


* 全て四半期ベース。

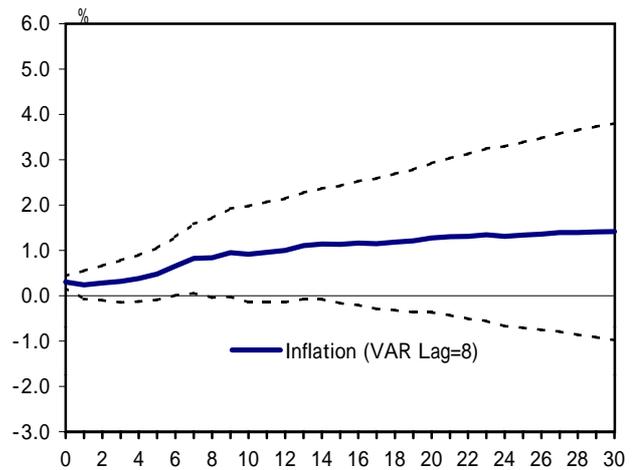
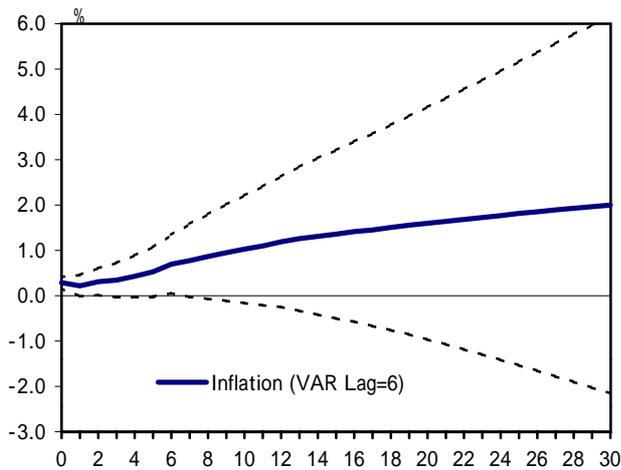
財政支出増額の 効果 (日本)

- 5変数構造VARによる推計 -

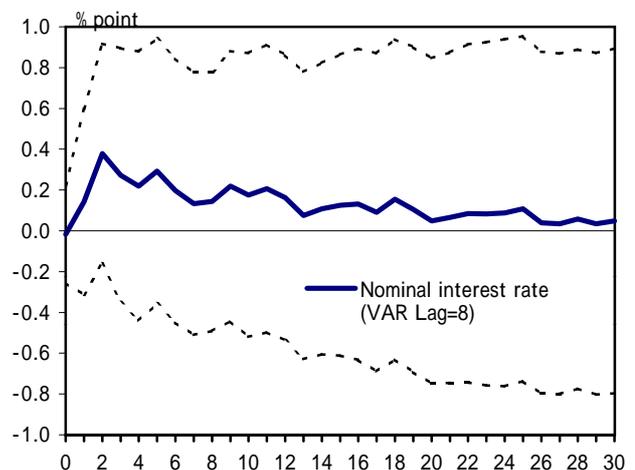
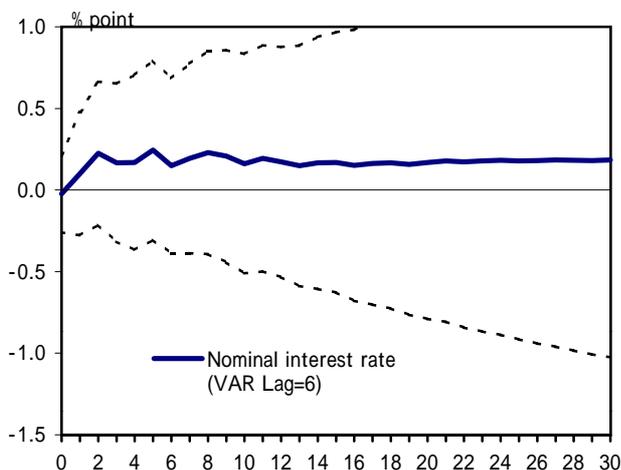
(1) 実質GDP (= 財政支出乗数)



(2) 物価 (GDPデフレーター)



(3) 長期金利

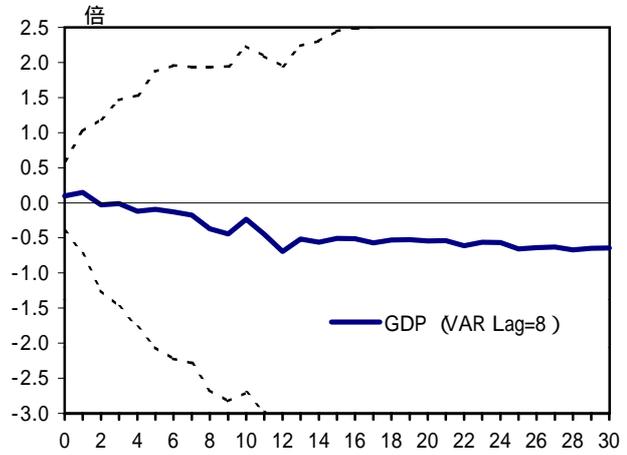
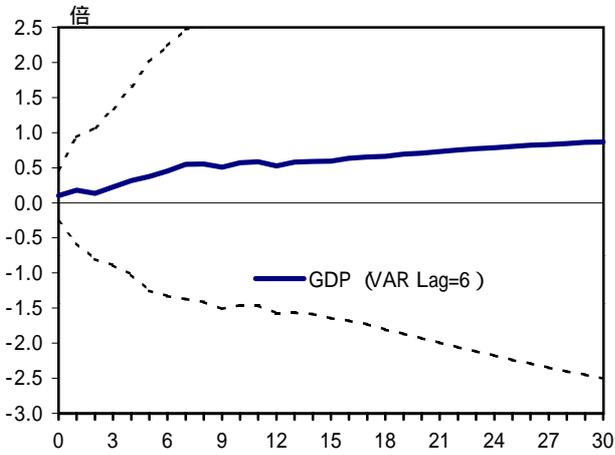


* 全て四半期ベース。

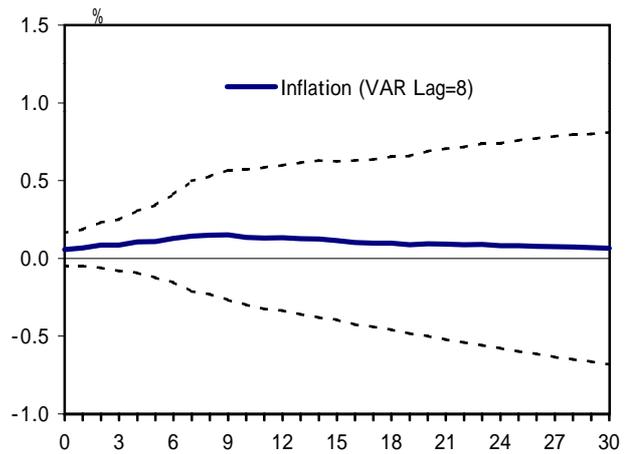
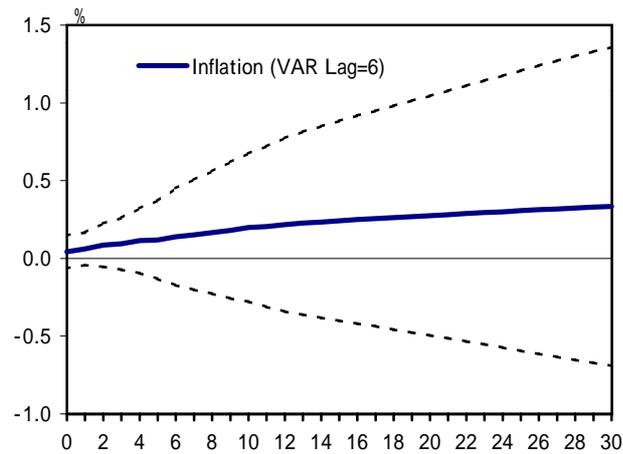
減税の 効果 (日本)

- 5変数構造VARによる推計 -

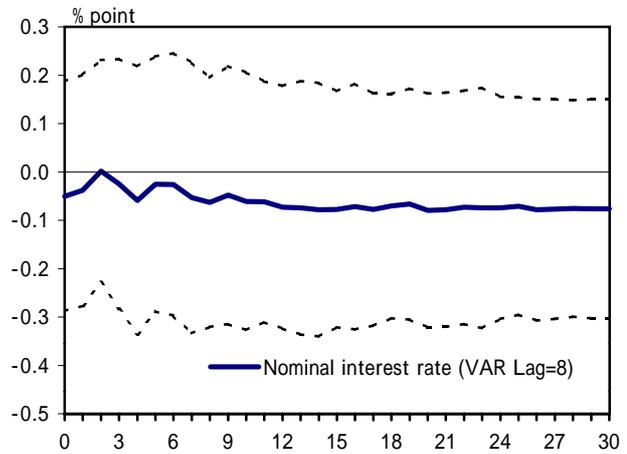
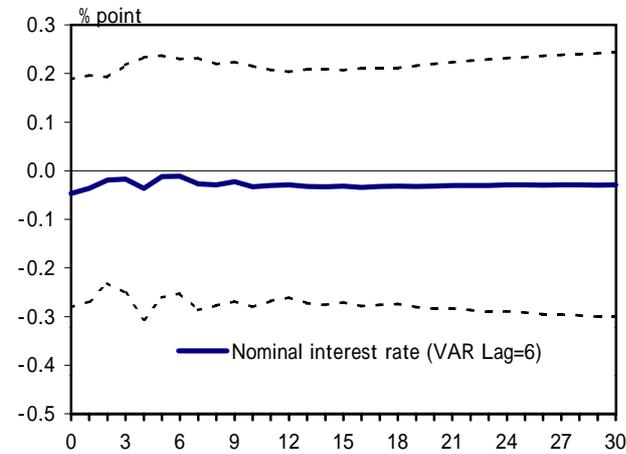
(1) 実質GDP (= 減税乗数)



(2) 物価 (GDPデフレーター)



(3) 長期金利

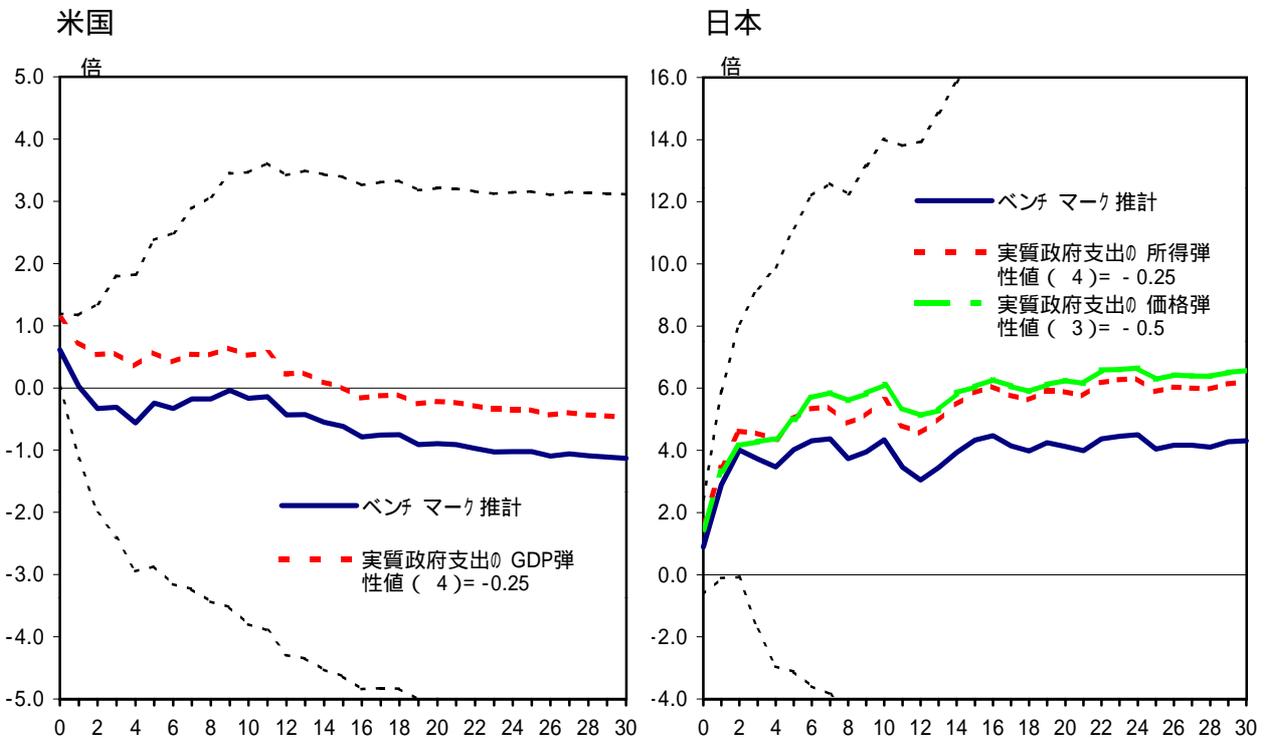


* 全て四半期ベース。

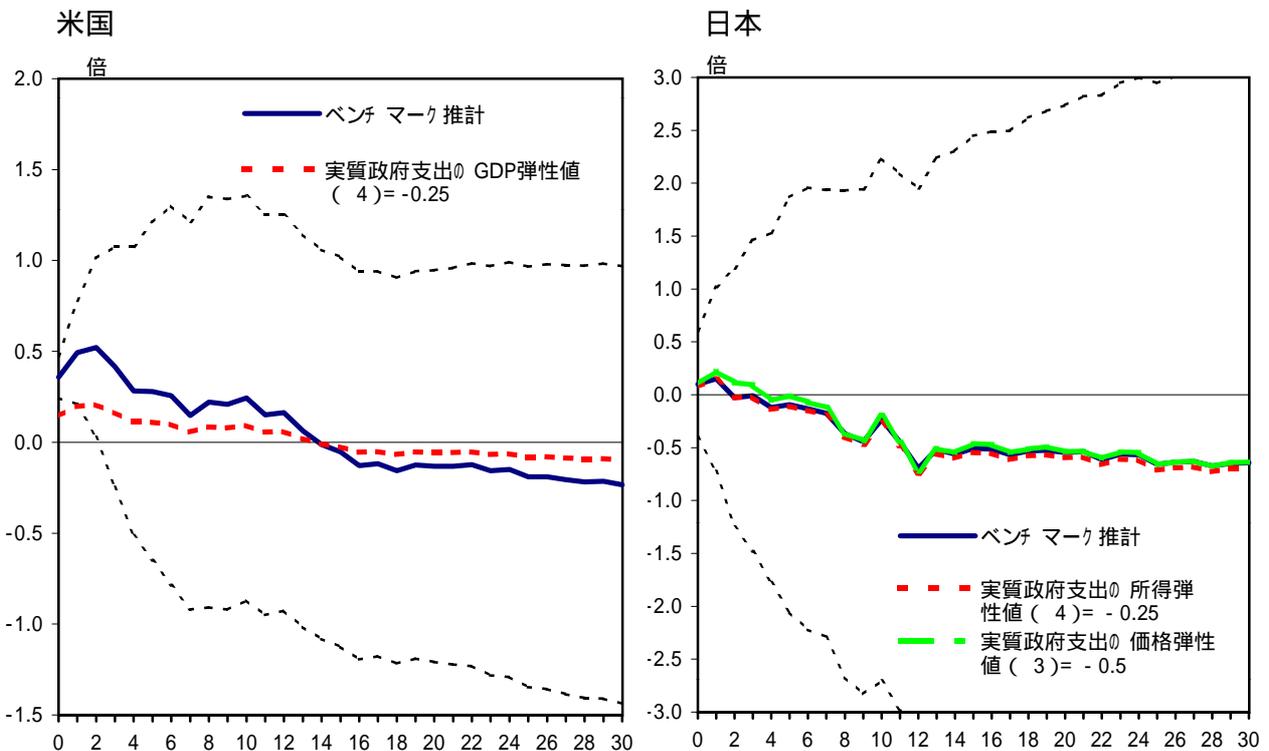
乗数推計の頑健性

- 5変数構造VARによる推計 -

(1) 財政支出乗数 (GDPの反応)



(2) 減税乗数 (GDPの反応)



* 点線はベンチマーク推計の±2標準誤差範囲。

EGTRRAの 主な 内容とスケジュール

改定内容	改定開始	改定完了	減税終了時期	実効期間 (年)
所得税率引き下げ	July. 1, 2001	Jan. 1, 2006	Dec. 31, 2010	5
10%税率適用枠の創設	Jan. 1, 2001	Jan. 1, 2001	Dec. 31, 2010	10
Child creditの増額	Jan. 1, 2001	Jan. 1, 2010	Dec. 31, 2010	1
共働家計支援				
標準控除枠拡大	Jan. 1, 2005	Jan. 1, 2009	Dec. 31, 2010	2
15%税率適用枠の拡大	Jan. 1, 2005	Jan. 1, 2008	Dec. 31, 2010	3
EITC拡張	Jan. 1, 2002	Jan. 1, 2008	Dec. 31, 2010	3
教育費支援				
教育支出控除の創設	Jan. 1, 2002	Jan. 1, 2004	Dec. 31, 2005	1
学生ローン控除の創設	Jan. 1, 2002	Jan. 1, 2002	Dec. 31, 2010	9
選択的最小課税 (AMT) 免除枠の拡大	Jan. 1, 2001	Jan. 1, 2001	Dec. 31, 2004	4
遺産相続税廃止	Jan. 1, 2002	Jan. 1, 2010	Dec. 31, 2010	1

出典: Gale, William and Samara Potter, (2002).

*シヤド一部分は、2001年第3四半期に 税収に対してシ ョック を与えたと考えられるもの。

EGTRRAによる税率変更

2000	15%	15%*	28.0%	31.0%	36.0%	39.6%	
2001	\$12,000 (単身世帯は \$6,000) までは 10%。これを越える部分には 15%。	15%					
2002			27.0%	30.0%	35.0%	38.6%	
2003							
2004			26.0%	29.0%	34.0%	37.6%	
2005							
2006							
2007							
2008	適用所得上限を \$7,000 から \$14,000 に引き上げ		25.0%	28.0%	33.0%	35.0%	
2009			Jobs & Growth planでは、この税率を2003年1月に遡って適用することが提案された。				
2010							

出典: Burman, Len et al., (2002)

* 2000年時点で部分的に 15% を上回る税率を課されている既婚世帯を対象に適用枠を拡大。