



Title	制度情報を用いた財政乗数の計測
Author(s)	渡辺, 努; 藪, 友良; 伊藤, 新
Citation	
Issue Date	2008-10-17
Type	Technical Report
Text Version	publisher
URL	<a href="http://hdl.handle.net/10086/16306">http://hdl.handle.net/10086/16306</a>
Right	

*JSPS Grants-in-Aid for Creative Scientific Research*  
*Understanding Inflation Dynamics of the Japanese Economy*  
*Working Paper Series No.28*

## 制度情報を用いた財政乗数の計測

渡辺努  
藪友良  
伊藤新

October 17, 2008

Research Center for Price Dynamics  
Institute of Economic Research, Hitotsubashi University  
Naka 2-1, Kunitachi-city, Tokyo 186-8603, JAPAN  
Tel/Fax: +81-42-580-9138  
E-mail: [sousei-sec@ier.hit-u.ac.jp](mailto:sousei-sec@ier.hit-u.ac.jp)  
<http://www.ier.hit-u.ac.jp/~ifd/>

# 制度情報を用いた財政乗数の計測

渡辺努  
一橋大学

藪友良  
筑波大学

伊藤新  
一橋大学

2008年10月16日

本稿では、政府税収の四半期データと四半期での税収の産出量弾性値を作成した上で、それを用いて構造 VAR モデルを推計し日本の財政乗数を計測する。分析の結果、財政乗数は 1980 年代半ば以降、顕著に低下していることが確認された。すなわち、バブル前 (1965-86 年) の期間は、政府支出や税へのショックが産出量に有意な影響を及ぼしていたが、それ以降 (1987-2004 年) はほとんど影響を及ぼしていない。ただし、1980 年代以降の財政乗数の低下は米英などでも観察されており、必ずしも日本に固有の現象ではない。

JEL Classification Numbers: E62

Keywords: 財政政策, 構造 VAR (structural vector autoregression), 制度情報, 財政乗数

## 1 はじめに

財政乗数は低下したのか。低下したとすればそれはなぜか。これらは、バブル崩壊以降、財政をめぐる重要な論点であった。しかし現時点でもコンセンサスが得られているとは言いがたい。例えば、井堀・中里・川出 (2002) などは 1990 年代に財政乗数が低下したと主張している一方、堀・伊藤 (2002) は、1990 年代に財政乗数が低下したという証拠は見当たらないとしている。

財政乗数の計測はなぜそれほどまでに難しいのか。それは「同時性の問題」ゆえである。ある年に政府が減税を行いそれが GDP を増加させたとする。この「税収→GDP」の効果の大きさを表すのが財政乗数である。しかしここで厄介なのは、政府が減税するにはそれなりの理由があるということである。例えば今年の春先の GDP が低下し政府はそれが望ましくないと考えて補正予算を組み減税に踏み切ったのかもしれない。そうだとすると、GDP と税収の間には「GDP→税収」という関係も存在する。これは政府の政策反応関数とよばれるものである。この年の税収と GDP として観察される値には「税収→GDP」という因果と「GDP→税収」という因果の両方が混ざり合って反映されている。そこから「税収→GDP」という因果だけを抽出することは容易ではない。これが同時性の問題である。

この問題はどうすれば解決できるだろうか。Blanchard and Perotti (2002) の結論は単純明快である。時間のスケールをできるだけ短くすればよいのである。例えば、1 年という時間の長さでは、「税収→GDP」と

いう因果と「GDP→税収」という因果の両方が混ざり合ってしまう。しかし例えば 1 ヶ月の GDP や税収の統計が存在するとすれば、その 1 ヶ月の間では両方の因果が混じり合う心配はほとんどない。ある月の月初に GDP が低下したとしてもそれに対してその月のうちに減税するという行動を政府がとることはない。減税しようとするれば予算を国会で審議しなければならずそれには 1 ヶ月以上の時間がかかるからである。

ただし予算審議を経ずに月初の GDP の低下がその月の税収に影響を及ぼすことがないとも言いきれない。例えば、月初の GDP の低下が法人や個人のその月の所得を減少させ、それが直ちに支払い税額を減らすということがあり得る。財政の自動安定化機能 (built-in stabilizer) である。しかし法人や個人の支払う税が所得に応じてどのように変化するかは税法に明記されているから、法律を丹念に読みさえすれば、この意味での (built-in stabilizer 的な) 「GDP→税収」の因果については知ることができる。Blanchard and Perotti (2002) は、このようにして、短い時間スケールの統計と財政関連の法律があればそれを武器に 2 つの因果を分離することが可能であるということを示すと同時に、実際にそのための手順を構築した<sup>1</sup>。

Blanchard and Perotti (2002) が開発したこの便利な手法を使えば日本の財政乗数もたちどころに計測できるように見える。実際、これまでに何人かの研究者

<sup>1</sup> 法律など財政の制度情報を利用して財政乗数を計測する試みではイベント・スタディー的な手法が用いられることもある。例えば、Watanabe et al (2001) は 1975 年以降の所得税 (個人住民税を含む)、社会保険料、消費税について行われた税制改革の事例を漏れなく収集し租税政策の個人消費へ及ぼす効果を計測している。

がそうした試みを行った。Kuttner and Posen (2001, 2002) がその先駆であり、彼らは 90 年代の財政乗数が低下したのではないかという問いにこの手法で答えようとした。また、加藤 (2003) も同様の試みを行っている。しかしこれらの研究には著者たちも認めている致命的な欠点がある。まず Kuttner and Posen (2001, 2002) は年次データを用いている。日本は補正予算を迅速に組むことのできる国であり、このため年次では同時性の問題が存在する。

年次データでは同時性の問題をクリアできないことは Blanchard and Perotti (2002) も強く認識しており、そのため彼らは米国について四半期データを用いている。しかし日本の税収の四半期データは年次データに対して単純な補間を施して作成されたものであり信頼性に欠ける。そのため Kuttner and Posen (2001, 2002) はわが国の四半期データの使用を諦め年次データを用いているのである。一方、加藤 (2003) はわが国の四半期データの問題点を認識し、税収について少なくとも国税分は税務統計を用いることにより改善を図っている。しかし、built-in-stabilizer によって生じる税収と産出量の関係については、本来は両者の間の四半期の弾性値を用いるべきであるが、年間の弾性値で代用するという簡便法にとどめている。

本稿では、これらの問題を解決するために、まず四半期の税収を正確に計測するという作業を行う。具体的には、財務省と総務省が公表する月次ベースの税務統計を活用することにより、補間に頼ることなく、四半期の税収データを作成する。次に、built-in-stabilizer の大きさを正確に把握するため、四半期ベースの税収の産出量弾性値を計測する。税制の制度情報を丹念に調べあげ税の徴収ラグに細心の注意を払いながら算出する。これらの準備作業を経て最後に Blanchard and Perotti (2002) の方法により構造 VAR を推計し財政乗数を計測する。

本稿の構成は以下のとおりである。第 2 節は実証方法を説明する。第 3 節は実証分析で使用するデータについて説明する。第 4 節は実証結果の報告と議論をおこなう。第 5 節は結論である。

## 2 分析方法

### 2.1 制度情報を活用した識別法

この小節では VAR モデルを用いて財政政策ショックを識別するための方策について述べる。財政政策ショックの識別における標準的なアプローチは Blanchard and Perotti (2002) が考案した財政政策に関する制度情報を利用した識別制約である。彼らの識別の仕方には 2 つの特徴がある。

そのひとつは彼らが財政政策の運営にみられる決定ラグに着眼して政府の裁量的な行動を識別している点である。経済に予期せぬ変動が生じてから政府がそれに対する政策を実施するまでには時間がかかる。たとえば税制を変更したり財政支出を新たに増やしたりしたいときには税法の改正や予算の補正が必要になる。法律案や予算案が議会に提出されたあと最終的に可決に至るまでには時間を要する。彼らはそうした実際の政策運営に見られる特徴から決定ラグは少なくとも 1 四半期以上あるところに着目し、四半期データを使う限りは経済の予期せぬ変動と政府のそれに対する裁量的な行動は同時点で相関しないはずであると考えた。この識別制約は年次データを使うときには効力を失ってしまう。1 年というタイムスパンがあれば政府は経済に起こる予期せぬ変動にある程度対応できてしまうからである。四半期データを使うことで識別をおこなうときに政府の裁量的な行動をいっさい考慮しないで済む。

もうひとつの特徴は彼らが財政支出の中味や税とか社会保険の制度内容を注意深く吟味して経済変動に伴う歳出入の自動的な変動を抽出していることである。政府支出には国会の審議を経たり法律の改正をおこなったりせずに経済変動に伴い自動的に変動する仕組みが制度上設置されていないことから、彼らは政府支出に自動安定化機能は存在しないとみなした。一方で税や社会保障負担や社会保障給付のなかには経済変動に部分的に左右される項目がある。彼らは制度情報を利用して税や社会保障負担や社会保障給付の産出量弾性値を算出し、それを使って税や社会保障負担や社会保障給付のなかから自動安定化機能に該当する成分を抽出している。自動安定化機能の抽出に成功するかどうかは四半期ベースの税や社会保障負担や社会保障給付の産出量弾性値をいかに丁寧に作成するかにかかっている<sup>2</sup>。

<sup>2</sup>Caldara and Kamps (2008) はアメリカのデータを使って実質 GDP の衝撃反応 (impact response)、すなわちショック発生時点における反応が税収の産出量弾性値の大きさにずいぶんと左右されることを示している。彼らは税ショック効果の計測には洗練された手法を用いて算出された税収の産出量弾性値を使用することが必

## 2.2 VAR モデル

この小節では実証分析で使用する VAR モデルについて述べる。実証分析で使用されるモデルは産出量と政府支出と政府税収の 3 変数からなる。すべての変数は 1 人あたり実質額の対数値で表される。これと同じモデルは Blanchard and Perotti (2002) や Kuttner and Posen (2001, 2002) で使用されている。3 変数モデルを選択したひとつの理由は推計されるパラメーターの数をできるだけ少なくするためである。誘導型 VAR を推計するとき内生変数のラグ値にかかるパラメーターが四半期ごとに異なる（これを quarter dependence と呼ぶ）ことを考慮している。このときモデルに含まれる内生変数の数が多くなればなるほど推計しなければならないパラメーターの数が増えてゆき自由度の大幅な低下を招く。

具体的には次の誘導型 VAR を推計する。記述の簡単化のため定数項やタイムトレンドなどは省いている。

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

$X_t$  は内生変数ベクトルを表し  $X_t = [t_t, g_t, y_t]'$  である。 $t_t$  は 1 人あたり実質政府税収の対数値、 $g_t$  は 1 人あたり実質政府支出の対数値、 $y_t$  は 1 人あたり産出量の対数値を表す。 $U_t$  は誘導型残差ベクトルを表し  $U_t = [u_t^t, u_t^g, u_t^y]'$  である。誘導型残差は過去の情報からでは説明されない予期せざるショックを表す。 $A(L, q)$  は 4 次多項式ラグのパラメーター行列であり、quarter dependence が考慮されている<sup>3</sup>。誘導型残差は政府税収、政府支出、産出量それぞれの方程式ごとに OLS 回帰をおこなうことで得られる。

**財政政策ショックの識別** 誘導型ショックは構造ショックの線形結合で表される。一般性を失うことなしにそれぞれの誘導型ショックは次のように書き表すことができる。

$$u_t^t = \alpha_1 u_t^y + \alpha_2 v_t^g + v_t^t \quad (2)$$

$$u_t^g = \beta_1 u_t^y + \beta_2 v_t^t + v_t^g \quad (3)$$

$$u_t^y = \gamma_1 u_t^t + \gamma_2 u_t^g + v_t^y \quad (4)$$

ここで、 $v_t^t, v_t^g, v_t^y$  はそれぞれ政府税収、政府支出、産出量に固有のショックを表し構造ショックと呼ばれる。構造ショックは相互に無相関である。 $v_t^t$  と  $v_t^g$  が財政政策ショックと呼ばれ、前者は税ショック、後者は支出要であると指摘している。

<sup>3</sup>(1) 式における具体的な回帰式は次のように書ける。

$$X_t = A(L)X_{t-1} + A_1(L)q_1X_{t-1} + A_2(L)q_2X_{t-1} + A_3(L)q_3X_{t-1} + U_t. \quad \text{ここで、} q_k \ (k = 1, 2, 3) \text{ は第 } k \text{ 四半期に 1 をとりその他の四半期にはゼロをとるダミー変数を表す。}$$

ショックである。(2) 式は政府税収の予期せざるショックが産出量の予期せざるショックと 2 つの構造ショック（支出ショックと税ショック）の線形結合として特徴付けられることを示している。(3) 式は政府支出の予期せざるショックが産出量の予期せざるショックと 2 つの構造ショック（税ショックと支出ショック）の線形結合で構成されることを示している。そして (4) 式は産出量の予期せざるショックが税収の予期せざるショックと政府支出の予期せざるショックと産出量の構造ショックからなることを示している。このシステムで推定可能なパラメーターの数は 6 つあるうちの 3 つである<sup>4</sup>。

$\alpha_1$  と  $\beta_1$  には産出量の変動に対し税や支出が自動的に変動する要因（自動安定化機能）と産出量の変動に対し政府が税や支出を動かす裁量的な要因の 2 つが含まれている。産出量の変動に対して、政府支出は自動的に裁量的にも、同時点では反応できないので、 $\beta_1 = 0$  となる。産出量の変動と税収の変動は同時点で相関し、それは自動安定化機能のみである。 $\alpha_1$  は税収の産出量弾力性を表しており、これは制度情報を調べることにより推計できる。

次に  $\gamma_1$  と  $\gamma_2$  である。 $\beta_1 = 0$  であるから  $u_t^g$  と  $v_t^y$  は相関しない。一方、 $\alpha_1$  はゼロよりも大きいので  $u_t^t$  と  $v_t^y$  は相関する。このとき  $u_t^y$  を  $u_t^t$  と  $u_t^g$  で回帰したとき  $\gamma_1$  や  $\gamma_2$  の OLS 推定量は一般性を満たさない。一致推定量を得るための一般的な方法は操作変数の使用である。税の誘導型ショックと支出の誘導型ショックから景気変動成分を取り除いた  $u_t^{gca}$  と  $u_t^{tca}$  の 2 つを操作変数として使う。それらは次のように定義される。

$$u_t^{tca} \equiv u_t^t - \alpha_1 u_t^y = \alpha_2 v_t^g + v_t^t \quad (5)$$

$$u_t^{gca} \equiv u_t^g - \beta_1 u_t^y = \beta_2 v_t^t + v_t^g \quad (6)$$

ここで  $\beta_1 = 0$  なので  $u_t^{gca} = u_t^g$  となる。 $u_t^{tca}$  と  $u_t^{gca}$  は景気変動成分が除去されているので  $v_t^y$  と相関しない。一方で  $u_t^{tca}$  と  $u_t^{gca}$  はともに  $u_t^t$  と相関している。 $u_t^{tca}$  と  $u_t^{gca}$  は操作変数としての 2 つの要件：(1) 操作変数は誤差項と相関しない、(2) 操作変数は説明変数と相関する、をともに満たしている。よって、 $\gamma_1$  と  $\gamma_2$  は操作変数法により推定できる。

最後に  $\alpha_2$  と  $\beta_2$  である。いま支出ショックのほうが税ショックより先に発生すると仮定する。このとき  $\beta_2 = 0$  なので (6) 式より  $u_t^{gca} = v_t^g$  となる。よって (5) 式より

$$u_t^{tca} = \alpha_2 u_t^{gca} + v_t^t \quad (7)$$

を得る。 $u_t^{tca}$  を  $u_t^{gca}$  で OLS 回帰することにより  $\alpha_2$  が得られる。税ショックのほうが支出ショックより先

<sup>4</sup>(2)-(4) 式のシステムは推定可能なパラメーターの数が  $(n^2 - n)/2$  ( $n$  は VAR 推計で使用する変数の数を表す) 以下であるという次数条件 (order condition) を満たさなければならない。

に発生する、すなわち  $\alpha_2 = 0$  のときには  $u_t^{gca}$  を  $u_t^{tca}$  で OLS 回帰することにより  $\beta_2$  が得られる。のちに明らかとなるが、 $u_t^{tca}$  と  $u_t^{gca}$  の同時点における相関は高くない。そのためショックの発生順序はそれほど大きな問題ではない。実証分析では税ショックがまず先に発生する、すなわち  $\alpha_2 = 0$  のもとで税ショックの動学的反応を計測する。支出ショックがまず先に生じる、すなわち  $\beta_2 = 0$  のもとで支出ショックの動学的反応を計測する。

**インパルス応答** 同時点における構造パラメーターの識別がされると財政政策ショックに対する産出量や財政政策変数の動学的反応を計測できる。誘導型 VAR の推計で quarter dependence を考慮しているため財政政策ショックに対する産出量の動学的反応がショックの発生する四半期により異なる可能性がある。しかし、インパルス応答の総体的な特徴を把握するには平均的なインパルス応答に着目すれば十分である。平均的なインパルス応答は次の手順により作成する。まず quarter dependence が考慮された誘導型残差を使用して同時点における構造パラメーター ( $\alpha_2, \beta_2, \gamma_1, \gamma_2$ ) を推計する。次に quarter dependence が考慮されない誘導型 VAR を推定して  $\alpha_1$  の平均値と先に推計された構造パラメーターを使ってインパルス応答を計測する。つまり、平均的なインパルス応答によって動学的反応を考える。

## 2.3 税収の産出量弾力性

年次ベースの税収の産出量弾力性（または税収弾力性値）を計測した研究は数多く存在するが（例えば、Giorno et al (1995), 西崎・水田・足立 (1998), 西崎・中川 (2000), Van den Noord (2002)), 日本における四半期ベースの税収弾力性値を算出した研究は我々の知るかぎり見当たらない。そこで年次ベースの税収弾力性値の算出に採用されている手法に倣い四半期ベースの税収弾力性値を作成する。税収弾力性値は2つの要因に分解される。第1の要因は課税ベースの産出量弾力性である。これは課税ベースを産出量で OLS 回帰することにより得られる。第2の要因は税収の課税ベース弾力性である。これは税の制度情報を利用して算出される。年次ベースの税収弾力性値と四半期ベースの税収弾力性値が同じである必然性はまったくなく、むしろ両者は異なると思うほうがより自然である。両者に違いをもたらすひとつの要因は課税ベースの産出量弾力性が四半期ベースと年次ベースとで異なることである。

もうひとつ重要な要因は税の徴収ラグの存在により税収の課税ベース弾力性が四半期ベースと年次ベース

とで異なることである。例えば、申告所得税を考える。申告所得税の納税義務者は課税期間である1暦年中（これを  $t$  年と表す）に稼いだ所得に対して課せられる所得税から  $t$  年の7月と11月にあらかじめ税務署へ納付しておいた予定納税額（前年の所得をもとに算出される予定納税基準額の2/3の金額）を除いた残りの金額を翌年の第1四半期（2-3月の確定申告）に税務署へ納めなければならない。 $t$  年度の申告所得税は  $t$  年の第2四半期から  $(t+1)$  年の第1四半期までの1年間に納付された税額の総計となる。

いま  $t$  年の第3四半期に一時的に所得の予期せぬ増加が起きたとする。この増加の影響が実際に税収に現れてくるのは  $(t+1)$  年の第1四半期の納税時である。時間単位が1年であるとき課税ベースの変動とそれに伴う税収の変動は同時点（1年度内）で完全に1対1の関係が成立する。税法で定められた税収の課税ベース弾力性が  $\tau$  であるとしたら年次ベースにおける税収の課税ベース弾力性は  $\tau$  となる。

一方で時間単位が1四半期であるとき、課税ベースの変動とそれに伴う税収の変動は同時点（1四半期内）ではいっさい無関係である。 $t$  年の第3四半期の税収変動にはその期に発生した予期せぬ所得変動の影響はいっさい現れない。 $(t+1)$  年の第1四半期の税収変動は同時点の所得変動によるものではない。要するに四半期ベースにおける税収の課税ベース弾力性はゼロである。このように  $t$  年度における税収の課税ベース弾力性値が  $\tau$  であるからといって、年度中の四半期、つまり  $t$  年の第2四半期から  $(t+1)$  年の第1四半期までの税収の課税ベース弾力性値もまた  $\tau$  であるとはかぎらない。この例は税の徴収ラグが存在するとき四半期ベースと年次ベースとで税収の課税ベース弾力性がまったく異なることを示唆する好例である<sup>5</sup>。税法に記載されている税の納付期限の情報を丹念に調べあげ税収の

<sup>5</sup>Perotti (2004) はアメリカ、イギリス、オーストラリア、カナダ、ドイツの5カ国について四半期ベースの税収弾力性値を算出している。彼は源泉所得税の税収弾力性値を算出するときに税法で定められた制度上の税収の課税ベース弾力性値をそのまま使用している。しかし、カナダやドイツにおける源泉徴収制度（多数の人を雇う企業を対象）では納税義務者は徴収した所得税を翌月に税徴収部局へ納付する仕組みになっている（Committee on Fiscal Affairs (2007), Table 13）。その場合、課税ベースの変動とそれに伴う税収変動の間には常に1ヶ月のずれが生じる。したがって、四半期ベースの課税ベース弾力性は税法上の課税ベース弾力性より必ず小さくなるはずである。その意味で Perotti (2004) はカナダやドイツにおける源泉所得税の税収弾力性値を過大推計している。一方、アメリカにおける源泉徴収制度（多数の人を雇う企業を対象）では納税義務者は徴収した所得税を3営業日後に税徴収部局へ納付する仕組みとなっている。またオーストラリアにおける源泉徴収制度（多数の人を雇う企業を対象）では納税義務者は徴収した所得税を9日以内に税徴収部局へ納付する仕組みとなっている（Committee on Fiscal Affairs (2007), Table 13）。この場合には税の収納ラグはほとんどないと言ってよく、それらの国々における税収弾力性値は過大推計されていない。

課税ベース弾力性を算出する<sup>6</sup>。

### 3 データ

**使用する変数** 実証分析で使用する変数は実質 GDP、政府支出、政府税収であり、いずれも季節調整済の 1 人あたり実質値である。サンプルは 1965:Q1-2004:Q4 である。政府支出は一般政府の政府消費と政府投資の和として定義される<sup>7</sup>。政府支出と政府税収の実質値の算出には 2000 年基準 GDP デフレーターを用いる。実質 GDP、GDP デフレーター、政府支出のデータは国民所得勘定から入手する。総人口のデータは人口推計から得ている。

政府税収について述べておかなければならないいくつか重要な点がある。国民所得勘定には政府税収の四半期計数が報告されているが、68SNA では市町村税の四半期データが年度決算額を 4 等分して作成されていた<sup>8</sup>。市町村税の政府税収に占める割合は約 20% であり、無視できる規模ではない。もし仮にそうした方法で補間された四半期データを使用したりすれば、推計された税ショックが示唆する情報の質は良くない。これは税ショックの動学的反応を計測するうえでは致命的である。その意味で国民所得勘定の税収データは我々の実証分析には不適切である。しかし、その問題は 68SNA から 93SNA への移行にともなって大幅に改善された。作成部局は総務省から市町村税の税務統計を提供してもらい、それをもとに税収データを作成している。ただ、この方式が適用されているのは 1980 年以降のデータである。国民所得勘定のデータはサンプル数が少なく依然として我々の実証分析には不向きである。

これに対して、税務統計では月次ベースで税目別の収入額を知ることができ月次データを使って四半期データを作成できる。この点で税務統計は税の構造ショックの抽出に適している。国税と都道府県税のデータは財務省と総務省が公表する税務統計から入手する。しかし、市町村税には月次ベースの税務統計が存在しない<sup>9</sup>。しかし、市町村税のなかには都道府県税に分類さ

<sup>6</sup> 税収弾力性の具体的な作成方法については付録 A を参照。

<sup>7</sup> 93SNA 以降、一般政府総固定資本形成の季節調整済系列が作成元より公表されていない。そこで X-12-ARIMA を用いて原系列の季節調整をおこなっている。

<sup>8</sup> 政府支出にも年度決算額を 4 等分して四半期データが作成されていた項目がなかにはあるが微少である（例えば、固定資本減耗）。政府支出の大部分を占める雇用者所得、中間消費、総固定資本形成は実績値や実態調査に基づく四半期パターンから作成されていた。

<sup>9</sup> 総務省は四半期ベースのデータを公表しているが、それは市町村のうち一部の主要都市だけを対象に作成されたデータである。すべての市町村を対象にしたデータは現在のところ年次ベースでしか公表されていない。

れる税と税率や納付先が異なる以外は課税ベースや納付期限がまったく同じタイプの税がある。それら税が持つ特有の特徴に注目すれば年度決算額を用いて市町村税の月次データが作成可能である。確かにそれは補間データであることに違いないが、税ショックの抽出に何ら悪影響を及ぼさない点を強調しておくことが大切である。こうして作成された政府税収データは実際の政府税収の 90% 強をカバーしている<sup>10</sup>。

図 1 は実証分析で使用するデータを描き出している。左の 2 つのパネルは 1 人あたり実質政府税収の対数値と 1 人あたり実質政府支出の対数値を示している。際立って目に付く特徴が 1 つある。第 1 次オイルショックの時期、とりわけ 1974 年の第 1 四半期に税収が一時的に突出して増加し、政府支出が一時的に減少している。図 2 は政府税収と政府支出の対 GDP 比率を報告している。政府税収は対 GDP 比で一時的に 3% も上昇している。このとき増税がおこなわれた事実はない。政府税収の一時的な突出が生じたのはインフレーションとブラケット・クリープの相乗作用により名目ベースの税収が顕著に増加したためだと推測される<sup>11,12</sup>。Asako, Ito and Sakamoto (1991) は事後的な税率変化のうちブラケット・クリープがどれくらい占めていたかを試算している。彼らは 1973 年度における税率変化 1.4% のうち 1.8% がブラケット・クリープであり、残りが税の制度改正であったと報告している。1974 年の第 2 四半期以降は税収が減少に転じている。これは給与所得者の税負担を軽減するため政府が 1974 年 3 月に所得税法を改正し 4 月から所得税減税（規模は初年度ベースで 1.4 兆円）を開始したためである。一方、政府支出の一時的な落ち込みの原因は判然としない。政府は 1973 年 12 月に物価安定策として公共事業支出や物件費の大規模な抑制を決定しているが、その影響を反映しているのかもしれない。

<sup>10</sup> 原系列を X-12-ARIMA を使って季節調整をおこなったあと GDP デフレーターで除して実質季節調整済系列を作成している。データの詳細な説明については付録 B を参照。なお、国民所得勘定における社会保障負担データや政府から家計への移転支出データの質に十分な自信が持てないため政府税収から家計への純移転支出を除いていない。政府から家計への純移転支出データの構築を含め政府純税収を用いた分析は今後取り組む計画である。

<sup>11</sup> 毎月勤労統計調査によると 1973 年の第 4 四半期における現金給与総額の増加率（対前年同期比）は 26.7% であり、過去 1 年間の平均上昇率（18.3%）をゆうに上回った。それに大きく寄与したのが賞与一時金である。第 1 次オイルショックなどに伴う物価上昇により家計の実質所得が減少するのを回避するため賞与一時金の大幅な増額がおこなわれた。1973 年における年末の賞与一時金の上昇率は戦後直後の一時期を除くともっとも高かった。名目所得の増加が翌期の源泉所得税の顕著な増加（対前年同期比で 42.3%）をもたらしたと考えられる。

<sup>12</sup> ブラケット・クリープとは経済成長またはインフレにより課税対象額の名目値が上昇することで、より高率のブラケット（課税対象額の区分）に移行し、結果的に対象税率が自動的に引き上げられることから生じる自然増収のことをいう。

図1の右の2つのパネルは1人あたり実質GDPの対数値と税収弾性値を描いている。税収弾性値について述べておくべき特徴が3つある。第1に税収弾性値は時間を通じて一定でなく1990年代前半まで下方トレンドの傾向が認められる。その後は0.15あたりを推移している。税収弾性値の平均値は0.17である。税収弾性値の作成方法はPerotti (2004)と基本的に同じであるため数値比較が可能である。アメリカの税収弾性値は1.85で5ヶ国のなかでもっとも大きく、イギリスの税収弾性値は0.76でもっとも小さい。日本の税収弾性値は海外の国と比べるとかなり小さい。財務省や内閣府が将来の税収予測をおこなうときにしばしば用いる年次ベースの税収弾性値は1.1である。四半期ベースの税収弾性値は年次ベースの税収弾性値のおよそ7分の1であり、両者の間には大きな開きがある。第2に税収弾性値は1970年代半ばに一時的に低下している。税収弾性値が小さい所得税や法人税のウェイトが上昇したこと、税収弾性値の大きい間接税、とりわけ納付期限が1ヵ月後の税からなるグループのウェイトが低下したためである。第3に税収弾性値は1980年代末に大きく低下している。これは1989年4月におこなわれた消費税導入に起因している。消費税の税収弾性値はほぼゼロに近い値をとる。一方で消費税導入に伴い廃止されたり規模が縮小されたりした間接税は税徴収のタイミングが1ヶ月から2ヶ月ずれるタイプの税であった。それらの税収弾性値は0.3-0.7である。新税導入を契機に税収弾性値が相対的に大きいグループのウェイトが低下した。

**定常性と定式化** 実証分析で使用する3つのマクロ経済変数の真のデータ生成過程を特定するのはなかなか容易ではない。実際に単位根検定をおこなってみたものの、すべての変数について単位根を持つという帰無仮説を有意に棄却できなかった。これは変数が非定常であることを意味していない。棄却できないということは変数が定常か非定常か判断できないということの意味している。そこでトレンドに関して2つの異なる仮定のもとで誘導型VARを推計する。第1の仮定はすべての変数がトレンドの周りで定常となることである。この仮定のもとではトレンド項を除去すると変数は定常となる(Trend-stationary process)。レベル推計(以後DTと呼ぶ)では確定的要素として定数項、トレンド、2次のトレンドの3つが含まれる。第2の仮定はすべての変数が単位根を持つプロセス(Stochastic trend)として特徴付けられることである。この仮定のもとでは1階の階差をとると変数は定常となる(Difference-stationary process)。階差推計(以後STと呼ぶ)では

確定的要素として定数項とトレンドが含まれる。両方の定式化において、第1次オイルショックの影響をダミー変数を使ってコントロールした。具体的には1973年第4四半期に1、その他の四半期はゼロをとるダミー変数を作成する。その4期ラグまでの変数が両方の定式化に含まれる。

**サンプル分割** 推計結果の安定性をみるため標本期間を全体のおよそ半分にあたる1987年前後で分割して推計をおこなう。1987年はバブル経済が発生した時期にあたる。以後、前期を1965:Q1-1986:Q4、後期を1987:Q1-2004:Q4とする。

財政政策効果の計測に関する最近の実証研究では世界の国々で1980年代前半に財政政策ショックの効果が著しく変化したことが報告されている(例えば、Perotti (2004), Bilbiie, Meier and Müller (2008))。Bilbiie, Meier and Müller (2008)は政策効果の低下をもたらす重要な要因として金融の自由化と金融政策のインフレに対する積極スタンス(monetary policy activism)の2つを挙げている。日本において金融の自由化が本格的に推進されるようになったのは1980年代半ばである(例えば、西村(2003), 日本銀行金融研究所(1995)を参照)。金融政策のインフレに対する積極スタンスが1980年代半ばに強まったことを示す研究はいくつか存在する。例えば、Jinushi, Kuroki and Miyao (2000)は1987:Q2に金融政策の政策反応関数に構造変化が起きており、インフレ率にかかる係数が有意に上昇していると報告している。さらに急激な為替レートの増価などマクロ経済環境が変化したのもやはり1980年代半ばである。サンプルの分岐点は政策効果の変化と重大な関連性を持つ経済を取り巻く環境や金融政策運営に構造変化が起こった可能性のある時期にも近い。

## 4 分析結果

この節では実証結果を報告する。まず同時点における係数の推計結果を報告する。次に推計された財政政策ショックの特徴について述べる。そのあと財政政策ショックに対する主要な変数の動学的反応について報告する。

### 4.1 同時点係数の推計値

表1は(2)-(4)式における同時点係数の推計結果を報告している。最初の4列はレベル推計、残りの4列は階差推計の結果を示す。 $\alpha_2$  ( $\beta_2$ )は $\beta_2 = 0$  ( $\alpha_2 = 0$ )



として推定した結果を載せている。前期のレベル推計以外は quarter dependence はないとする帰無仮説を 5%有意水準で棄却できない。前期のレベル推計をおこなうときにだけ quarter dependence を考慮している。推計結果の解釈をしやすいよう表中の数値はすべて変化額（ある変数が 1 万円変化したときの他の変数の変化額）で表示されている<sup>13</sup>。ここには重要な結果が 3 つある。

第 1 に、政府支出の同時点における実質 GDP への影響を表す  $\gamma_2$  の符号は推計期間や定式化にかかわらず常に予想されるとおりプラスになっており、点推計値は 5%有意水準で統計的に有意である（ただし、後期における ST では 10%有意水準）。前期における DT では政府支出に 1 万円のプラスショックが発生すると実質 GDP は 1 四半期に 0.95 万円増加する。ST では政府支出に 1 万円のプラスショックが起こると 1 四半期に実質 GDP は 0.75 万円増加する。一方、後期における DT では政府支出に 1 単位のプラスショックが発生すると同時点で実質 GDP は 0.73 万円増加する。前期のときと比べて支出ショックの実質 GDP への影響は低下している。ST でも実質 GDP への影響は低下している。

第 2 に、政府税収の同時点における実質 GDP への影響は政府支出の実質 GDP への影響より小さい。前期における DT では実質 GDP への影響を表す  $\gamma_1$  の符号は予想されるとおりマイナスになっており、点推定値は 10%有意水準で統計的に有意である。政府税収に 1 万円のマイナスショックが発生すると 1 四半期に実質 GDP は 0.56 万円増加する。税ショック効果は支出ショック効果の 60%程度である。DT と違って ST では税ショックの実質 GDP への影響は有意でない。つまり、実質 GDP への影響度は定式化により異なる。後期では税ショックに対して実質 GDP は同時点でほとんど反応しなくなっており、これは前期と極めて対照的である。

第 3 に、税収の景気変動調整済の誘導型残差と支出の誘導型残差との相関が非常に低いため、 $\alpha_2$  と  $\beta_2$  の点推計値は推計期間や定式化にかかわらず小さく、統計的に有意にゼロと異なる。この結果は支出ショックと税ショックのいずれが先に発生するかという順番選択はインパルス応答にほとんど影響を及ぼさないことを示唆している。

<sup>13</sup>例えば、政策変数  $\Delta z$  の変化額に対する実質 GDP の変化額  $\Delta y$  は  $\Delta z \times \hat{\gamma}_i / (\bar{z}/\bar{y})$  により算出される。 $\hat{\gamma}_i$  ( $i = 1, 2$ ) は推計値、 $(\bar{z}/\bar{y})$  は政策変数の対 GDP 比率の平均値を表す。

## 4.2 識別された財政政策ショック

図 3 はすべてのサンプルを用いて DT の定式化のもとで推計したときに得られる 2 つの構造ショックを描き出している。上のパネルは支出ショック、下のパネルは税ショックを表す。政策ショックの解釈をしやすいよう支出ショックと税ショックに支出と税収の対 GDP 比の平均値をそれぞれ乗じ、それらを税収や支出の変化額の対 GDP 比で表示している。ここに図示していないが、DT の定式化のもとで推計された財政政策ショックに見られる特徴は ST における財政政策ショックにも同様に見られる。

**支出ショック** 支出ショックの源泉は政府消費か政府投資のどちらかしかなく、しかも政府支出の四半期における頻繁な変動を左右するのは主に政府投資である。政府が政府投資をどうコントロールしようとしたかに着目すれば支出ショックと政府の支出行動とを突き合わせる程度可能である。

推計された支出ショックは過去に見られたいくつか特徴的な政府の行動事例を実に的確に捕捉している。第 1 の事例は 1973:Q1 におけるプラスショックとそのあとのマイナスショックの発生である。田中角栄内閣は 1972 年 11 月に国際収支黒字の縮小と社会資本整備の目的を遂げるため予算の補正をおこない公共事業増大など追加的な財政措置を講じた。しかし、1973 年に入り続けて報告された経済指標が景気過熱や物価高騰の傾向を示唆し始めたのを契機に政府は第 2 四半期に政策スタンスをそれまでの積極型から緊縮型に急転換し政府投資の大幅な繰り延べをおこない始めた。

第 2 の事例は 1980:Q4 に生じたプラスショックである。大平正芳内閣は第 2 次オイルショックがもたらした物価高をなんとか沈静させようと 1980 年初め頃から政府投資をなるべく抑制していた。しかし、8 月に入り記録的な冷夏に見舞われた（これは外生的なショックの典型例である）のをきっかけに政府はそれまで抑制型だった政策スタンスを急転換し政府投資を大幅に増やしていくことを決定した。第 4 四半期におけるプラスショックの発生はそれら契約に基づく工事が着工され始めたことを反映しているとみられる<sup>14</sup>。

第 3 の事例は 1996 年下期から 1998 年上期にかけてのマイナスショックの発生である。橋本龍太郎内閣が徹底的な歳出削減による財政再建に取り組んだ時期と符合している。

<sup>14</sup>気象庁によると北日本で観測された異常低温は明治以降の 3 大冷害と称される 1902 年、1905 年、1913 年のときの状況に匹敵するほどであった。こうした稀有な事態に直面した政府は第 3 四半期における公共工事契約額を前年同期比で 30%増やすことを目標とした。

**税ショック** 税ショックには政府が裁量的におこなう税制変更が内包されているはずである。政府が税制をどう変更したかに着目すれば図3の下のパネルで示されている税ショックと実際に政府がとった行動とを照らし合わせて確かめることはある程度可能である。しかし、政府が税制を変更する際に公表するのは年次ベースの税収増減額（見込み）のみである。四半期ごとの税収増減額がいくらとなるかはまったくわからず四半期ベースでの照合は不可能である。

図4は1990年度以降の税ショックと税制変更による税収変動を描き出している。実線はDTの定式化のもとで推計された税ショックを表す。1年度の税ショックは当年第2四半期から翌年第1四半期までの合計として定義される。破線は税制変更による税収変動を表す。税ショックと尺度を揃えるため、1年度の税収変動は通常の年度改正および年度途中で実施された制度変更に伴う初年度の税収増減額を前年度の税収総額で除して定義される<sup>15</sup>。どちらの数値も税収の対GDP比の平均値を乗じ、税収変化額の対GDP比で表示している。際立って目に留まる特徴が2つある<sup>16</sup>。第1に税ショックは史上屈指の規模となる所得税・個人住民税の減税が実施された1994-95年度の税制変更をきちんと捕捉している。

第2に税ショックは消費税率の引き上げが実施され戦後もっとも大きな増収規模となった1997年度の税制変更や所得税と法人税の減税が実施された1998-99年度の税制変更を捕捉しきれていない。考えられるひとつの理由は消費税率と法人税に特有の新税制施行からその影響が税収に現れるまでにかかる長いタイムラグの存在である。消費税率の引き上げや法人税率の引き下げの影響が税収に本格的に現出するまでには実に1年程度の時間を要する<sup>17</sup>。制度改正による影響がラグを伴って緩やかに出現してくる場合、税収変動が部分的に誘導型のシステムティックな要因によって説明が

<sup>15</sup> 税制変更による税収増減額には実証分析で使用する税収に含まれるのと同じ税目しか計上されない。税収増減額のデータは『改正税法のすべて』と『改正地方税制詳解』から得ている。

<sup>16</sup> 税ショックと税制変更による税収変動との間にわりと大きな乖離が2000-01年度に見られる。おそらく郵便貯金の大量満期に伴う利子所得にかかる源泉所得税の一時的な増大が税ショックとして識別されたためかもしれない。Cabinet Office (2004)は郵便貯金の大量満期がもたらした2000-01年度における一時的な税収増加額はそれぞれ4.5兆円、3.7兆円程度であったと報告している。

<sup>17</sup> 消費税率の引き上げは1997年4月1日以後に発生する課税ベースに適用された。税率引き上げの影響は4月期決算企業がおこなう納税から徐々に現れ始める。その影響がピークを迎えるのは12月期決算企業や3月期決算企業が納税をおこなう1998年の第1四半期から第2四半期にかけての時期である。1998-99年度に実施された法人税率の引き下げは4月1日以後に開始する事業年度に対して適用された。税率引き下げの影響がもっとも早く現れるのは年に2回決算をおこなう企業が9月期事業年度を終了して納税をおこなう第4四半期である。その影響が本格的に現れてくるのは3月期決算企業が納税をおこなう翌年の第2四半期である。

ついてしまい、結果的に税ショックとして識別されにくくなる。その意味で推計された税ショックは税制変更に伴う税収変動が徐々にではなく一度に生じるような税（例えば源泉所得税）の構造ショックを捕捉している可能性がある。

図5は1967-2004年度のサンプル（1997-99年度は除く）を用いた税ショックと税制変更による税収変動の散布図を描いている。図中の実線は回帰線を表す。両者の間にはプラスの相関関係が認められ、標準相関係数は0.470である。回帰線の傾きは0.831である。税ショックと税制変更による税収変動との間に対応関係が存在する、すなわち傾きが1であるという仮説を検定するためのt統計量は-0.62であり、帰無仮説は有意に棄却されない。図示していないが、STの定式化のもとで推計された税ショックにも同様の特徴が見られる。これらの結果は税ショックが実際の政府の課税行動を概ね捕捉していることを示唆している。

### 4.3 財政政策ショックの動学的効果

**支出ショックの動学的効果** 支出ショックが先に生じる( $\beta_2 = 0$ )ときの結果を報告する。図6はDTの定式化のもとで推計された支出ショックに対する産出量、政府支出、政府税収の動学的反応を描き出している。ここで支出ショックとは政府支出の拡大を表す。左の3つのパネルは前期、右の3つのパネルは後期におけるインパルス応答をそれぞれ表す。図中の実線は動学的反応関数におけるパラメーターの点推計値、破線は1標準誤差帯域を表す<sup>18</sup>。結果の解釈をおこないやすくするため原型のインパルス応答を加工しており、それらの図とあとに続く図のインパルス応答はすべて1万円のショックが発生したときの3つのマクロ経済変数の変化額を表している。

図の第1行は支出ショックに対する産出量の動学的反応を報告している。前期ではショックの発生時点で産出量は1.02万円増加し、産出量効果はこのときが最大である。産出量増加はいったん低下したあと再び4四半期後まで高まり、それ以降は単調に減少していく、すなわち産出量はトレンドへ戻っていく。支出ショックはおおよそ1年（5四半期）の間は産出量に対し有意な影響を及ぼす。後期ではショックの発生時点で産出量は0.72万円増加し、産出量効果はこのときに最も大きい。産出量は4四半期後まで減少するが再び増加し始め、8四半期以降非常に緩慢にトレンドへ戻ってい

<sup>18</sup> 1標準誤差帯域はBlanchard and Perotti (2002)やPerotti (2004)のなかで述べられているモンテカルロシミュレーション（正規性を仮定、反復回数は500回）をおこなって算出されている。

く。ショック発生後の1四半期後には支出ショックはもはや産出量に有意な影響を及ぼさなくなっており、前期との大きな相違点である。アメリカにおいてもショック発生後の1-2四半期後には産出量効果が有意に消滅することがいくつかの研究で報告されている（例えば、Perotti (2004), Bilbiie, Meier and Müller (2008)）。

産出量の動学的反応を説明するひとつの仮説として考えられるのは支出ショックの持続性、すなわち支出ショックに対する政府支出の反応が前期より後期において弱まった可能性である。図の第2行は後期になると政府支出がほんの短い間しか支出ショックに反応しないことを示している。前期ではショック発生後に政府支出のショックに対する反応が一貫して弱まっていくが、それでも4年半（18四半期）の間は有意にトレンドからかけ離れている。それに対して後期ではショックが発生して3四半期後にはもう政府支出の反応が有意にゼロと異ならなくなっている。支出ショックの持続性の減退が産出量の動学的反応低下の一因かもしれない。日本ほど極端でないにしてもアメリカやイギリスにおいても支出ショックの持続性が1980年代以前と比べ長続きしなくなっていることが確認されている（例えば、Perotti (2004), Bilbiie, Meier and Müller (2008)）。

産出量の動学的反応の低下を説明する第2の仮説として考えられるのは支出ショックの誘導型イノベーションへの影響が弱まった可能性である。すでに報告されたとおり、支出ショックに対する産出量の同時点反応は前期と後期で大きく異なる（前期：1.016、後期：0.719）<sup>19</sup>。支出ショックの誘導型イノベーションへの影響が弱まったことが産出量の動学的反応が低下した一因かもしれない。

産出量の動学的反応の低下を説明する第3の仮説として考えられるのは支出ショックの発生に伴い財政赤字が拡大するのを回避するため政府が税を増やした可能性である。図の第3行は支出ショックに対する政府税収の動学的反応を報告している。前期では政府税収はショック発生時点で減少し、それからおよそ1年のあいだ有意に増加したあとトレンドへ単調に戻っていく。一方、後期では政府税収はショックが発生しておよそ1年（5四半期）のあいだ減少し続け、それからトレンドへ戻っていく。ショック発生後の2年後における景気変動調整済税収の累積反応は前期に1.35、後期には-0.99である。後期では政府支出の増加とともに減税がおこなわれる傾向がある。構造的財政赤字の累積反応は前期に2.76、後期には3.27であり、これは前期より後期に財政赤字への依存を高めていることを示

<sup>19</sup>ただし、支出ショックに対する税収の同時点反応は前期と後期で大きく異なる（前期：-0.114、後期：-0.098）。

唆している。政府の租税政策の違いでは産出量の動学的反応低下の説明がつかない。

図7はSTの定式化のもとで推計された支出ショックに対する3変数の動学的反応を報告している。前期において支出ショック発生時点での産出量効果は0.75であり、これはDTにおける効果よりいくらか小さい。ショック発生時点における効果をもっとも大きい点はDTとSTともに同じである。2四半期後には1標準誤差帯域にゼロが含まれてしまうため支出ショックの産出量に及ぼす影響は有意でなくなっている。後期において支出ショック発生時点での産出量効果は0.69であり、DTの定式化のもとでの効果とほぼ等しい。支出ショックに対する政府支出の反応が後期に弱まった点はSTでも引き続き確認される。

**税ショックの動学的効果** 税ショックが先に発生する（ $\alpha_2 = 0$ ）ときの結果を報告する。図8はDTの定式化のもとで推計された税ショックに対する3変数の動学的反応を報告している。ここで税ショックとは減税を表す。図の第1行は税ショックに対する産出量の動学的反応を描いている。前期では税ショックの発生時点で産出量は0.65万円増加し、このときの効果が最大である。産出量はいったん減少したあと再び6四半期後まで増加し、それ以降は単調にトレンドへ戻っていく。税ショックはショック発生後の約1年間は産出量に有意な影響を及ぼす。後期において産出量は税ショックの発生時点でもほとんど反応しない。そのあと産出量の変動が見られるもののトレンドから有意にかけ離れていない。

図の第2行は税ショックに対する政府税収の動学的反応を報告している。政府税収の税ショックに対する反応は前期と後期ともに類似した動きを示している。どちらもショックが発生したおよそ1年後には政府税収の反応が有意に消滅する。この結果は支出ショックの持続性が前期と後期で顕著に異なるのと比べると極めて対照的である<sup>20</sup>。前期と後期における産出量の動学的反応の違いは税ショックの持続性では説明がつかない。図の第3行は税ショックに対する政府支出の動学的反応を報告している。前期では税ショックの発生時点で政府支出が増加し、それから徐々に減少していく。後期では政府支出は総じて税ショックが発生してからおよそ1年（5四半期）のあいだ増加し、そのあとトレンドへ戻っていく。ショック発生後の2年後における政府支出の増加額は前期に0.40、後期には0.46であり、前期と後期で大きく異なる。

<sup>20</sup>Kuttner and Posen (2001, 2002) も税ショックは一時的な傾向があり1年後には消滅してしまうと報告している。

これらの結果を踏まえると前期と後期で産出量の動学的反応に違いが生じた理由として考えられるのは税ショックの誘導型イノベーションへの影響が変化した可能性である。すでに報告されたように税ショックに対する産出量の同時点反応は前期と後期で大きく異なる(前期: -0.650, 後期: 0.028)<sup>21</sup>。税ショックの誘導型イノベーションへの影響が弱まったことが産出量の動学的反応が低下した一因かもしれない。

図9はSTの定式化のもとで推計された税ショックに対する3変数の動学的反応を報告している。前期において産出量はショック発生時点で税ショックにほとんど反応しない。この結果は $\gamma_1$ の推計値がほぼゼロであることに起因している。後期において産出量が税ショックにほとんど反応しない点はSTの定式化のもとでも引き続き確認される。

## 5 おわりに

本稿では、政府支出、税収、産出量の3変数からなる構造VARモデルを用いて財政ショックに対する産出量の動学的効果を計測した。主要な分析結果は以下のとおりである。

第1に、支出のプラスショックは産出量を増加させる。ただしその効果はサンプルの前半と後半で大きく異なる。サンプルの前半の時期(1965-86年)は、支出ショックの発生後、約1年間にわたり産出量への影響が続く。一方、後半の時期(1987-2004年)は、ショックが発生して1四半期後には有意でなくなる。後半の時期には、支出ショックの持続性が低下し、また税ショックに対する産出量の同時点での反応が弱まっており、これが財政乗数を低下させている。

第2に、税のマイナスショック(減税ショック)は、前半の時期(1965-1986年)には約1年間にわたって産出量に有意な影響を及ぼす。一方、後半の時期(1987-2004年)には、産出量の有意な反応は観察されない。後半の時期には、税ショックに対する産出量の同時点での反応がほとんど見られず、これが税ショックの効果を弱めている。

## 付録 A 税収弾性値

この付録では税収弾性値の算出方法について述べる。税収弾性値はその大きさに応じて分類される6つのグ

<sup>21</sup>ただし、税ショックに対する税収や支出の同時点反応は前期と後期で大きく異なるらない。

ループの弾性値を各グループの税収額で加重平均して算出される。

$$\alpha_i = \epsilon_i \frac{T_i}{\sum_i T_i}, i = 1, \dots, 6$$

ここで $\alpha_i$ は税収弾性値、 $\epsilon_i$ はグループ*i*の税収弾性値、 $T_i$ はグループ*i*の税収額を表す。

**個人所得税** 源泉所得税、申告所得税、個人住民税、個人事業税の4税を算出する。

源泉所得税: 給与所得にかかる所得税と利子配当所得にかかる所得税(これらで源泉所得税のおよそ90%を占める)の2つの弾性値の加重和を源泉所得税の税収弾性値と定義する。給与所得にかかる所得税は次のように表現できる。

$$H_t = S(W_t P_t) W_t (E_t) E_t (Y_t)$$

ここで $H_t$ は実質税額、 $S$ は税率、 $W_t$ は実質賃金、 $P_t$ はGDPデフレーター、 $E_t$ は雇用者数、 $Y_t$ は産出量を表す。上の式の両辺に対数をとったあと全微分して式を整理すると、

$$dh_t = \left[ \left( \frac{\partial s}{\partial w_t} + 1 \right) \frac{\partial w_t}{\partial e_t} + 1 \right] \frac{\partial e_t}{\partial y_t} dy_t + \frac{\partial s}{\partial p_t} dp_t$$

を得る。最初の項の $dy_t$ にかかる部分が税収弾性値である。 $(\partial s / \partial w_t + 1)$ 、 $\partial w_t / \partial e_t$ 、 $\partial e_t / \partial y_t$ はそれぞれ実質税額の実質賃金弾性、実質賃金の雇用者数弾性、雇用者数の産出量弾性を表す。雇用者数(対数値の変化分)を4期ラグから1期リードまでの実質GDP(対数値の変化分)で回帰したときに得られる0期ラグにかかる係数を $\partial e_t / \partial y_t$ とする。利子配当所得にかかる所得税の税率は課税ベースの水準に関係なく常に一定であるから、制度上の税収の課税ベース弾性値は1である。税収弾性値は課税ベースの産出量弾性値と税収の課税ベース弾性値の積により算出する。利子配当所得(対数値の変化分)を4期ラグから1期リードまでの実質GDP(対数値の変化分)で回帰したときに得られる0期ラグにかかる係数を課税ベースの産出量弾性値とする。回帰により得られた点推計値はいずれも統計的に有意でないため源泉所得税の税収弾性値はゼロである。

申告所得税: 課税ベースの変動に伴う税収の変動が現れてくるまでには1四半期以上のラグがある。税収弾性値はゼロである。

個人住民税: 課税ベースの変動に伴う税収の変動が現れてくるまでには少なくとも2四半期あり、したがって税収弾性値はゼロである。

個人事業税：課税ベースの変動に伴う税収の変動が現れてくるまでには少なくとも3四半期あり、したがって税収弾性値はゼロである。

**法人所得税** 法人税，法人住民税，法人事業税の税収弾性値を算出する。法人住民税（均等割）は所得水準にかかわらず一定額の税が課されるので，税収の課税ベース弾性値はゼロである。これに対して，法人税には一部の中小法人に対する軽減税率の適用があるものの，たいていの法人は課税所得の水準に関係なく一定の税率が適用される。税制度上の税収の課税ベース弾力性を1と仮定する。法人税，法人住民税（法人税割），法人事業税の税収弾性値は，課税ベースの産出量弾性値と税収の課税ベース弾性値の積により算出する。それらの課税ベースの産出量弾力性は，実質民間法人企業所得（対数値の変化分）を4期ラグから1期リードまでの実質GDP（対数値の変化分）で回帰したときに得られる0期ラグにかかる係数とする。

法人企業は課税期間（1事業年度）中の法人所得に課される法人税からすでに税務署へ納付している中間納税額（前事業年度の法人税納付額の1/2に相当する金額）を除いた金額を課税期間が終了した2ヵ月後に税務署へ納税しなければならない。課税ベースの変動とそれに伴う税収の変動が同時点（1四半期内）で相関するかどうかは事業年度がいつ終了するかに依存する。事業年度が1月，4月，7月，10月に終了する場合にのみ課税ベースの変動と税の変動が同時点で相関する。それ以外の月では税の収納ラグ1四半期以上生じ，両者は同時点で相関しない。課税ベースの変動とそれに伴う税収の変動が1四半期内で相関する度合いを $\theta_t$ と表すとき，税収の課税ベース弾力性は $\theta_t (= \theta_t \times 1)$ となる。 $\theta_t$ の計算には国税庁が公表する決算期別の法人所得金額を用いる。

**間接税** 間接税の課税ベースは産出量であると仮定する。この仮定のもとでは課税ベースの産出量弾力性は1である。間接税の税率は課税ベースの水準にかかわらず常に一定であるから，制度上の税収の課税ベース弾性値は1である。税収弾性値は課税ベースの産出量弾性値と税収の課税ベース弾性値の積により算出する。収納ラグに着目して間接税を5つのグループに分類する。

第1グループ：課税ベースの変動が生じた月と同じ月に納税がおこなわれる税からなる。収納ラグは生じないので税収の課税ベース弾性値は1である。したがって，このタイプの税の税収弾性値は最終的に1である。  
第2グループ：課税ベースの変動が生じた月の1ヵ月

後に納税がおこなわれる税からなる。常に1ヶ月の収納ラグが生じる。課税ベースの変動とそれに伴う税収の変動が1四半期内で対応する度合い $\kappa_{1t}$ を次のように定義する。

$$\kappa_{1t} \equiv \frac{I_{t,1} + I_{t,2}}{I_{t-1,3} + I_{t,1} + I_{t,2}}$$

ここで， $I_{t,j}$ は第 $t$ 四半期における第 $j$ 番目の月の課税ベースを表す。税収弾性値は $\kappa_{1t}$ となる。課税ベースの代理変数として経済産業省が作成する全産業活動指数を使用する。

第3グループ：課税ベースの変動が生じた月の2ヵ月後に納税がおこなわれる税からなる。常に2ヶ月の収納ラグが発生する。課税ベースの変動とそれに伴う税収の変動が1四半期内で対応する度合い $\kappa_{2t}$ を次のように定義する。

$$\kappa_{2t} \equiv \frac{I_{t,1}}{I_{t-1,2} + I_{t-1,3} + I_{t,1}}$$

税収弾性値は $\kappa_{2t}$ となる。課税ベースの代理変数として全産業活動指数を使用する。

第4グループ：課税ベースの変動が生じた月の3ヶ月以上あとになって納税がおこなわれる税からなる。税の収納ラグが1四半期以上あるので税収弾性値はゼロである。

第5グループ：消費税である。個人企業の税収弾性値はゼロである。法人企業の税収弾性値は $\theta_t$ を用いる。

## 付録 B 税収データ

**国税** 財務省「租税及び印紙収入収入額調」で報告される税収額を使用する。データは財務省「財政金融統計月報」から得ている。

**都道府県税** 総務省「道府県税徴収実績調」で報告される税収額を用いる。データは地方財務協会「地方行財政週報」，「地方財政」，「地方税」から入手している。

**市町村税** 市町村税のなかには都道府県税に分類される税と税率や納付先が異なるほかは課税ベースや納付期限が同じタイプの税がある。個人住民税，法人住民税，市町村たばこ税がそれである。個人住民税には都道府県が課税する道府県民税と市区町村が課税する市町村民税とがある。都道府県からの徴収委託を受けた市区町村が個人住民税を一括して徴収する。市区町村は収納額から市町村税分を控除したあと残額を都道府県に送金する。法人住民税や市町村たばこ税については都道府県税は都道府県，市町村税は市町村というように納付先が異なるが，課税ベースと納付期限は道府

県税と市町村税ともにまったく同じである。これらの税における共通点は同じ課税ベースに対して課された都道府県税と市町村税が同時点で納付される，すなわち都道府県税と市町村税の収納動向が完全に対応することである。都道府県税の収納動向は市町村税の収納動向を知るうえで質の高い情報変数である。市町村税の月次データは都道府県税の税収額の月別構成割合を計算したあと，市町村税の年度決算額にその割合をかけて作成される。

## 参考文献

- [1] 井堀利宏・中里透・川出真清 (2002) 「90 年代の財政運営：評価と課題」, 『フィナンシャル・レビュー』, 第 63 号, pp. 36-68.
- [2] 加藤涼 (2003) 「財政政策乗数の日米比較－構造 VAR と制度的要因を併用したアプローチ」, 日本銀行国際局 Working Paper Series 03-J-4.
- [3] 西崎健司・中川裕希子 (2000) 「わが国における構造的財政収支の推計について」, 日本銀行調査統計局 Working Paper 00-16.
- [4] 西崎文平・水田豊・足立直己 (1998) 「財政収支指標の作り方・使い方」, 経済企画庁経済研究所編『エコノミック・リサーチ』, No. 4.
- [5] 西村吉正 (2003) 『日本の金融制度改革』, 東洋経済新報社.
- [6] 日本銀行金融研究所 (1995) 『新版 わが国の金融制度』, ときわ総合サービス株式会社出版調査部.
- [7] 堀雅博・伊藤靖晃 (2002) 「財政政策か金融政策か：マクロ時系列分析による素描」, 原田泰・岩田規久男編著『デフレ不況の実証分析：日本経済の停滞と再生』, 東洋経済新報社, pp. 41-73.
- [8] Asako, Kazumi, Takatoshi Ito, and Kazunori Sakamoto (1991), “The Rise and Fall of Deficit in Japan, 1965-1990,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 5(4), pp. 451-472.
- [9] Billbié, Florin O., André Meier, and Gernot J. Müller (2008), “What Accounts for the Changes in U.S. Fiscal Policy Transmission?,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, 40(7), pp. 1439-1470.
- [10] Blanchard, Olivier and Roberto Perotti (2002), “An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output,” *Quarterly Journal of Economics*, 117 (4), pp. 1329-1368.
- [11] Cabinet Office, Government of Japan (2004), *Annual Report on Japan’s Economy and Public Finance*, Tokyo : National Printing Bureau.
- [12] Caldara, Dario and Christophe Kamps (2008), “What are the Effects of Fiscal Shocks? A VAR-based Comparative Analysis,” European Central Bank Working Paper Series No 877.
- [13] Committee on Fiscal Affairs (2007), “Tax Administration in OECD and Selected Non-OECD Countries: Comparative Information Series,” Organisation for Economic Co-operation and Development.
- [14] Giorno, Claude, Pete Richardson, Deborah Roseveare and Paul van den Noord (1995), “Potential Output, Output Gaps and Structural Budget Balances,” *OECD Economic Studies*, No. 24, pp. 167-209.
- [15] Jinushi, Toshiki, Yoshihiro Kuroki, and Ryuzo Miyao (2000), “Monetary Policy in Japan Since the Late 1980s: Delayed Policy Actions and Some Explanations,” Ryoichi Mikitani and Adam S. Posen eds., *Japan’s Financial Crisis and its Parallels to US Experience*, Special Report 13, Washington, DC : Institute for International Economics.
- [16] Kuttner, Kenneth N. and Adam S. Posen (2001), “The Great Recession: Lessons for Macroeconomic Policy from Japan,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 2001(2), pp. 93-160.
- [17] Kuttner, Kenneth N. and Adam S. Posen (2002), “Fiscal Policy Effectiveness in Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 16(4), pp. 536-558.
- [18] Perotti, Roberto (2004), “Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries,” IGIER Working Paper No. 276.
- [19] Van den Noord, Paul (2002), “Automatic Stabilizers in the 1990s and Beyond,” Marco Buti,

Jurgen von Hagen, and Carlos Martinez-Mongay eds., *The Behaviour of Fiscal Authorities: Stabilization, Growth and Institutions*, pp. 130-148.

- [20] Watanabe, Katsunori, Takayuki Watanabe, and Tsutomu Watanabe (2001), "Tax Policy and Consumer Spending: Evidence from Japanese Fiscal Experiments," *Journal of International Economics* 53(2), pp. 261-281.

表 1 同時点係数の推計結果

	DT				ST			
	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\beta_2$	$\alpha_2$	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\beta_2$	$\alpha_2$
Panel A. 1965:Q1-1986:Q4								
係数	-0.56	0.95	-0.11	-0.14	-0.08	0.75	0.04	0.06
<i>t</i> -statistic	-1.65	2.48	-1.13	-1.13	-0.30	2.52	0.44	0.44
<i>p</i> -value	0.10	0.02	0.26	0.26	0.76	0.01	0.66	0.66
Quarter dependence		Yes				No		
Panel B. 1987:Q1-2004:Q4								
係数	0.06	0.73	-0.04	-0.12	0.06	0.69	-0.02	-0.05
<i>t</i> -statistic	0.27	2.03	-0.53	-0.53	0.30	1.86	-0.22	-0.22
<i>p</i> -value	0.79	0.05	0.60	0.60	0.77	0.07	0.83	0.83
Quarter dependence		No				No		



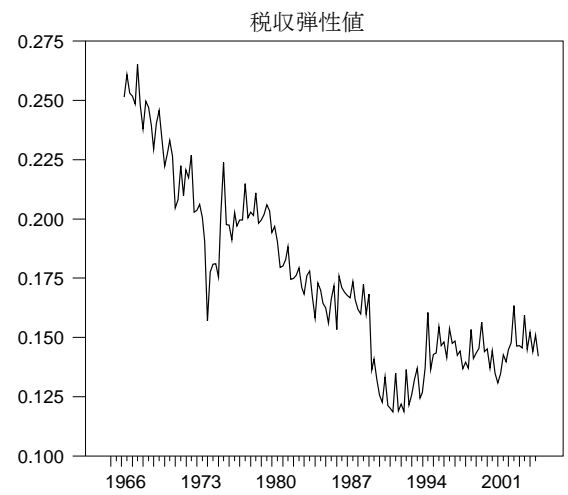
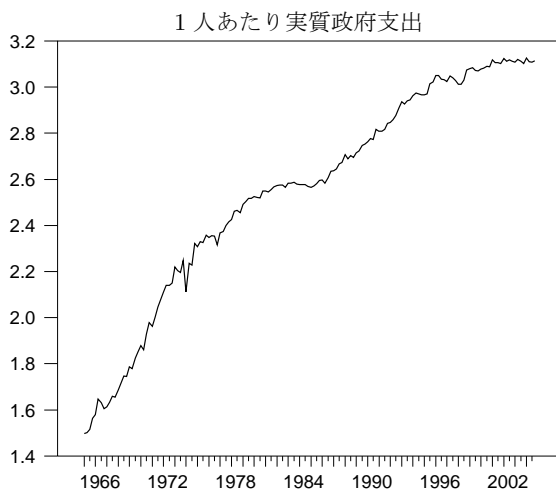
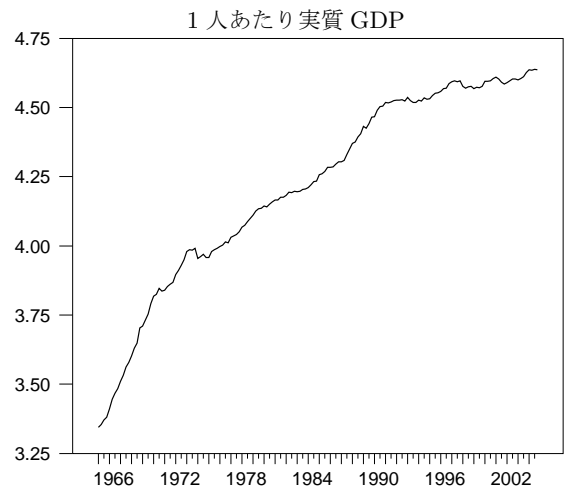
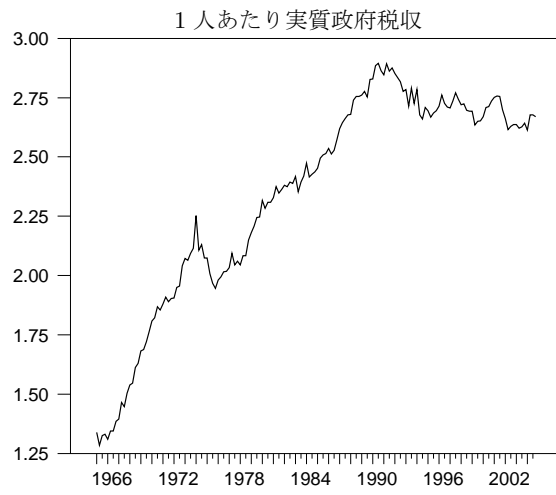


図1 実証分析で使用されるデータ

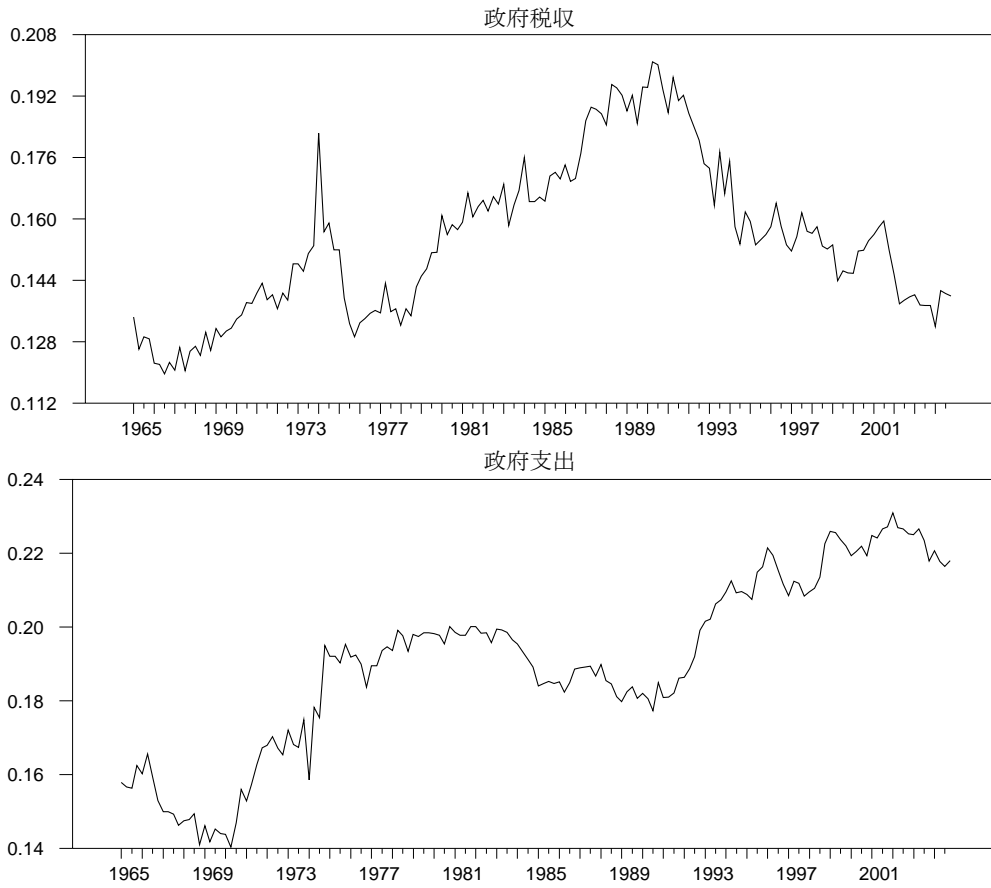


図2 政府税収と政府支出の対 GDP 比

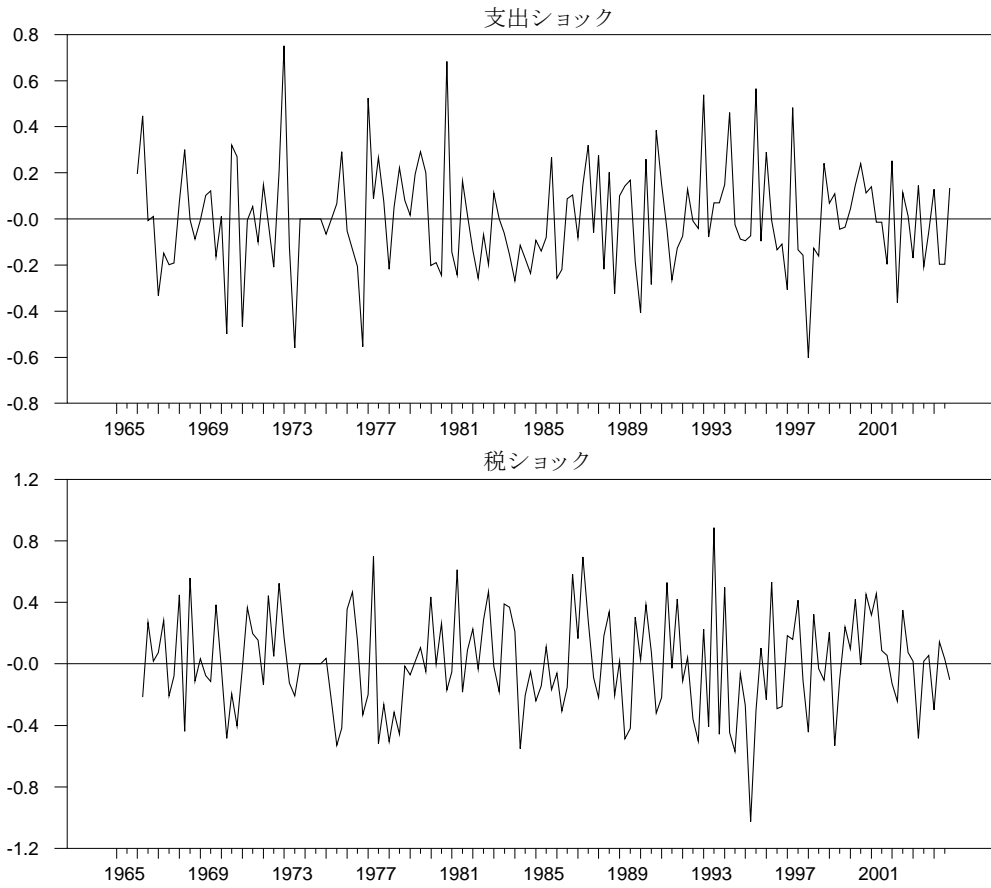


図3 財政政策ショック

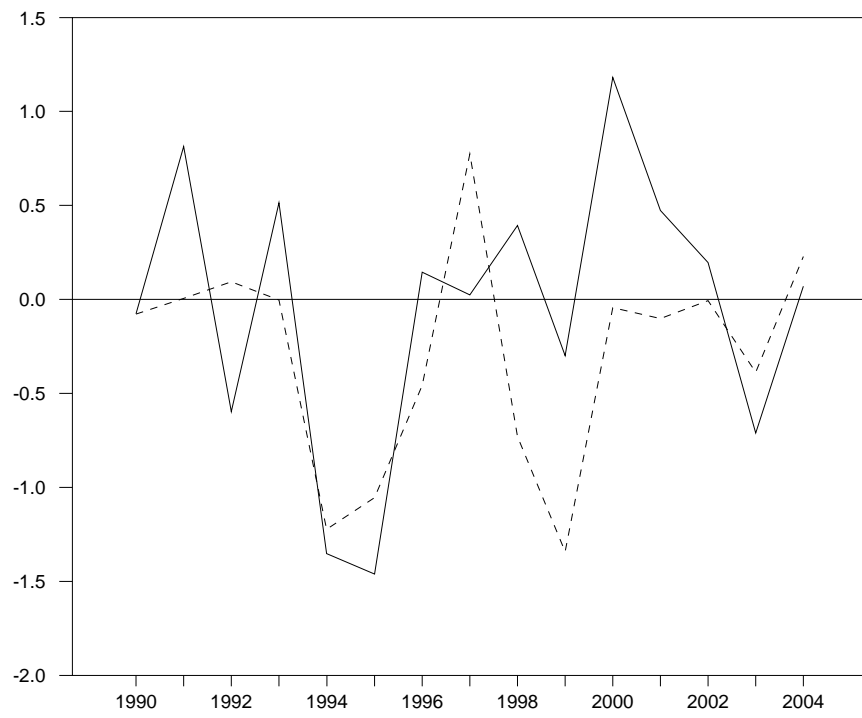


図4 税ショックと税制改正：1990-2004年度

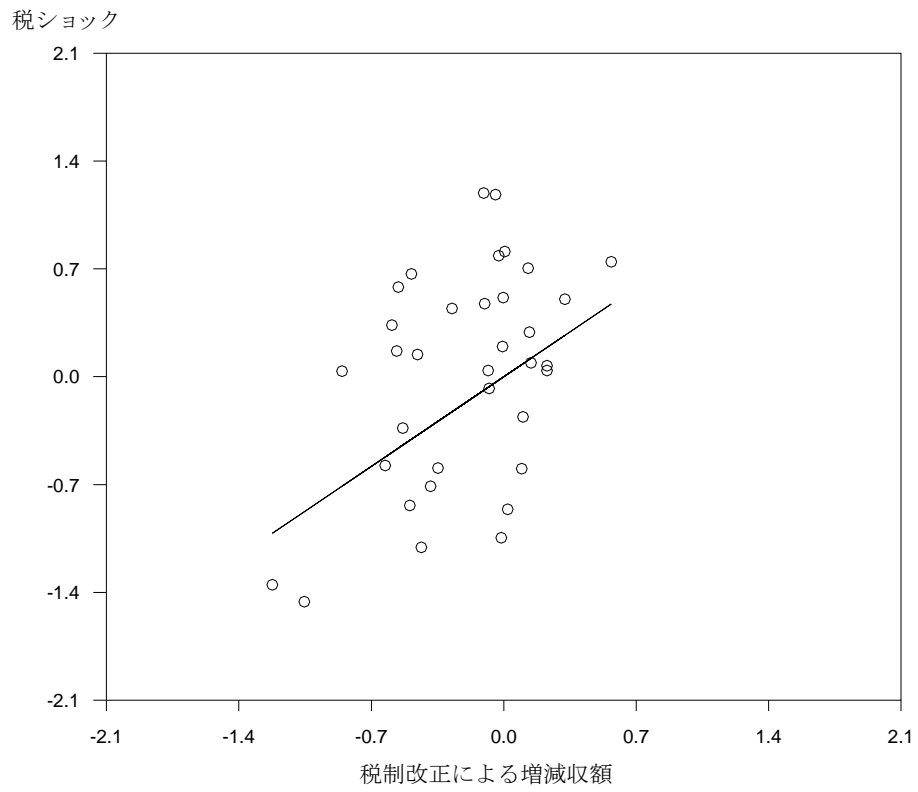


図5 税制改正と税ショックの散布図：1967-2004年度

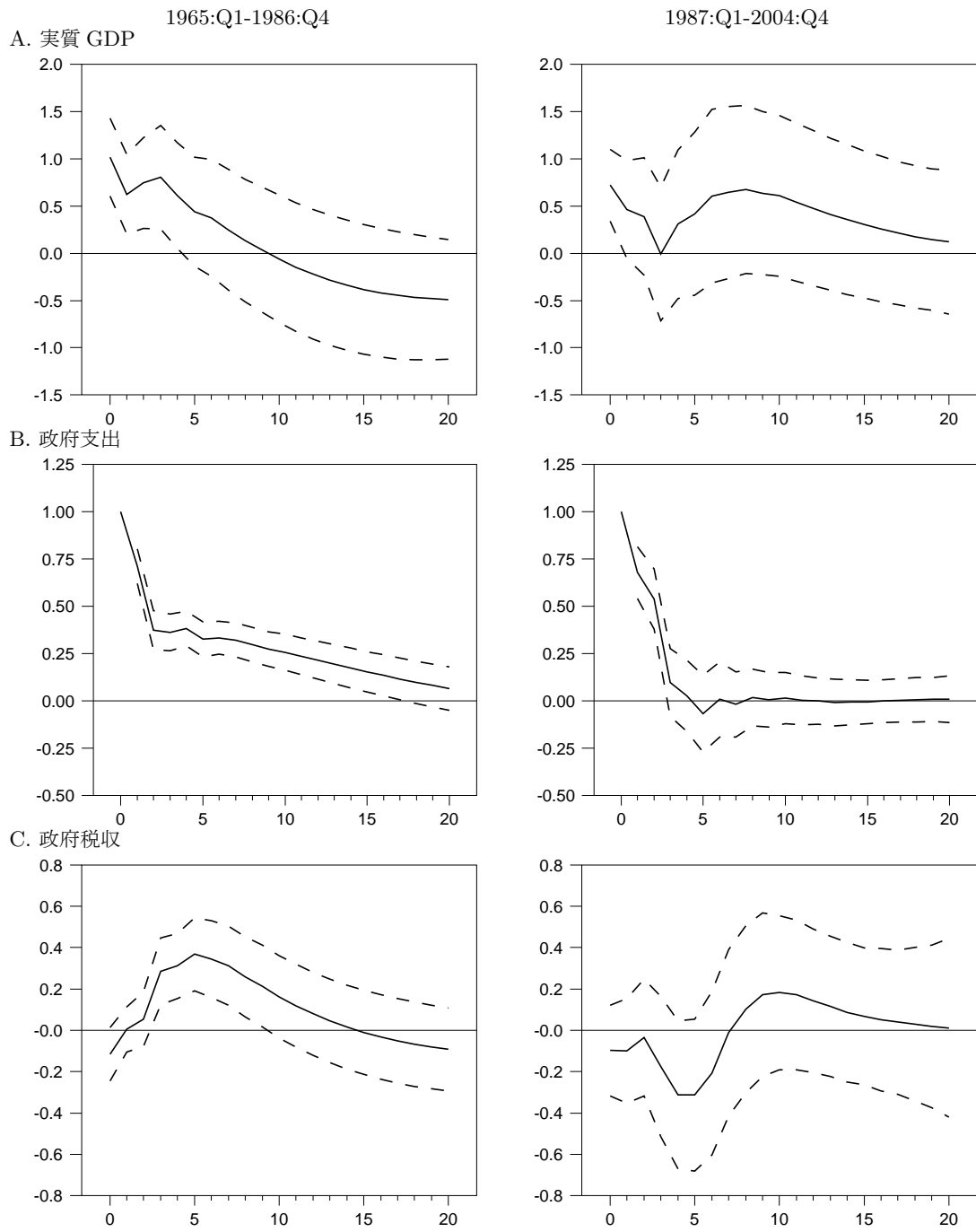


図6 支出ショックの動学的効果, DT

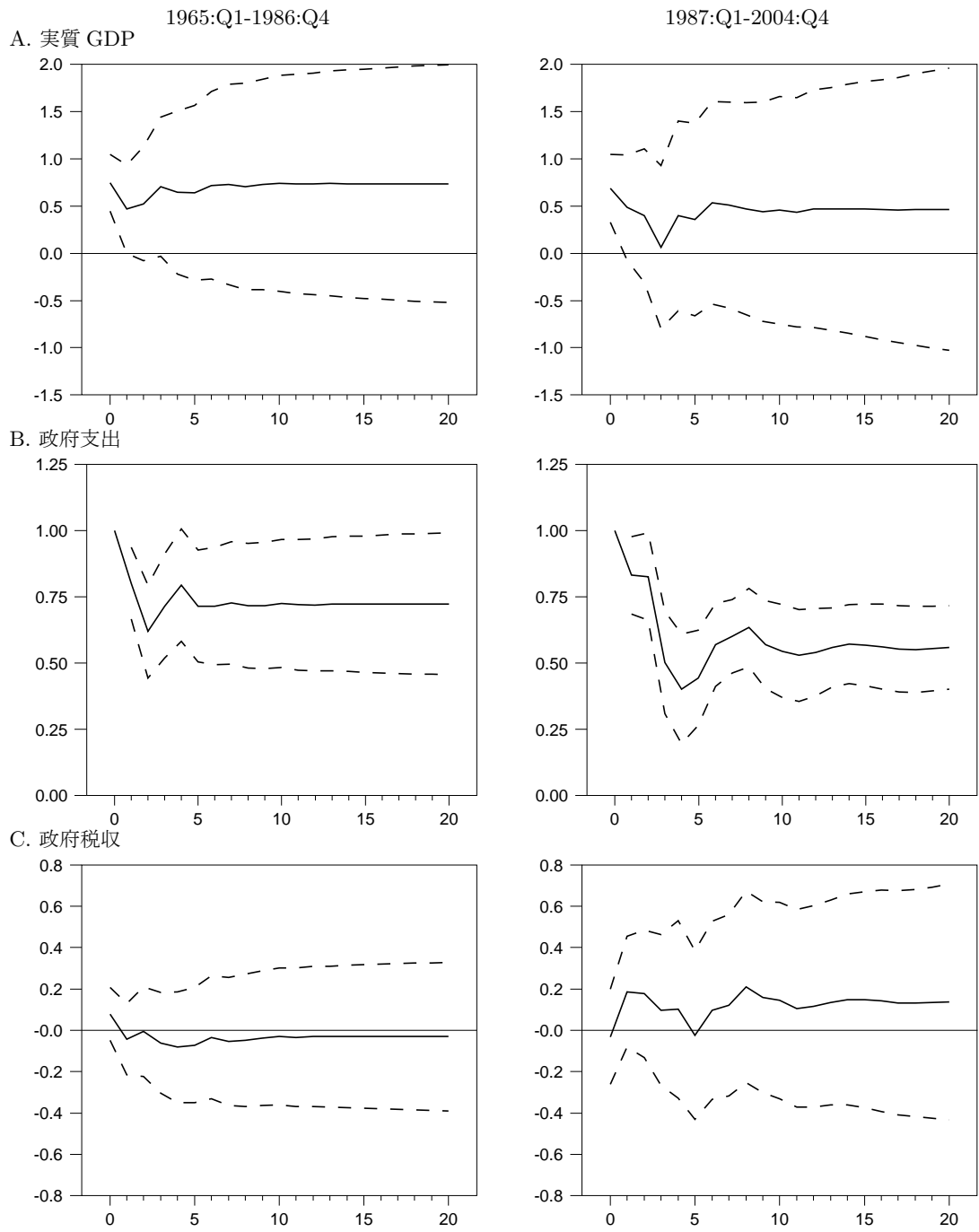


図7 支出ショックの動学的効果, ST

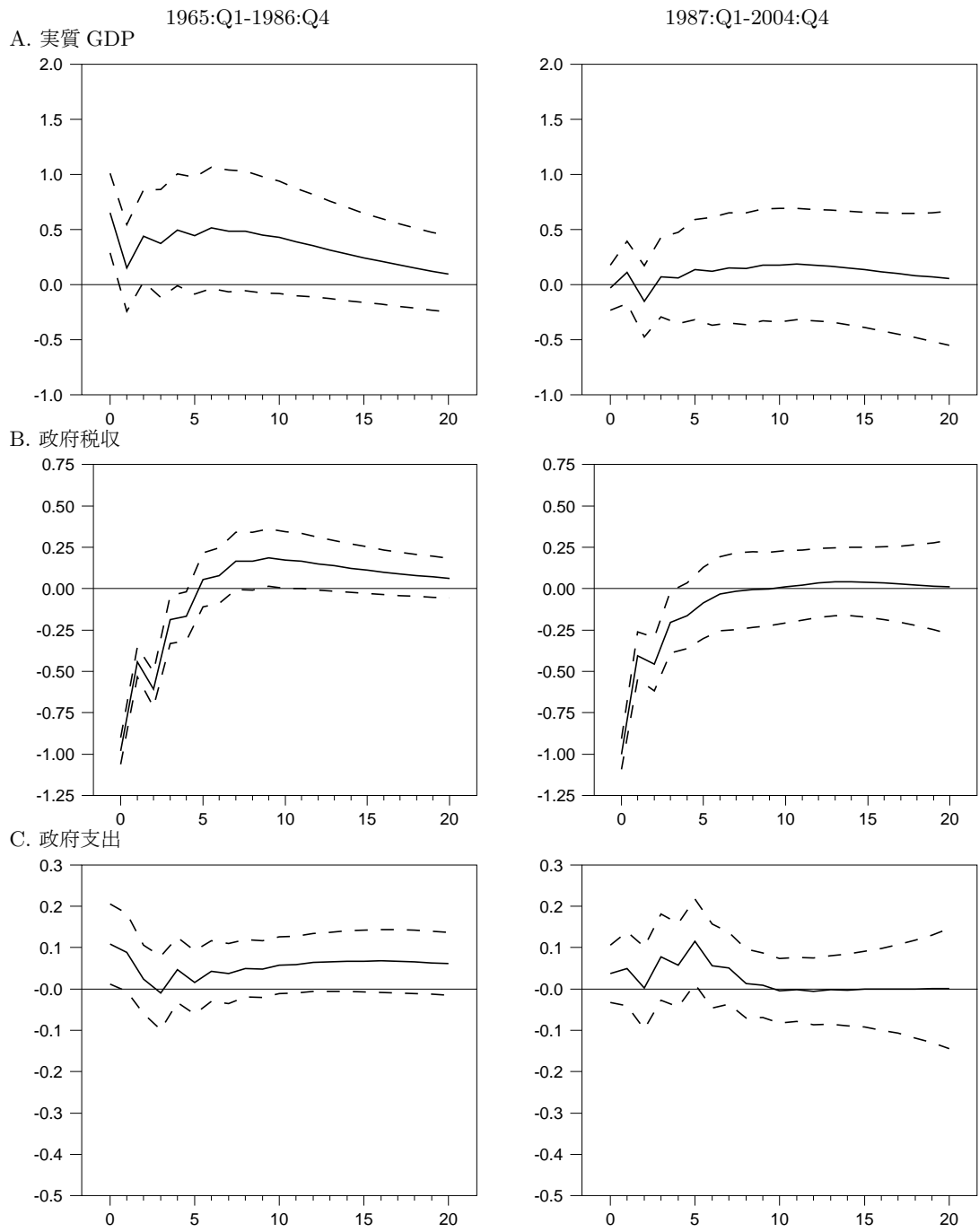


図 8 税ショックの動学的効果, DT



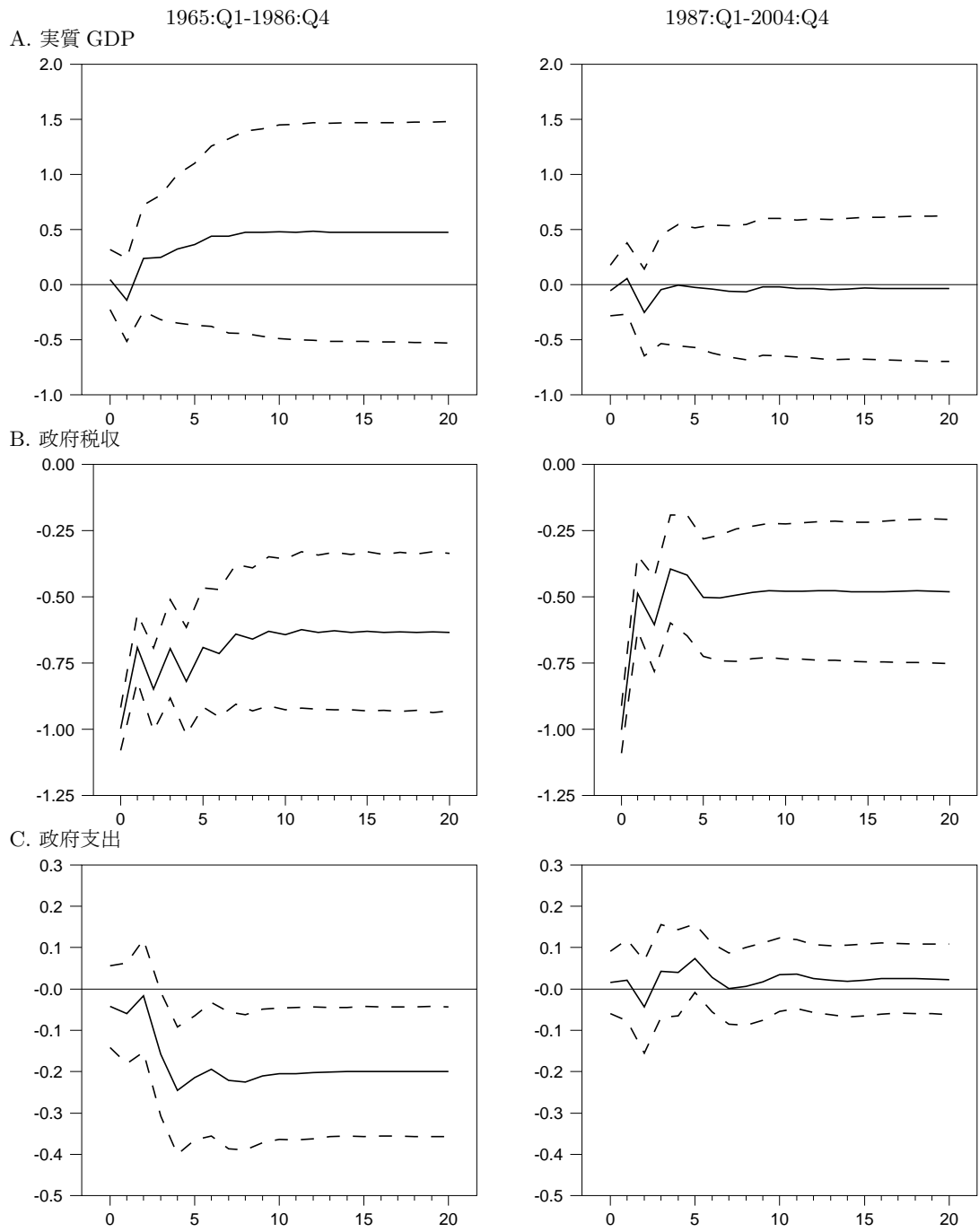


図9 税ショックの動学的効果, ST