

# 財政赤字と貯蓄の長期的関係について

— Structural VAR モデルによる分析 —

小 野 宏

## 1 はじめに

日本は貯蓄大国であるといわれてきた。しかし、SNA ベースでみると貯蓄率は1970年前半をピークに低下傾向を示しており、特に近年その傾向が顕著に見られる<sup>1)</sup>。一方で財政赤字は増加しその累積額と考えられる長期債務残高は、平成16年度末で720兆円になると予想されている。もし貯蓄率の低下により貯蓄投資差額が縮小するならば財政赤字の拡大は困難になる<sup>2)</sup>。貯蓄と財政赤字の長期的な関係に着目した実証分析として、時系列分析を用いたものでは Doménech, Taguas and Varela (2000) があり、彼らは OECD 諸国のプールデータを利用して検証している<sup>3)</sup>。しかし、諸外国と比べて日本の貯蓄率の水準や推移は特徴的なものであると思われる。また、中里他 (2003) は、日本における財政赤字と長期金利の関係も諸外国と比べて非常に稀なものであると指摘している。そこで本稿では基本的なモデルは Doménech, Taguas and Varela (2000) に依拠するが分析の対象を日本に限定し、さらに明示的に利

---

1) 日本の貯蓄率の低下要因及び貯蓄の決定要因に関してはこれまでにさまざまな実証分析が行われている。これらについての最近の研究としては、古賀 (2004) があげられる。

2) 日本における各部門の貯蓄投資差額の現状については川北編 (2004), pp.27-29などを参照。

3) このほかにも Pradhan and Upadhyaya (2001) がアメリカの財政赤字と貯蓄に関する実証分析を試みている。彼らの分析では財政赤字以外の要因も含めて誤差修正モデルを構築し検証している。

## (2) 財政赤字と貯蓄の長期的関係について

子率を加えて貯蓄及び財政赤字の長期的な関係について分析を試みる。

以下、まず第2節では本稿の実証分析で用いる Structural VAR モデルを概説するとともに、実証分析で利用するモデルを導出する。第3節では実証分析を行い、日本における財政赤字と貯蓄の長期的な関係について検証を行う。最後に第4節では本稿のまとめと今後の課題について述べる。

## 2 Structural VAR モデルについて

### 2.1 Structural VAR モデルについて

本節では、Blanchard and Quian (1989) 及び杉原・三平・高橋・武田 (2000) 等に従い Structural VAR モデルについて概説する。

標準的な VAR (多変量自己回帰) モデルはそれぞれの変数をその変数自身の過去の値及び他の変数の過去の値によって説明しようと試みたものである<sup>4)</sup>。一方、n 変量の Structural VAR モデルは(1)式のように表される<sup>5)</sup>。

$$(1) \quad B_0 y_t = B_1 y_{t-1} + B_2 y_{t-2} + \cdots + B_p y_{t-p} + u_t \quad ; u_t \sim iid(0, \Sigma u)$$

ここで  $y_t$  は  $y_t = [y_{1t}, y_{2t}, \cdots, y_{nt}]'$  なるベクトル、 $B_k$  は  $B_k = [b_{k,ij}]$  ( $k = 0, 1, 2, \cdots, p$ ) なる係数の n 次正方行列<sup>6)</sup>、 $u_t$  は  $u_t = [u_{1t}, u_{2t}, \cdots, u_{nt}]'$  なる攪乱項ベクトルであり、ホワイト・ノイズ・ベクトルであると仮定する。以下、岩淵 (1990) に従い  $u_t$  を構造イノベーションと呼ぶ。また  $\Sigma u$  は  $u_t$  の分散共分散行列を意味する。

Structural VAR モデルといわゆる標準型 VAR モデルの大きな違いは、(1)

4) p 次のラグを含んでいる VAR モデルは VAR (P) モデルと記述されることがある。

5) ここでは簡略化のため定数項を省略する。

6) つまり  $b_{k,ij}$  は係数行列  $B_k$  の第 (i,j) 要素である。

式に示されるように Structural VAR モデルには  $B_0$  という  $y_t$  に関する同時点間の係数行列が考慮されている点であるといえよう。これによって Structural VAR モデルは変数間の相互依存関係を明示的に考慮して分析を行うことが可能となる。そして、伝統的な計量モデルと比べて経済学的な意味づけに乏しいという標準型 VAR モデルに対する批判に対処することが可能となる。従って、Structural VAR モデルは標準型 VAR モデルと伝統的な計量モデルを折衷的に組み合わせたものという解釈もできる。

ところで、次のように展開すると(1)式の Structural VAR モデルから誘導形 (Reduced Form) VAR モデルを導出することができる。(1)式の両辺に  $B_0^{-1}$  をかけると、

$$(2) \quad y_t = B_0^{-1}B_1y_{t-1} + B_0^{-1}B_2y_{t-2} + \cdots + B_0^{-1}B_p y_{t-p} + B_0^{-1}u_t$$

となり、ここで(3)式のようにパラメータを置き換える。

$$(3) \quad \Phi_i = B_0^{-1}B_i (i = 1, \cdots, p), \quad \varepsilon_t = B_0^{-1}u_t$$

すると、(2)式は(4)式のように表すことができる。

$$(4) \quad y_t = \Phi_1 y_{t-1} + \Phi_2 y_{t-2} + \cdots + \Phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad ; \quad \varepsilon_t \sim iid(0, \Sigma \varepsilon)$$

ここで、(1)式に対応させて  $\varepsilon_t$  を誘導形イノベーションと呼ぶ。 $\Sigma \varepsilon$  は  $\varepsilon_t$  の分散共分散行列である。

この(4)式はいわゆる標準型 VAR モデルと同様な形であるが、ここでは先の Structural VAR モデルと区別するために特に誘導形 VAR モデルと呼ぶ。すなわち、これはいわゆる標準型 VAR モデルが Structural VAR モデルの誘

(4) 財政赤字と貯蓄の長期的関係について

導形であり、同様に、Structural VAR モデルは標準型 VAR モデルの構造形となることを意味している。従って、Structural VAR モデル ((1)式) と誘導形 VAR モデル ((4)式) の間のパラメータの対応関係は以下の(5)式及び(6)式のように整理できる。

$$(5) B_i = B_0 \Phi_i$$

$$(6) u_t = B_0 \varepsilon_t$$

また、構造イノベーション  $u_t$  と誘導形イノベーション  $\varepsilon_t$  の分散共分散行列の間には次のような関係が存在する。Structural VAR モデルにおける構造イノベーション  $u_t$  の分散共分散行列  $\sum u$  は、 $u_t$  がお互いに独立で無相関という仮定から対角行列となり<sup>7)</sup>、(6)式の関係を利用すると、

$$\sum u = E(u_t u_t') = E(B_0 \varepsilon_t \varepsilon_t' B_0') = B_0 E(\varepsilon_t \varepsilon_t') B_0' = B_0 \sum \varepsilon B_0'$$

を得る。一方、誘導形イノベーション  $\varepsilon_t$  の分散共分散行列を  $\sum \varepsilon$  は、

$$\sum \varepsilon = E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = E(B_0^{-1} u_t u_t' B_0^{-1'}) = B_0^{-1} E(u_t u_t') B_0^{-1'} = B_0^{-1} \sum u B_0^{-1'}$$

と表すことができる<sup>8)</sup>。

ここで VAR モデルにおけるイノベーションの構造に着目しよう。経済に発生するショックは、本源的な段階まで遡れば相互に独立したショックから成り

7) これは  $E(u_i u_i) = E(u_i^2) = \text{Var}(u_i) = \sigma_i^2$   $E(u_i u_j) = 0$  ( $i \neq j$ ) を意味する。

8)  $E(u_i u_j) = \text{Cov}(u_i, u_j) = \sigma_{ij} = \sigma_{ji}$  である。詳細は羽森 (2000), pp.164-165 を参照。

立っていると考えられる。そして、このような相互に独立した段階まで分解されたショックは構造ショックと呼ばれる。(4)式の誘導形イノベーション  $\varepsilon_t$  には、各変数の構造ショックが混在している。従って、政策ショックのような各変数間に独立的に生起するショックが、いかなる動学的プロセスにより他の変数に影響を及ぼすのか正確に分析することが困難である。つまり、他の事情を一定とした下で、ある変数のショックが他の変数に与える影響や変数の変動要因などを正確に分析することができない<sup>9)</sup>。よって、イノベーションの構造という観点からもいわゆる標準型 VAR (誘導形 VAR) モデルを利用するより Structural VAR モデルを利用するほうが望ましいと考えられる。

しかし、 $B_0$  は対角要素が 1 の  $n \times n$  行列であり、未知数が  $n^2 - n$  個存在する。さらに、構造イノベーション  $u_t$  の分散共分散行列  $\Sigma u$  の未知数が  $n$  個あり、未知数の合計は  $n^2$  個となる。一方、誘導形イノベーション  $\varepsilon_t$  の分散共分散行列  $\Sigma \varepsilon$  は対称行列であり、得られる情報は独立した要素  $(n^2 + n)/2$  個のみである。したがって、推定するためには  $B_0$  に追加的な識別制約が  $(n^2 - n)/n$  個必要となる<sup>10)</sup>。

ここで問題となるのはどのような方法によって  $B_0$  に制約を課すのかということである。識別制約の方法は次の 2 つのタイプに大別することができる<sup>11)</sup>。1 つめの制約方法は「短期識別制約」とよばれるものである。これは、経済理論などを利用して  $B_0$  の各要素に直接制約を課す方法である。 $B_0$  の各要素は各方程式のパラメータなので、これは変数間の同時的關係に着目し、パラメータそのものに直接制約を課す方法といえるであろう。

2 つめの制約方法は「長期識別制約」とよばれるもので、モデルの長期的な

9) 詳しくは照山 (2001), pp.76-79 及び岩淵 (1990), pp.84-86 を参照。

10) 詳細は Enders (2003), pp.292-295 を参照。

11) より詳細な制約方法については杉原・三平・高橋・武田 (2000), pp.399-403 Enders (2003), pp.291-305 などを参照。

(6) 財政赤字と貯蓄の長期的関係について

関係に識別制約を課す方法である。これはあるショックがある特定の内生変数の変動に与える長期的な影響に対して制約を課すものである。この制約方法を用いた代表的な先行研究として Blanchard and Quah (1989) のモデルがあげられる<sup>12)</sup>。

以下では、Blanchard and Quah (1989) 及び絹川 (2000) に従い「長期識別制約」のモデルを導出する。長期識別制約を考える際には、VAR モデルを VMA ( $\infty$ ) モデルに変換して考察すると便利である。そのため、以下ではまず VAR モデルを VMA ( $\infty$ ) モデルに変換し、そのうえで長期識別制約の方法を概説する。

VAR モデルは定常性の条件が満たされている場合、VMA ( $\infty$ ) モデルに展開することができる<sup>13)</sup>。ラグオペレータ  $L$  を利用すると、誘導形 VAR モデルである(4)式は以下のように書き直すことができる。すなわち、

$$y_t = \Phi_1 y_{t-1} + \Phi_2 y_{t-2} + \dots + \Phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$
$$(4)' \quad [I - \Phi_1 L - \Phi_2 L^2 - \dots - \Phi_p L^p] y_t = \varepsilon_t$$
$$\Phi(L) y_t = \varepsilon_t$$

である。I は単位行列を意味する。ここで(4)'式の両辺に  $\Phi(L)^{-1}$  を乗ずると、

$$y_t = \Phi(L)^{-1} \varepsilon_t$$

となり、 $\Phi(L)^{-1} = \Theta(L) = \sum_{i=0}^{\infty} \Theta_i L^i$ 、 $\Theta_0 = I$  とおくと、

---

12) Blanchard and Quah (1989) のショックに関する想定は「長期的中立性制約」とよばれることがある。

13) 詳細は山本 (1988), pp.141-143, Hamilton (1994), pp.257-261, 三尾 (2001), pp.124-127等を参照。

$$(7) \quad \begin{aligned} y_t &= \varepsilon_t + \Theta_1 \varepsilon_{t-1} + \Theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots \\ &= \Theta(L) \varepsilon_t \end{aligned}$$

を得る。(7)式は(4)式の VMA ( $\infty$ ) モデルである。この VMA ( $\infty$ ) モデルは内生変数の変動を無限の過去から  $t$  期までのショックの累積的な影響で表したものと解釈できる。

同様に(1)式の Structural VAR モデルの VMA ( $\infty$ ) モデルは

$$(8) \quad \begin{aligned} y_t &= \Psi_0 u_t + \Psi_1 u_{t-1} + \Psi_2 u_{t-2} + \dots \\ &= \Psi(L) u_t \end{aligned}$$

となる。ここで、 $B(L)^{-1} = \Psi(L) = \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i L^i$  である。

従って、(7)式と(8)式の関係を利用すると VMA ( $\infty$ ) モデルにおける誘導形イノベーションと構造イノベーションの関係は

$$(9) \quad \varepsilon_t = \Psi_0 u_t$$

である。(9)式を利用すると(7)式は

$$(7)' \quad y_t = \Psi_0 u_t + \Theta_1 \Psi_0 u_{t-1} + \Theta_2 \Psi_0 u_{t-2} + \dots$$

となり、VMA ( $\infty$ ) モデルにおけるパラメータの関係は(10)式のように表すことができる。

$$(10) \quad \Psi_i = \Theta_i \Psi_0 \quad i = 1, 2, \dots$$

Blanchard and Quah (1989) タイプの長期識別制約とは、長期的関係で

(8) 財政赤字と貯蓄の長期的関係について

ある VMA ( $\infty$ ) モデルの係数の累積行列に対して制約を課すものとも考えることもできる。従って、長期識別制約とは(11)式に制約を課したものといえる。

$$(11) \quad \sum_{i=1}^{\infty} \Psi_i = \sum_{i=1}^{\infty} \Theta_i \Psi_0$$

ところで、識別制約は分析結果に大きな影響を与えることが予想されるため、意見対立が少ない識別制約がより望ましいと思われる。Blanchard and Quah (1989) が想定した「長期中立性制約」は経済理論上異論の少ないものであり、近年の分析で広範に利用されている。さらに、長期識別制約は変数の長期的関係に制約を課すため、短期的な影響は変数によって決定することができるというすぐれた特徴を持つ<sup>14)</sup>。

## 2.2 モデル

以下では、具体的に Doménech, Taguas and Varela (2000) のモデルを概説しよう。彼らのモデルは財政赤字の対 GDP 比と貯蓄率からなる 2 変数 Structural VAR モデルであり、彼らが課した識別制約は Blanchard and Quah (1989) タイプの長期識別制約である。ここで、ショックには貯蓄率と財政赤字の対 GDP 比の 2 つの構造ショックが存在すると仮定されている。

1 つめの貯蓄のショックとは消費者の選考の変化など貯蓄に永続的な影響を及ぼすようなショックである。そしてこのショックは財政赤字の対 GDP 比に対しては一時的な効果しか持たないと想定される。この想定は貯蓄率の変化が政府の予算制約上で長期的な影響を与えないということの意味している。2 つめの財政赤字のショックは政府のスタンスに関するショックであり、貯蓄率及び財政赤字の対 GDP 比の双方に永続的な効果を及ぼすと仮定される。

---

14) 詳しくは絹川 (2000), pp.17-20, 張 (2003), pp.382-383などを参照。



$y_t = \{FD/Y, S/Y\}'$ ,  $FD$ : 財政赤字,  $S$ : 貯蓄,  $Y$ : GDP とすると, ショックに関するこれらの仮定は(11)式の長期識別制約の形で表すと,

$$\sum_{i=1}^{\infty} \Psi_i = \begin{pmatrix} \Psi_{11} & 0 \\ \Psi_{21} & \Psi_{22} \end{pmatrix}$$

である。前述のように2変数において識別に必要な制約の数は1つであり, モデルはこの識別制約の条件を満たしており推定が可能となる。

この Doménech, Taguas and Varela (2000) のモデルに明示的に利子率を加えると, 3変数モデルとなり識別制約が新たに2つ必要となる。ここで利子率は自己のショックにのみ影響を受け他のショックから影響を受けないと想定し制約を課す。これは内外の金利裁定が完全であるということを新たに想定している<sup>15)</sup>。  $y_t = \{R, FD/Y, S/Y\}'$ ,  $R$ : 利子率としてこの3変数モデルの識別制約を(11)式の形で表すと

$$\sum_{i=1}^{\infty} \Psi_i = \begin{pmatrix} \Psi_{11} & 0 & 0 \\ \Psi_{21} & \Psi_{22} & 0 \\ \Psi_{31} & \Psi_{32} & \Psi_{33} \end{pmatrix}$$

となる。以下, 次節ではこれらのモデルを用いて実証分析を試みる。

### 3 実証分析

#### 3.1 データ

本稿で利用するデータは年次データ及び四半期データである。四半期データを用いるとサンプル数を確保することは容易になるが, 年次データよりも利用するデータの種類の制約をうける。また近年の国民経済計算は93SNAの方式

15) ただし日本においては財政赤字の拡大と利子率の低下が同時に生じるなど, 諸外国では見られない現象が観察されていることに注意する必要があるであろう。詳細については中里他 (2003) を参照。

(10) 財政赤字と貯蓄の長期的関係について

によって作成されているが、特に貯蓄率は従来の68SNAにおける数値との間に大きな乖離が見られる<sup>16)</sup>。しかし、93SNAではデータの遡及が十分行われているとは言い難く、特に年次データの場合93SNAのみで実証分析に必要なサンプルを確保することは困難である。本稿ではなるべくデータの加工を避けることを優先し、データの選択等を行った。また国民経済計算を利用する際、基本的には93SNAを利用し、それでは得られない期間のみ68SNAのデータで補うかたちをとった。

年次データの標本期間は1970年から2002年である。ここで貯蓄は純貯蓄、財政赤字は一般政府の貯蓄投資差額を用いた。利子率は国債（利付10年）の利回りを利用し、日本銀行『金融経済統計月報』から得た。また、利子率の実質化には1990年を100とするGDPデフレーターを利用した<sup>17)</sup>。純貯蓄、一般政府の貯蓄投資差額、GDP、GDPデフレーターは内閣府『国民経済計算年報』から入手した。

一方、四半期データの標本期間は1980年第1四半期から2003年の第1四半期である<sup>18)</sup>。四半期データでは財政赤字である一般政府の貯蓄投資差額が得られない。そのため、財政赤字は政府最終消費支出と一般政府総固定資本形成の和から租税及び印紙収入を引いたものと定義し作成した。すべてのデータは1995年を100とするGDPデフレーターを利用して実質化している。また、利子率以

---

16) 岩本他（1995, 1996）では『国民経済計算』と『家計調査』における貯蓄の数値の乖離について検証している。

17) 四半期データとの整合性を考慮すると1995年を100として実質化することが好ましいかもしれない。しかし、1990年を100とするGDPデフレーターであれば接合などすることなくデータを得ることができるため、データの整合性を考慮して1990年で実質化した。

18) この標本期間の設定は公表されている93SNAに対応した遡及データが1980年の第1四半期からのためである。68SNAを利用してデータを加工すると年次データと同じ標本期間にすることも可能かもしれない。しかし、四半期データでは93SNAのみで十分なサンプル数を確保することが可能と思われる。したがって、このような標本期間の設定を行った。

外の変数は季節調整済データである。ここで、GDPデフレーター、GDP、純貯蓄、政府最終消費支出及び一般政府総固定資本形成の出典は『国民経済計算年報』であり、これらのデータはすべて93SNAによって作成されたものである。また租税及び印紙収入は財務省『財政統計』から入手した。

### 3.2 単位根検定と共和分検定

Structural VARモデルを推定する前提として各変数の定常性が要求される。従って、分析に先立って単位根検定を行い変数の定常性を検証する。本稿では単位根検定としてADF (Augmented Dickey-Fuller) テスト及びPP (Phillips-Perron) テストを用いる。詳細な単位根検定の手順についてはさまざまなものが提案されているが、本稿では松浦・マッケンジー (2001) に従い検証を行った<sup>19)</sup>。またラグはSchwarz情報基準を利用して決定した。単位根検定の結果は表1.1から表1.2に示される。

表1.1及び表1.2に示されるように、年次データ、四半期データにかかわらずすべての変数がレベルでは非定常時系列であるということが明らかとなった。そこで、次に1階の階差をとり再度単位根検定を行う。ここで変数の前の「D」は1階の階差をとった変数であることを示している。

1階の階差をとった変数に関する単位根検定の結果は表2.1及び表2.2で与えられる。表2.1から表2.2に示されるように、すべての変数は有意水準5%以上で単位根帰無仮説を棄却できる。この結果は1階の階差をとると変数が定常時系列になることを示している。すなわち、単位根検定の結果からすべての変数はI(1)変数であることが明らかとなった。

もしこれらの変数間に共和分関係が存在するのであれば、階差形によるVARモデルを利用することは適切とはいえず、誤差修正モデルを利用する必

---

19) たとえばEnders (2003) においても詳細な単位根検定の手順が紹介されている。

## (12) 財政赤字と貯蓄の長期的関係について

表 1.1 単位根検定 (レベル) 年次データ

変数	切片のみ		切片, トレンド	
	ADF	PP	ADF	PP
S/Y	-2.0075 (0)	-2.0301 (0)	-2.0181 (0)	-2.0478 (0)
FD/Y	-1.4131 (0)	-1.4464 (0)	-1.7457 (0)	-1.7698 (0)
R	0.1675 (0)	-0.6038 (1)	-2.7644 (1)	-2.7537 (1)

注) S:貯蓄, Y:GDP, FD:財政赤字, R:利子率を表す (以下同様)  
 単位根検定統計量の横の括弧の中の値はラグ次数を表す (以下同様)

表 1.2 単位根検定 (レベル) 四半期データ

変数	切片のみ		切片, トレンド	
	ADF	PP	ADF	PP
S/Y	0.1530 (2)	0.4241 (2)	-1.4479 (2)	-3.2544 (1)
FD/Y	-0.3142 (0)	-0.3198 (0)	-1.7579 (0)	-1.7688 (0)
R	-1.2028 (0)	-1.2090 (0)	-2.3856 (0)	-2.3888 (0)

表 2.1 単位根検定 (1階の階差) 年次データ

変数	切片のみ		切片, トレンド	
	ADF	PP	ADF	PP
D (S/Y)	-3.3806 (4)*	-18.9006 (3)**	-11.0122 (0)**	-15.1942 (3)**
D (FD/Y)	-11.8375 (0)**	-11.8300 (0)**	-11.6181 (0)**	-11.6077 (0)**
D (R)	-6.5397 (0)**	-6.5396 (0)**	-6.4241 (0)**	-6.4240 (0)**

注) \*は有意水準 5%で, \*\*は有意水準 1%で帰無仮説を棄却 (以下同様)

表 2.2 単位根検定 (1階の階差) 四半期データ

変数	切片のみ		切片, トレンド	
	ADF	PP	ADF	PP
D (S/Y)	-9.2856 (5)**	-189.65 (5)**	-9.2251 (5)**	-67.7878 (4)**
D (FD/Y)	-7.4041 (4)**	-51.8572 (4)**	-7.3531 (4)**	-67.1724 (2)**
D (R)	-10.5619 (2)**	-15.2341 (2)**	-10.5017 (2)**	-15.2014 (2)**

要がある。従って、次に共和分検定を行ない変数間の共和分関係の有無を検証する。本稿では3変数モデルの場合があるため、ヨハンセンの共和分検定を用いて分析を行う。ここでラグ次数及びモデルの選択はSchwarz情報基準を参考に決定した。また、臨界値はOsterwald-Lenum (1992) によって与えられる。

表3.1及び表3.2に貯蓄・財政赤字の組み合わせによるトレース検定の結果が与えられる。表3.1及び表3.2に示されるように、年次データ、四半期データのいずれを利用しても、検定統計量 $\lambda_{trace}$ の値は5%臨界値を超えていない。これは「共和分関係の個数がゼロ」という帰無仮説が有意水準5%で棄却できないということを示している。すなわちトレース検定の結果は、検証した変数間に共和分関係が存在しないことを示唆している。

表3.1 共和分検定 (トレース検定) 貯蓄・財政赤字 年次データ

固有値	$\lambda_{trace}$	5%臨界値	1%臨界値	共和分関係の個数
0.2140	10.7495	19.96	24.60	なし
0.0851	2.8000	9.24	12.97	高々1個

(ラグ1, 線形トレンドなし)

表3.2 共和分検定 (トレース検定) 貯蓄・財政赤字 四半期データ

固有値	$\lambda_{trace}$	5%臨界値	1%臨界値	共和分関係の個数
0.1090	12.7388	19.96	24.60	なし
0.0241	2.2288	9.24	12.97	高々1個

(ラグ1, 線形トレンドなし)

さらに、最大固有値検定の結果が表4.1及び表4.2に示される。「共和分関係の個数がゼロ」という帰無仮説は、データの種類にかかわらず有意水準5%で棄却できず、これは最大固有値検定においても変数間に共和分関係が存在しないことを示している。すなわち、貯蓄・財政赤字の組み合わせには共和分関係は存在しないと判断できる。

## (14) 財政赤字と貯蓄の長期的関係について

表 4.1 共和分検定 (最大固有値検定) 貯蓄・財政赤字 年次データ

固有値	$\lambda_{max}$	5% 臨界値	1% 臨界値	共和分関係の個数
0.2140	7.9494	15.67	20.20	なし
0.0851	2.8000	9.24	12.97	高々 1 個

(ラグ 1, 線形トレンドなし)

表 4.2 共和分検定 (最大固有値検定) 貯蓄・財政赤字 四半期データ

固有値	$\lambda_{max}$	5% 臨界値	1% 臨界値	共和分関係の個数
0.1090	10.5099	15.67	20.20	なし
0.0241	2.2288	9.24	12.97	高々 1 個

(ラグ 1, 線形トレンドなし)

一方, 利子率・貯蓄・財政赤字の組み合わせによるトレース検定の結果は表 5.1 及び表 5.2 で, 最大固有値検定の結果は表 6.1 及び表 6.2 で与えられる。表 5.1 から表 6.2 の結果は, 5% の有意水準で 3 変数間に共和分関係が存在しないということを示唆している。

表 5.1 共和分検定 (トレース検定) 実質利子率・貯蓄・財政赤字 年次データ

固有値	$\lambda_{trace}$	5% 臨界値	1% 臨界値	共和分関係の個数
0.2845	19.8310	34.91	41.07	なし
0.2134	9.4529	19.96	24.60	高々 1 個
0.0627	2.0102	9.24	12.97	高々 2 個

(ラグ 1, 線形トレンドなし)

表 5.2 共和分検定 (トレース検定) 実質利子率・貯蓄・財政赤字 四半期データ

固有値	$\lambda_{trace}$	5% 臨界値	1% 臨界値	共和分関係の個数
0.2151	31.4276	34.91	41.07	なし
0.0674	9.6242	19.96	24.60	高々 1 個
0.0364	3.3439	9.24	12.97	高々 2 個

(ラグ 1, 線形トレンドなし)

表 6.1 共和分検定 (最大固有値検定) 実質利子率・貯蓄・財政赤字 年次データ

固有値	$\lambda_{max}$	5%臨界値	1%臨界値	共和分関係の個数
0.2845	10.3780	22.00	26.81	なし
0.2134	7.4426	15.67	20.20	高々1個
0.0627	2.0102	9.24	12.97	高々2個

(ラグ1, 線形トレンドなし)

表 6.2 共和分検定 (最大固有値検定) 実質利子率・貯蓄・財政赤字 四半期データ

固有値	$\lambda_{max}$	5%臨界値	1%臨界値	共和分関係の個数
0.2151	21.8033	22.00	26.81	なし
0.0674	6.2802	15.67	20.20	高々1個
0.0364	3.3439	9.24	12.97	高々2個

(ラグ1, 線形トレンドなし)

すなわちこれらヨハンセンの共和分検定の結果から、検証した2変数間及び3変数間には共和分関係が存在しないと考えられる。これは検証した変数間になんらかの長期均衡関係が存在することは考えにくいということを意味している。従っていずれのモデルにおいても分析の手法としては、誤差修正モデルではなく階差形のVARモデルの利用がふさわしいと思われる。

### 3.3 推定結果

ここではまず貯蓄・財政赤字の2変数モデルを想定して検証を試みる。(11)式の長期制約に基づき推定された識別制約は表7.1及び表7.2に示される。年次データを利用すると低いt値が一部みられる。しかし、四半期データではこのような問題は生じておらず、これはサンプル数の問題により生じたものと思われる。一般的にVARモデル及びStructural VARモデルを利用した分析ではパラメータ推定値の検証よりもイノベーション計算に主眼が置かれる<sup>20)</sup>。従って本稿でもインパルス反応関数及び分散分解を利用して分析を行う。

(16) 財政赤字と貯蓄の長期的関係について

表 7.1 2変数モデル推定結果 (年次データ)

	パラメータ推定値	標準誤差	t 値
$\Psi_{11}$	0.017227	0.002188	7.874008
$\Psi_{21}$	-0.001605	0.003549	-0.452337
$\Psi_{22}$	0.019726	0.002505	7.874008

表 7.2 2変数モデル推定結果 (四半期データ)

	パラメータ推定値	標準誤差	t 値
$\Psi_{11}$	0.004362	0.000325	13.41641
$\Psi_{21}$	-0.001653	0.000724	-2.284016
$\Psi_{22}$	0.006768	0.000504	13.41641

まずインパルス反応関数を利用して分析を試みよう。インパルス反応関数とは、ある変数に衝撃（インパルス）を与えたとき、他の変数がどのような影響を受けるか表したものである。ここでは、標準偏差の1倍のショックに対する各変数の反応を検証する。Shock1は財政赤字のショック、Shock2は貯蓄のショックを意味している。図1.1は年次データによる、図1.2は四半期データによる貯蓄率のインパルス反応が与えられる。

貯蓄のインパルス反応は、貯蓄のショックに対しては1期に大きいですが、6期以降はいずれもほぼゼロの値に収束する。一方、財政赤字のショックは最終的に貯蓄のショックと同様にゼロへ収束するが、貯蓄のショックと比べて相対的に小さな反応であるといえる。

財政赤字のインパルス反応は図2.1と図2.2に掲げるとおりである。財政赤字のインパルス反応は財政赤字のショックに対して1期目に大きく反応し次

20) Sims (1980) は VAR モデルのパラメータ推定値が持つ解釈の困難性を指摘している。また、岩淵 (1990) も識別制約の妥当性はインパルス反応などにより総合的に判断する必要があると指摘している。



図1.1 貯蓄のインパルス反応関数 (年次データ)

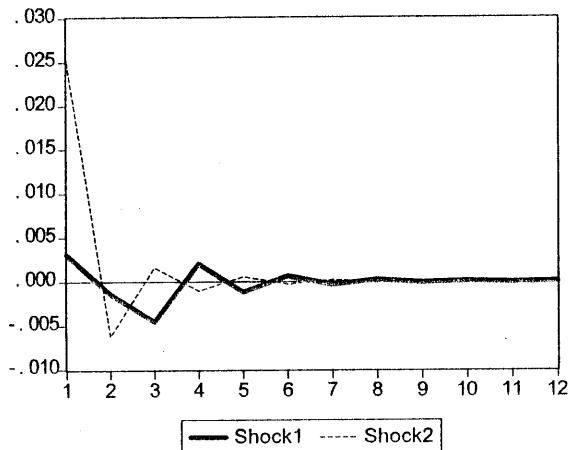


図1.2 貯蓄のインパルス反応関数 (四半期データ)

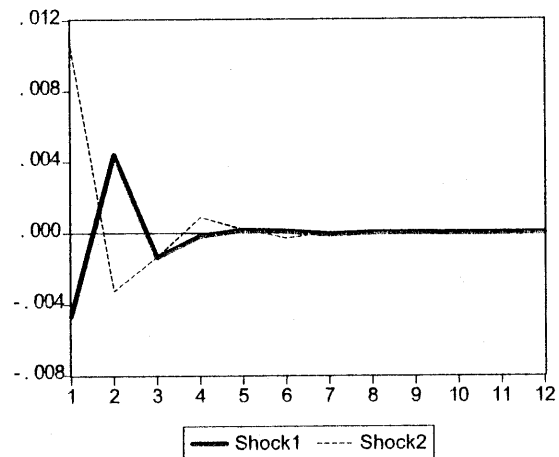


図2.1 財政赤字のインパルス反応関数 (年次データ)

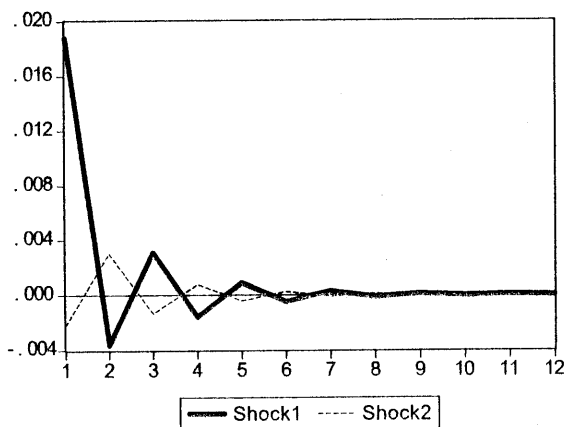
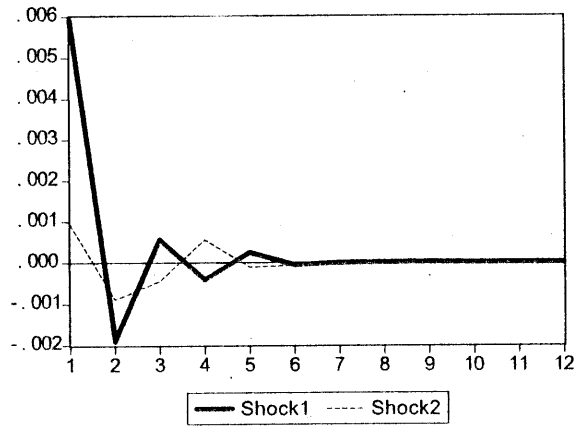


図2.2 財政赤字のインパルス反応関数 (四半期データ)



第にゼロに収束していく。また、貯蓄のショックも最終的にはゼロへ収束し、インパルス反応は財政赤字のそれと比較して相対的に小さなものであるといえよう。

以上の結果から自己のショックは自己のインパルス反応に1期目に大きな影響を及ぼすが、およそ6期目以降にはゼロへ収束する傾向がある。また、他変数のショックは自己のショックと比べて相対的に小さな影響を及ぼし、これも最終的にはゼロに収束していくことが看取される。

次に累積インパルス反応関数を用いてショックの長期的な影響について検証

(18) 財政赤字と貯蓄の長期的関係について

しよう。累積インパルス反応関数は、変数がある1標準偏差のショックに対して累積的にどのように反応したのかを示したものである。貯蓄の累積インパルス反応関数のグラフは図3.1, 図3.2で与えられる。これらの図で示されるように貯蓄のショックによる累積インパルス反応はプラスであり、その水準は年次データを用いたもので0.02, 四半期データのもので0.06程度であることがわかる。一方、財政赤字のショックには非常に小さいもののマイナスの反応を示していることが看取される。すなわち、これは財政赤字の増加が長期的には貯蓄を減少させる可能性が高いことを示唆するものといえよう。

図3.1 貯蓄の累積インパルス反応関数 (年次データ)

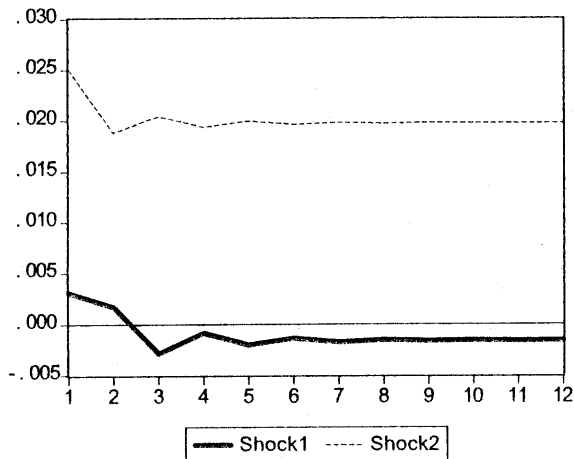


図3.2 貯蓄の累積インパルス反応関数 (四半期データ)

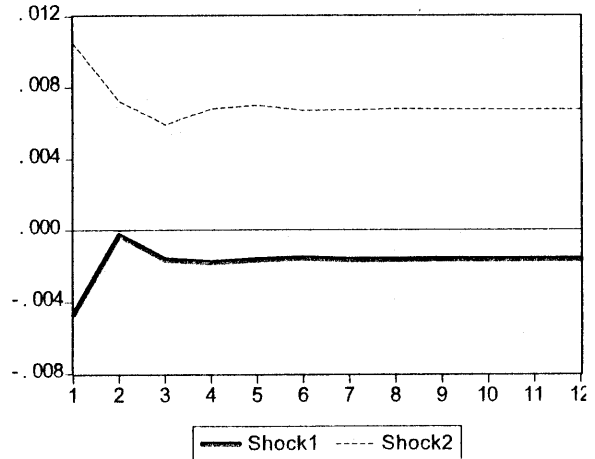


図4.1 財政赤字の累積インパルス反応関数 (年次データ)

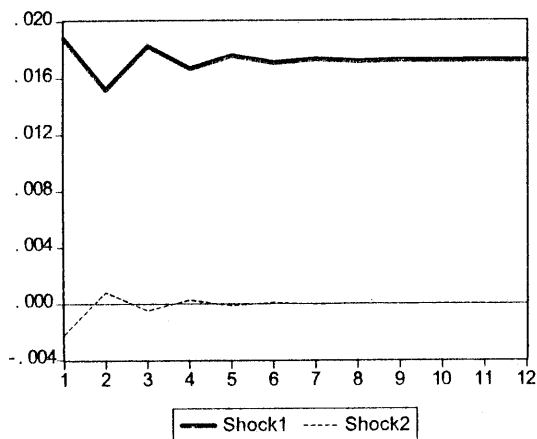
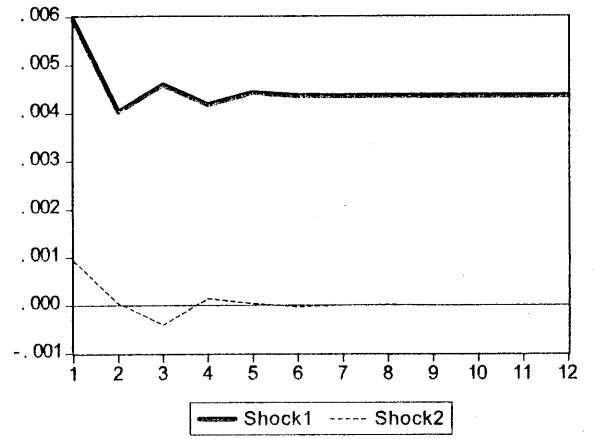


図4.2 財政赤字の累積インパルス反応関数 (四半期データ)



財政赤字の累積インパルス反応は図4.1, 図4.2で与えられる。両図に示されるように累積インパルス反応は財政赤字のショックに対してはプラスの反応であるが、貯蓄のショックではほぼゼロである。これはおそらく識別制約による影響と考えられる。

さらに分散分解を用いて分析を試みよう。分散分解はある変数の変動に他の変数の変動がどの程度影響を及ぼしているのかを表したものである。表8.1, 表8.2は各々年次データ及び四半期データにおける貯蓄の分散分解を示している。表8.1に示されるように年次データでは貯蓄の変動における財政赤字のショックの寄与率は高くても5%程度に過ぎないが、四半期データにおけるそれは25%であり、利用するデータによって寄与率に大きな差が見受けられる。

表8.1 貯蓄の分散分解 (年次データ)

Period	S.E.	Shock1	Shock2
1	0.0252	1.5065	98.4935
2	0.0260	1.7073	98.2927
3	0.0264	4.6095	95.3905
4	0.0265	5.1544	94.8456
5	0.0266	5.3411	94.6590
6	0.0266	5.3973	94.6027
7	0.0266	5.4147	94.5853
8	0.0266	5.4201	94.5799
9	0.0266	5.4218	94.5782
10	0.0266	5.4223	94.5777
11	0.0266	5.4224	94.5776
12	0.0266	5.4225	94.5775

表8.2 貯蓄の分散分解 (四半期データ)

Period	S.E.	Shock1	Shock2
1	0.0115	16.5341	83.4659
2	0.0127	25.3612	74.6388
3	0.0128	25.9439	74.0561
4	0.0129	25.8348	74.1652
5	0.0129	25.8386	74.1614
6	0.0129	25.8294	74.1707
7	0.0129	25.8324	74.1676
8	0.0129	25.8318	74.1682
9	0.0129	25.8319	74.1681
10	0.0129	25.8319	74.1681
11	0.0129	25.8319	74.1681
12	0.0129	25.8319	74.1681

一方、財政赤字の分散分解では表9.1及び表9.2に示されるように、年次データ、四半期データのいかに関わらず貯蓄のショックの寄与率が5%, 財政赤字のショックの寄与率は95%程度と安定している。これらの結果からデータ等により寄与率に多少の差はあるもののそれぞれの変数の変動は自己のショックの寄与がかなり大きいといえよう。

## (20) 財政赤字と貯蓄の長期的関係について

表9.1 財政赤字の分散分解 (年次データ)

Period	S.E.	Shock1	Shock2
1	0.0189	98.6517	1.3483
2	0.0195	96.3270	3.6730
3	0.0198	95.9810	4.0190
4	0.0199	95.8596	4.1404
5	0.0199	95.8237	4.1763
6	0.0199	95.8126	4.1874
7	0.0199	95.8092	4.1908
8	0.0199	95.8081	4.1919
9	0.0199	95.8078	4.1922
10	0.0199	95.8077	4.1923
11	0.0199	95.8077	4.1923
12	0.0199	95.8077	4.1924

表9.2 財政赤字の分散分解 (四半期データ)

Period	S.E.	Shock1	Shock2
1	0.0060	97.5701	2.4299
2	0.0064	95.8704	4.1297
3	0.0064	95.4298	4.5702
4	0.0064	94.7415	5.2585
5	0.0064	94.7208	5.2792
6	0.0064	94.7092	5.2908
7	0.0064	94.7072	5.2928
8	0.0064	94.7066	5.2934
9	0.0064	94.7063	5.2937
10	0.0064	94.7063	5.2937
11	0.0064	94.7062	5.2938
12	0.0064	94.7062	5.2938

表10.1 3変数モデル推定結果 (年次データ)

	パラメータ推定値	標準誤差	t 値
$\Psi_{11}$	0.800984	0.103407	7.745967
$\Psi_{21}$	0.001055	0.003239	0.325799
$\Psi_{22}$	0.007007	0.003750	1.868782
$\Psi_{31}$	0.017723	0.002288	7.745967
$\Psi_{32}$	-0.003122	0.003616	-0.863251
$\Psi_{33}$	0.019684	0.002541	7.745967

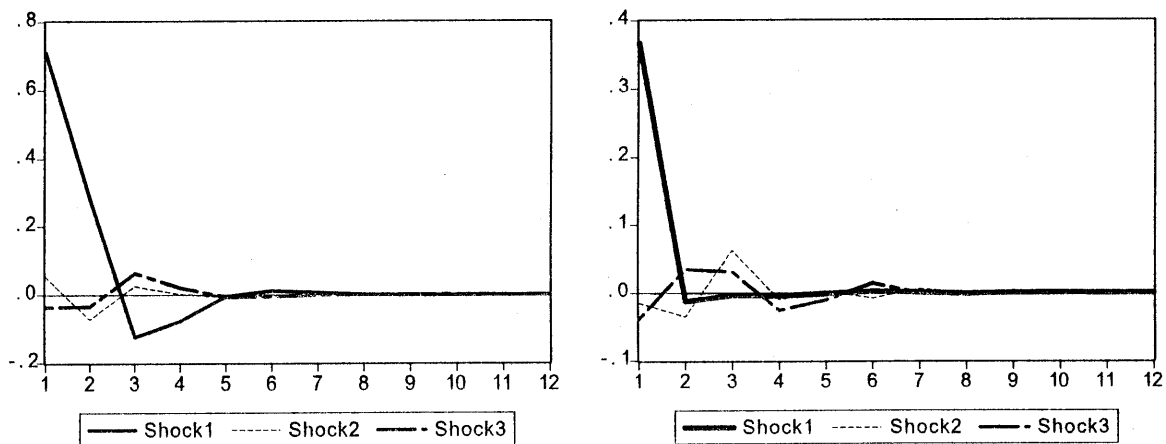
表10.2 3変数モデル推定結果 (四半期データ)

	パラメータ推定値	標準誤差	t 値
$\Psi_{11}$	0.347963	0.026081	13.34166
$\Psi_{21}$	0.000748	0.000467	1.601999
$\Psi_{22}$	0.001569	0.000710	2.208410
$\Psi_{31}$	0.004372	0.000328	13.34166
$\Psi_{32}$	-0.002362	0.000678	-3.484691
$\Psi_{33}$	0.006172	0.000463	13.34166

次に利子率・貯蓄・財政赤字の3変数モデルについて検証しよう。推定された識別制約は表10.1及び表10.2に示される。3変数モデルにおいても年次データを利用すると低いt値が一部みられるが、四半期データではほぼ問題ない水準にあると思われる。

3変数モデルにおいてもまずインパルス反応関数を用いて分析を試みた。ここでShock1は利子率のショック、Shock2は財政赤字のショック、Shock3は貯蓄のショックを表している。利子率のインパルス反応関数は図5.1、図5.2で示される。利子率のインパルス反応の特徴としては、他の変数と比較して自己のショックに対して非常に大きく反応するということがあげられる。これは他の変数の1期目の自己ショックによる反応が約0.01から0.02の範囲であるのに対して、利子率のそれが約3から7の範囲であることから明らかであろう。

図5.1 利子率のインパルス反応関数 (年次データ) 図5.2 利子率のインパルス反応関数 (四半期データ)



貯蓄のインパルス反応関数は図6.1、図6.2で、財政赤字のインパルス反応関数は図7.1、図7.2で与えられる。これらの図から貯蓄及び財政赤字のインパルス反応関数の傾向は2変数モデルのそれと同様のものと考えられる。すなわち、これらのインパルス反応は自己のショックに対して1期目に大きく反応するものの次第にゼロに収束して行き、他のショックも影響を与え

(22) 財政赤字と貯蓄の長期的関係について

図6.1 貯蓄のインパルス反応関数 (年次データ)

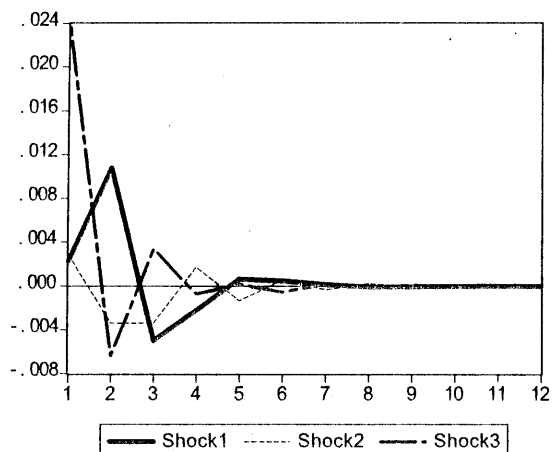


図6.2 貯蓄のインパルス反応関数 (四半期データ)

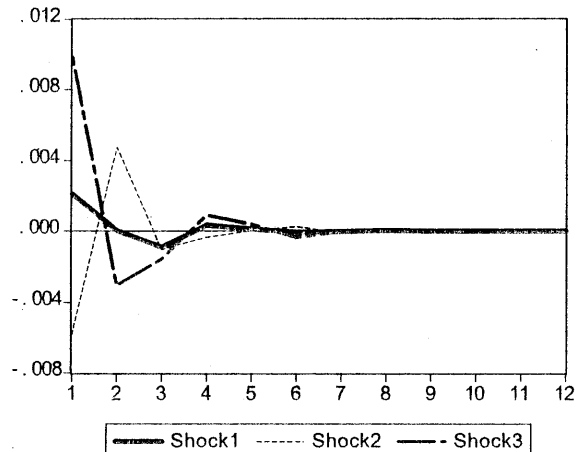


図7.1 財政赤字のインパルス反応関数 (年次データ)

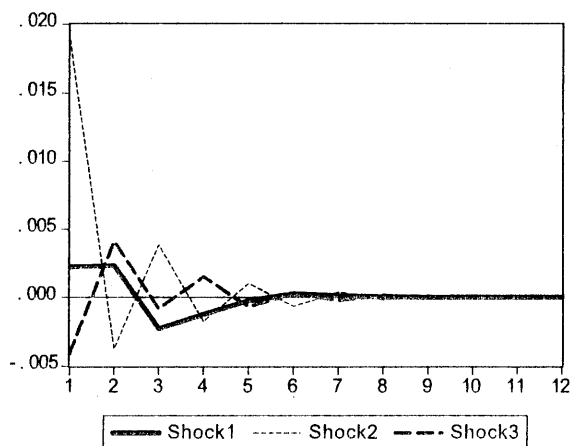
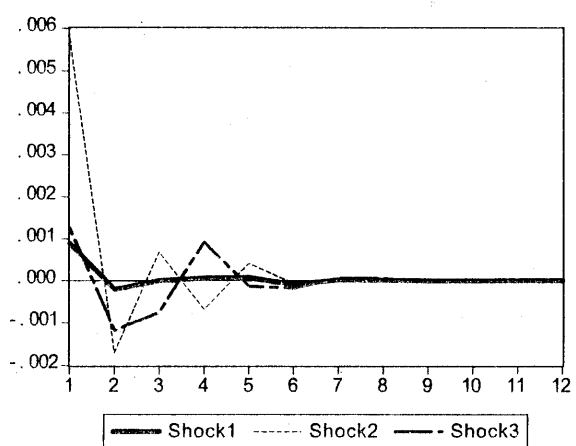


図7.2 財政赤字のインパルス反応関数 (四半期データ)



るが自己のショックほどではなく、これも最終的にはゼロへ収束していくという傾向を持つといえよう。

次に累積インパルス反応関数を用いて分析を行う。利子率の累積インパルス反応関数は図8.1, 図8.2に示される。これらの図から自己のショックに対する反応はプラスであり、その他のショックの反応はほぼゼロであることがわかる。これは識別制約による影響と予想される。また、貯蓄の累積インパルス反応関数は図9.1及び図9.2に、財政赤字の累積インパルス反応関数は図10.1及び図10.2に表される。これらの図からその大きさは比較的小さいもの

図8.1 利子率の累積インパルス反応関数 (年次データ)

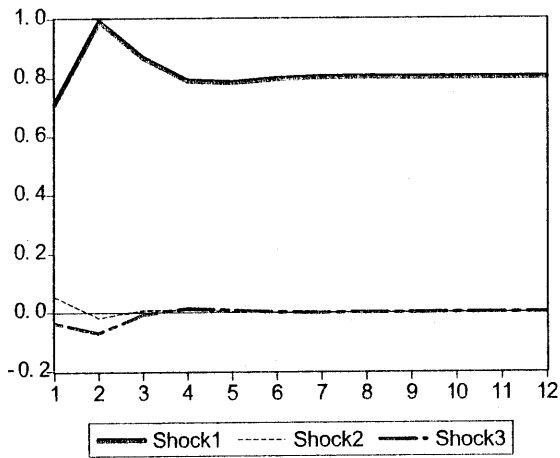


図8.2 利子率の累積インパルス反応関数 (四半期データ)

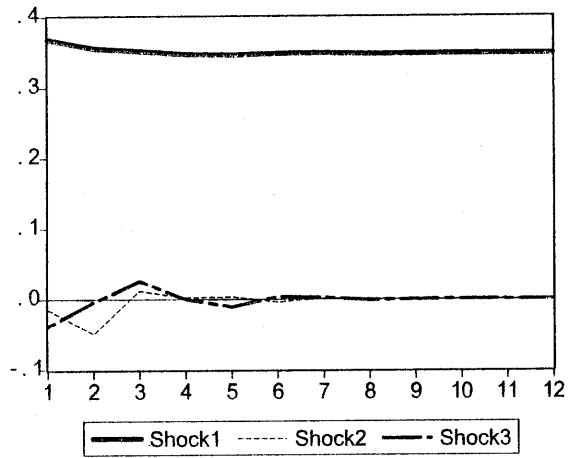


図9.1 貯蓄の累積インパルス反応関数 (年次データ)

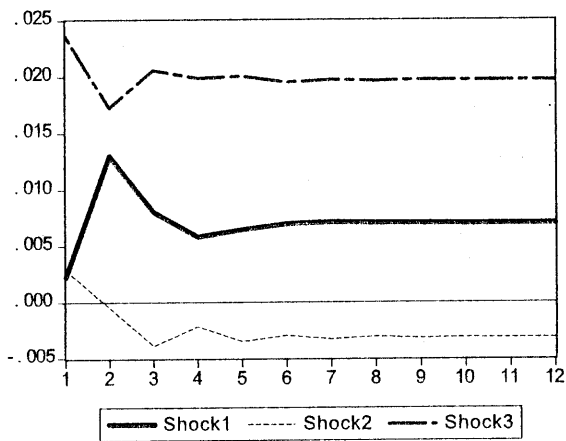


図9.2 貯蓄の累積インパルス反応関数 (四半期データ)

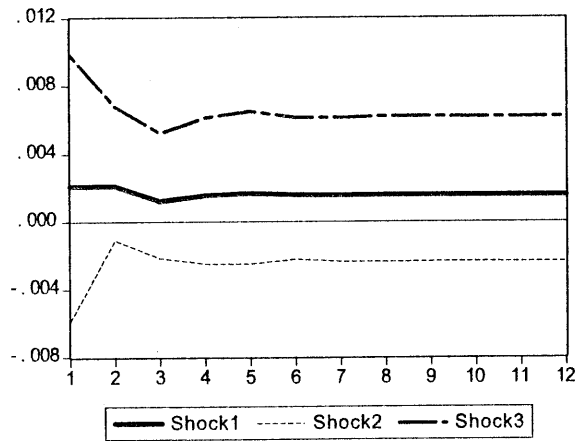


図10.1 財政赤字の累積インパルス反応関数 (年次データ)

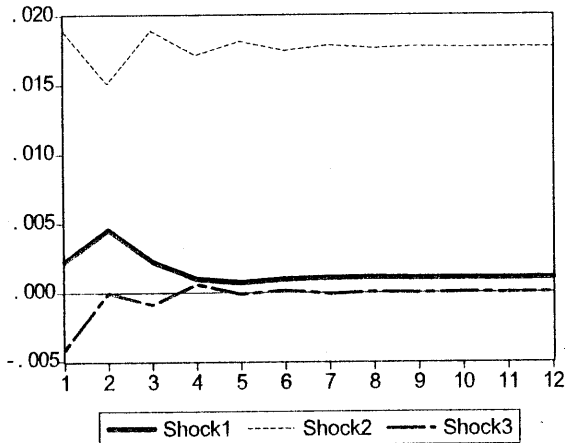
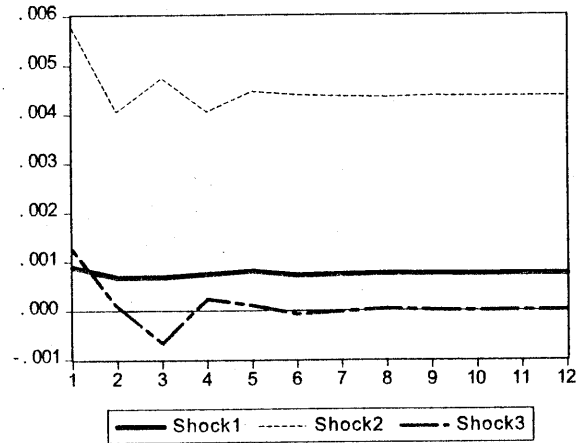


図10.2 財政赤字の累積インパルス反応関数 (四半期データ)



(24) 財政赤字と貯蓄の長期的関係について

の利子率のショックは貯蓄と財政赤字に対してプラスの影響を与える。この結果から、現在日本において財政赤字の拡大と利子率の低下が現在同時に生じているが、長期的にはこのような傾向が生じる可能性は低いと考えられる。また、その他のショックの反応に関しては2変数モデルの場合とほぼ同じものであると思われる。

最後に分散分解を用いて検証を試みる。利子率の分散分解（表11.1，表11.2）から利子率の変動に寄与しているものはほとんど自己のショックによるものと判断できる。一方、貯蓄では利用したデータによって結果に差異がみられる。表12.1に示されるように年次データの場合、利子率のショックの寄与は約20%と比較的高い、しかし表12.2に表されるように四半期データにおけるそれは3%程度であり、むしろ財政赤字のショックの寄与率が30%と非常に高い値を示している。一方、財政赤字の分散分解ではデータによる差異は見られず、自己のショックの寄与率が90%近くで最も高く、次いで貯蓄ショックが8%~10%程度であり利子率のショックは2%~4%程度である（表13.1，表13.2）。すなわちこれらの結果から変数の変動には自己の変動の影響がかな

表11.1 利子率の分散分解（年次データ）

Period	S.E.	Shock1	Shock2	Shock3
1	0.7148	99.1796	0.5591	0.2613
2	0.7717	98.2150	1.3604	0.4246
3	0.7847	97.5244	1.4250	1.0507
4	0.7888	97.4776	1.4104	1.1121
5	0.7889	97.4649	1.4158	1.1192
6	0.7890	97.4589	1.4169	1.1242
7	0.7890	97.4586	1.4169	1.1245
8	0.7890	97.4585	1.4169	1.1246
9	0.7890	97.4585	1.4169	1.1246
10	0.7890	97.4585	1.4169	1.1246
11	0.7890	97.4585	1.4169	1.1246
12	0.7890	97.4585	1.4169	1.1246

表11.2 利子率の分散分解（四半期データ）

Period	S.E.	Shock1	Shock2	Shock3
1	0.3702	98.7465	0.1543	1.0992
2	0.3737	97.0414	1.0435	1.9151
3	0.3800	93.8457	3.6622	2.4921
4	0.3811	93.3415	3.7093	2.9492
5	0.3812	93.2681	3.7075	3.0244
6	0.3816	93.0938	3.7432	3.1631
7	0.3816	93.0751	3.7614	3.1636
8	0.3816	93.0671	3.7610	3.1719
9	0.3816	93.0661	3.7614	3.1724
10	0.3816	93.0656	3.7614	3.1730
11	0.3816	93.0653	3.7615	3.1732
12	0.3816	93.0653	3.7615	3.1732



表12.1 貯蓄の分散分解 (年次データ)

Period	S.E.	Shock1	Shock2	Shock3
1	0.0239	0.8732	1.4292	97.6976
2	0.0272	16.3777	2.6354	80.9869
3	0.0280	18.5498	3.9223	77.5279
4	0.0282	18.9691	4.2544	76.7765
5	0.0282	18.9690	4.4665	76.5645
6	0.0282	18.9798	4.4992	76.5210
7	0.0282	18.9789	4.5112	76.5099
8	0.0282	18.9779	4.5172	76.5049
9	0.0282	18.9776	4.5187	76.5037
10	0.0282	18.9775	4.5193	76.5033
11	0.0282	18.9774	4.5195	76.5031
12	0.0282	18.9774	4.5196	76.5031

表12.2 貯蓄の分散分解 (四半期データ)

Period	S.E.	Shock1	Shock2	Shock3
1	0.0116	3.2519	25.3391	71.4090
2	0.0129	2.6333	33.9835	63.3832
3	0.0131	3.0468	33.7538	63.1994
4	0.0131	3.0915	33.6165	63.2919
5	0.0131	3.0965	33.5864	63.3172
6	0.0132	3.0965	33.5838	63.3196
7	0.0132	3.0968	33.5897	63.3135
8	0.0132	3.0973	33.5878	63.3149
9	0.0132	3.0973	33.5879	63.3148
10	0.0132	3.0973	33.5878	63.3149
11	0.0132	3.0973	33.5878	63.3149
12	0.0132	3.0973	33.5878	63.3149

表13.1 財政赤字の分散分解 (年次データ)

Period	S.E.	Shock1	Shock2	Shock3
1	0.0195	1.3237	94.1563	4.5200
2	0.0204	2.5028	89.3483	8.1489
3	0.0209	3.6008	88.4760	7.9232
4	0.0210	3.9026	87.7977	8.2998
5	0.0211	3.9041	87.7080	8.3879
6	0.0211	3.9123	87.6943	8.3934
7	0.0211	3.9121	87.6847	8.4032
8	0.0211	3.9117	87.6820	8.4063
9	0.0211	3.9117	87.6815	8.4068
10	0.0211	3.9117	87.6812	8.4071
11	0.0211	3.9116	87.6811	8.4072
12	0.0211	3.9116	87.6811	8.4073

表13.2 財政赤字の分散分解 (四半期データ)

Period	S.E.	Shock1	Shock2	Shock3
1	0.0060	2.2176	93.3201	4.4623
2	0.0063	2.0900	90.4434	7.4667
3	0.0064	2.0375	89.3040	8.6585
4	0.0065	1.9836	87.6486	10.3678
5	0.0065	1.9859	87.6495	10.3646
6	0.0065	2.0010	87.5683	10.4307
7	0.0065	2.0016	87.5620	10.4364
8	0.0065	2.0019	87.5560	10.4421
9	0.0065	2.0019	87.5543	10.4439
10	0.0065	2.0019	87.5542	10.4439
11	0.0065	2.0019	87.5540	10.4441
12	0.0065	2.0019	87.5540	10.4441

りの割合を占めるということが見て取れる。

#### 4 結 語

本稿では Structural VAR モデルを用いて、日本における貯蓄、財政赤字の長期的関係について検証を試みた。本稿での実証結果は以下のように要約で

(26) 財政赤字と貯蓄の長期的関係について

きよう。2変数モデル及び3変数モデルのいずれにおいても、イノベーション計算によると財政赤字の増加は貯蓄を減少させる可能性を示唆している。また四半期データを利用した分散分解の結果は貯蓄の変動に関する財政赤字のショックの大きな寄与を示している。一方で利子率のショックは財政赤字に対して、プラスの影響を与えるものの比較的小さいといえる。しかし、これは長期的には現在のような財政赤字の拡大と利子率の低下という状況が起こりにくいということを示唆するものといえよう。

次に本稿で残された課題として以下のような点が考えられる。本稿ではStructural VARモデルを利用して分析を行ったが、その際制約の方法として長期識別制約を課した。しかし、短期識別制約を課したStructural VARモデル及び無制約VARモデルを構築して分析を行うことは本稿の分析を補完する意味で有益であろう。また、VARモデルの安定性及び識別制約の妥当性を統計的に検証することも必要と思われる。さらに現在公表されているデータには制約があり整合的なデータを得ることは困難であるが、さまざまなデータを利用して分析することも必要といえよう。

また本稿では主に貯蓄と財政赤字に焦点を当てて分析を試みたが、Dalsgaard, Tomas. and Alain de Serres (2000) が試みているように、貯蓄以外のマクロ経済変数に対する財政赤字の影響を分析することも重要であると思われる。これらの点は今後の研究課題としたい。

#### 参 考 文 献

- 岩淵純一 (1990) 「金融変数が实体经济に与える影響について—Structural VARモデルによる再検証」『金融研究』第9巻第3号, pp.79-118.
- 岩本康志・尾崎 哲・前川裕貴 (1995) 「『家計調査』と『国民経済計算』における家計貯蓄率動向の乖離について(1)」『フィナンシャル・レビュー』第35号, pp.51-82.
- 岩本康志・尾崎 哲・前川裕貴 (1996) 「『家計調査』と『国民経済計算』における家計貯蓄率動向の乖離について(2)」『フィナンシャル・レビュー』第37号, pp.82-112.

- 絹川真哉 (2000) 「景気刺激策としての財政再建—構造的時系列モデルによる実証分析」  
FRI 研究レポート N0.83.
- 川北 力編 (2004) 『図説日本の財政 (平成16年度版)』東洋経済新報社.
- 川崎能典 (1992) 「Johansen の共和分検定について」『金融研究』第11巻第2号, pp.99-120.
- 古賀麻衣子 (2004) 「貯蓄率の長期的低下傾向をめぐる実証分析」『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』No.04-J-12.
- 杉原 茂・三平 剛・高橋吾行・武田光滋 (2000) 「金融政策の波及経路と政策手段」『経済分析』第162号, pp.115-435.
- 張 艶 (2003) 「構造型 VAR による中国の物価変動分析」『早稲田商学』第398号, pp.125-142.
- 照山博司 (2001) 「VAR による金融政策の分析：展望」『フィナンシャル・レビュー』第59号, pp.74-140.
- 中里 透・副島 豊・柴田 (中川) 裕希子・粕谷宗久 (2003) 「財政のサステナビリティと長期金利の動向」『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』No.03-J-7.
- 羽森茂之 (2000) 『計量経済学』中央経済社.
- 松浦克己・コリン・マッケンジー (2001) 『EViews による計量経済分析』東洋経済新報社.
- 三尾仁志 (2001) 「インフレ率の要因分解：構造型 VAR モデルによる需要・供給要因の識別」『金融研究』第20巻第4号, pp.99-135.
- 森棟公夫 (1999) 『計量経済学』東洋経済新報社.
- 山澤成康 (2004) 『実践計量経済学入門』日本評論社.
- 山本 拓 (1988) 『経済の時系列分析』創文社.
- Blanchard, Olivier J. and Danny Quian (1989) "The Dynamic Effects of Aggregate Supply and Demand Disturbances" *American Economic Review*, vol.79 No.4, pp.655-673.
- Dalsgaard, Tomas. and Alain de Serres (2000) "Estimating Prudent Budgetary Marging for EU Countries: A Simulated SVAR Model Approach" *OECD Economic Studies*, No.30, pp.115-147.
- Doménech, Rafael., David, Taguas. and Juan, Varela (2000) "The Effects of Budget Deficit on National Saving in the OECD" *Economic Letters*, vol.69, pp.377-383.

(28) 財政赤字と貯蓄の長期的関係について

- Enders, Walter (2003) "Applied Econometric Time Series Second Edition" Wiley.
- Hamilton, J. A. (1994) "Time Series Analysis" Princeton University Press.
- Osterwald-Lenum M. (1992) "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol.54, pp.461-472.
- Pradhan Gyan and Kamal P. Upadhyaya (2001) "The Impact of Budget Deficits on National Saving in the USA" *Applied Economics*, vol.33, pp.1745-1750.
- Sims, C.A. (1980) "Macroeconomics and Reality" *Econometrica*, vol.48, pp.111-156.