



FRI 研究レポート

No.83 May 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

研究員 絹川 真哉

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 -

研究員 絹川真哉

要 旨

1. 日本の財政赤字が危機的水準に達したとの見方が広まる中、政府は景気回復へ向けた積極的な財政政策を継続している。一方で日本の財政政策乗数低下が指摘され、さらには主に 1980 年代のヨーロッパの経験から、大胆な財政再建が短期的にも景気を刺激するという「非ケインズ効果 (Non-Keynesian Effects)」の存在を指摘する研究も多く報告されている。果たして、我が国政府が今後も財政政策を続けることは正しい選択なのだろうか。

2. 本稿は、日本において財政政策が実質 GDP に与える影響を、その程度だけではなく、正の影響を持つのか、あるいは負となっているのかについて検証するため、通常のマクロ経済モデルではなく、構造的な多変量時系列モデルを用いて分析した。

3. モデルの推定結果は、財政赤字対名目 GDP に生じた正のショック、つまり財政改革のショックが長期的のみならず短期的にも GDP を増加させる効果を持つことを確認し、「非ケインズ効果」を支持するものとなった。

4. 経済企画庁と貯蓄広報中央委員会によるアンケート調査は、多くの消費者が年金など将来に対する不安から貯蓄を増加させ、現在の消費を抑制していることを明らかにしている。このような状況下、本稿の推計結果が示すように、財政政策の継続よりもむしろ財政再建によって消費が増加する可能性は否定できないだろう。

* 本稿の作成に当たり、一橋大学経済研究所渡辺努助教授（富士通総研経済研究所客員研究員）からは論文全般にわたって詳細な助言を頂いた。また、一橋大学経済学部斯波恒正教授からは時系列モデルに関して有益なコメントを頂いた。記して感謝の意を表したい。いうまでもなく、残された誤りはすべて筆者のみの責任である。

目次

1 . はじめに	1
2 . モデル	2
3 . データ	6
4 . 推定結果	9
(1) 実質 GDP のインパルス応答関数	10
(2) 非ケインズ効果による財政再建乗数	11
5 . 推定結果の解釈	12
(1) 非ケインズ効果	14
(2) 我が国経済の現状との整合性	15
6 . まとめ	16
付録 1 : 構造的時系列モデルおよび推定方法	17
付録 2 : インパルス応答関数の推定結果	21
参考文献	22

1 . はじめに

平成 12 年 1 月 28 日、宮澤大蔵大臣は第 147 回国会における財政演説の中で、我が国財政は危機的な状況にあると述べた。我が国の財政赤字は、国と地方を合わせたベースで見ると、平成 10 年度に名目 GDP 比 9.6%、そして平成 11 年度（2 次補正後）には 10.7% に達している。この水準は OECD 加盟国の中で最も高く、米国をはじめ多くの国々で財政赤字が縮小する中、突出している。また、債務残高を見ても平成 11 年度には国と地方の合計で 608 兆円（2 次補正後）に達し、名目 GDP を大きく上回る（対名目 GDP 比 122.7%）見込みである。

財政事情がここまで悪化した背景としては、90 年代後半以降、景気下支えのために積極的な財政政策が採用されてきたことが挙げられる。90 年代後半、特に 97 年末以降の時期は、経済がデフレスパイラル的に悪化する懸念があり、また、銀行部門も深刻な危機に落ち込む可能性があった。財政支出の拡大はこれらを回避するために不可欠であったと政府をはじめ多くの人々が考えている。

一方、マクロ計量モデルを用いた最近の研究では、減税や公共投資増が GDP に及ぼす効果、つまり財政乗数は近年低下傾向にあり、90 年代の財政発動の景気下支え効果は極めて限定的であったとの指摘も少なくない。例えば、吉野・嘉治・亀田（1998）は開放経済マクロモデルを用いて財政乗数の推計を行っており、80 年代初めに 3.5 程度であった財政支出乗数が、90 年代には 1.4 程度まで低下していることを確認している。また、彼らは景気の上昇期と下降期とでデータを分けて推定を行っており、92 年第 3 四半期から 94 年の第 2 四半期における財政支出乗数は、景気下降期では 0.9 程度まで低下するという結果を得ている。経済企画庁（1998）のマクロ計量モデル（短期日本経済マクロ計量モデル）によるシミュレーションも、公的固定資本形成乗数が 2 年目に約 1.3% 程度でピーク、減税乗数が 2 年目に 0.6% 程度でピークという推定結果を得ている。

財政乗数低下の要因としては財政支出配分の非効率性などいくつか考えられるが、その中でも特に重要と思われるのは、人々が将来を見通しながら支出行動を決めているという点である。たとえば、景気刺激策として政府が減税を行ったとしても、それが国債の発行でファイナンスされている場合には、人々は「国債の償還時点で政府は資金が必要になり、そのときには増税に踏み切るだろう」と予想するかもしれない。そうすると、人々は将来の増税を心配するあまり、減税で手元に多少余裕ができて、それを支出に回すことはしないであろう。その結果、減税の景気刺激効果は減殺されてしまう。これは「リカードの中立命題」と呼ばれている。

人々の支出行動が将来の見通しに依存するということは、財政支出とは反対の財政再建についても重要なインプリケーションをもつ。ケインジアン的な発想にたてば、財政支出の削減や増税などによる財政再建は景気を落ち込ませるはずである。しかし、人々が将来の見通しを重視する場合はそうなるとは限らない。仮に財政赤字が非常に悪化している状

況下で、政府が非効率な歳出を大胆に削減したとしよう。無駄な歳出が削減されるということは、納税者からみると、将来の税負担が軽減されることを意味する。したがって、納税者、つまり消費者は将来の可処分所得が増加すると予想する。その結果、消費支出は増加するであろう。もちろん、歳出削減自体は有効需要を減らすが、消費支出のプラス効果はそれを減殺、ないしは凌駕する可能性がある。つまり、財政再建が景気に対してプラスの影響をもつ可能性がある。以上のような財政再建の効果は、ケインジアン的な効果との対比で「非ケインズ効果 (Non-Keynesian Effects)」と呼ばれ、理論的にその可能性が指摘されるにとどまらず、実証的にもデンマークなどいくつかの国で確認されている。

我が国の 90 年代後半は、「非ケインズ効果」と全く正反対のことがおきた可能性がある。すなわち、公共投資をはじめと財政政策の拡大により、消費者が将来の税負担の増加や公的年金給付切り下げなどを予想し、現時点での支出をむしろ抑制してしまった可能性がある。もしそうであるとすれば、90 年代の財政乗数はゼロ近傍、もしくはマイナスになっている可能性すらあるといえる。

本稿は、こうした問題意識にもとづき、我が国の財政乗数をマイナスの可能性も含めて計測することを試みる。具体的には、構造型の多変量時系列モデルを用いることにより、経済に発生する様々なショックを識別しながら財政乗数を計算する。本稿の推計結果は、

現在 (1997 年度) において、財政赤字対名目 GDP の増加、つまり財政収支の改善は、GDP を押し上げる効果を持つ。

財政再建の乗数は約 1 である。よって、政府支出削減など財政再建の規模と、それによってもたらされる GDP の増分はほぼ等しい。

というもので、我が国でも非ケインズ効果が存在することを示唆している。この結果は、無駄な歳出を削減するかたちで財政再建を行えば、景気に対してむしろプラスの効果が期待できることを意味している。

以下、第 2 節でモデル、第 3 節でデータを説明し、第 4 節で推定結果を示す。第 5 節では推定結果とその政策的含意について解釈を行い、最後に結論をまとめる。

2 . モデル

本稿は、Blanchard and Quah (1989) や Ahmed et al. (1993) 同様、変数間の長期的関係に対して経済理論による制約を与えた構造的な多変量時系列モデルを推定し、財政政策に生

じたショックが GDP にどのような影響を与えるのかを検証する¹。このモデルにおいて、変数間の関係は短期と長期とでは異なり、短期的関係には何ら制約が課せられない。したがって、定義（国民所得 = 民間消費 + 民間投資 + 政府支出 + 純輸出）によって政府支出が常に所得を増加させる通常のマクロ計量経済モデルとは異なり、財政収支改善のショックが短期的にも GDP を上昇させる非ケインズ効果の検証も可能となる。

本稿は、財政政策、実質 GDP そして貨幣供給の 3 変数からなるモデルを構築した。これら 3 変数の長期的関係を以下のように記述し、構造的多変量時系列モデルを推定する際の制約条件とした。これらの定式化は Ahmed et al. (1993) を参考に行った。構造的多変量時系列モデルとその推定方法の説明は付録 1 を参照。

a . 財政政策

財政政策の変数として財政赤字対名目 GDP 比率 (fy_t) を用いる。長期において財政赤字対名目 GDP 比率の変動を決めるのは、政府規模に関する政府の姿勢の変化のみであると し、以下のように定式化する。

$$fy_t = fy_{t-1} + e1_t \quad [1]$$

$e1_t$ が外生的に生じる政府規模に関する政府の姿勢の変化で、以下では財政政策ショックと呼ぶ。財政政策ショックは、景気上昇時の税収増による財政赤字縮小などとは異なり、例えば、

- ・ 政権政党の交代で政策が大きく変わり、福祉などへの支出が恒常的に増加あるいは減少した。
- ・ 民営化や行政改革により政府規模が縮小し、政府支出の大きな部分が民間で代替されるようになった。

などの構造的変化を示す。

[1]の定式化は、財政赤字対名目 GDP 比率が単位根を持ち、ランダムウォークにしたがう非定常系列であるとの仮定にもとづいている²。しかし、財政赤字対名目 GDP 比率が単位

¹ 時系列モデルを用いた財政赤字の実証研究としては Dalsgaard and De Serres (1999) がある。彼らは EU 加盟 11 개국について、実質 GDP 成長率、財政赤字対名目 GDP 比率（階差）、民間貯蓄対名目 GDP 比率（階差）、物価上昇率の 4 変数を、供給、財政、需要、名目の 4 つのショックで説明するモデルを推定している。ただし、4 つのショックを識別するための経済理論は用意されておらず、4 つのショックに対する意味付けも恣意的なものである。

² ある系列が単位根を持てば、ある時点での確率的なショックの影響は長期にわたって継続する。一方、単位根を持たなければ、ある時点での確率的なショックの影響はその時点のみである。単根や非定常性についての詳しい説明は山本（1988）など。

根を持つかどうかはそれ自体多くの議論を巻き起こしている問題である。

例えば Bohn (1998)は米国の政府負債対 GDP 比率に関し、Dickey-Fuller や Phillips-Perron の方法による通常の単位根検定では、単位根を持つかどうかについて正しい結論が得られないと指摘している。その理由は、通常の単位根検定では(戦時など)一時的な財政支出と景気循環要因がコントロールされないためであり、これらをコントロールすることで政府負債対名目 GDP 比率が定常であることを Bohn (1998)は示した。そして、政府負債対 GDP 比率の増加に対する(利払いを除いた)財政余剰の反応が正であるという実証結果を得、政府が財政赤字を修正するよう行動していることを示した。この結果に従えば、財政赤字対 GDP 比率は定常であると考えるのが自然である。

そこで本稿は、財政赤字対名目 GDP 比率は単位根を持たないとの仮定のもと、

$$f_{y_t} = e_{1_t} \quad [2]$$

と定式化した場合についても推定を行う。

財政赤字対名目 GDP 比率を[2]のように定式化した時、財政政策ショック e_{1_t} から長期的影響を受けるのは財政赤字対 GDP 比率 f_{y_t} そのものではなく、累積財政赤字対名目 GDP 比率である。累積財政赤字対名目 GDP 比率は以下のように解釈することができる。まず、財政赤字(D)は税収(T)と政府支出(G)の差額であり、さらに税収と政府支出は国内総生産の一定割合であると仮定する。

$$D = T - G = tY - gY = (t - g)Y$$

税率(t)と政府支出比率(g)の差は政府の財政に対する姿勢と解釈できる。これがプラスであれば政府は財政健全化を目指しているのであり、マイナスであればケインジアン的な拡大財政である。よって、財政赤字対 GDP 比率を累積させた

$$D/Y = (t-g)$$

は長期的あるいは平均的な政府の財政に対する姿勢と解釈できる。

b. 実質 GDP

実質 GDP (Y) は、ハロッド中立型技術進歩を含む以下のコブ = ダグラス型生産関数によって定式化する。

$$Y_t = K_t^{1-a} (A_t L_t)^a \quad [3]$$

K は資本投入、L 労働投入、そして A は（労働）生産性である。これら各要素の長期的な変動をそれぞれ以下のように定式化する。

生産性についてはリアル・ビジネス・サイクル（real business cycles）理論に従ってランダムウォークであるとし、ある時点の技術革新から長期的な影響を受けるとする。リアル・ビジネス・サイクル理論における技術革新の意味は広く、天候悪化、規制強化、石油価格上昇なども技術革新に含め、これらをマイナスの技術変化と解釈する。さらに植田・奥村（1995）同様、生産性は財政政策の変化からも長期的な影響を受けると仮定し³、生産性を以下のように定式化する。

$$\log A_t = b_0 + b_1 e1_t + \log A_{t-1} + e2_t \quad [4]$$

$e2_t$ が技術革新を示すショックで、以下では生産性ショックと呼ぶ。

次に労働投入については、労働者 1 人当たりの労働時間に限りがある以上、国全体での労働投入成長率は長期的には人口成長率に等しくなる。人口成長率が長期的に \bar{n} で一定だとすると、労働投入の成長率は

$$\Delta \log(L_t) = \bar{n} \quad [5]$$

最後に資本投入に関しては、長期的には定常状態へ収束すると仮定し、

$$\Delta \log(K_t) = 0 \quad [6]$$

とする。以上、[3]～[6]より、

$$\begin{aligned} \Delta \log(Y_t) &= (1 - \alpha)\Delta \log(K_t) + \alpha\Delta \log(A_t) + \alpha\Delta \log(L_t) \\ &= \alpha(b_0 + \bar{n}) + \alpha b_1 e1_t + \alpha e2_t \end{aligned}$$

したがって、長期的に実質 GDP 成長率は財政ショックと生産性ショックによって決まる。

c. 貨幣供給

貨幣供給（M）は長期的には実質変数に対して影響を与えず中立的であるが、短期的には影響を与えるためモデルに組み入れる必要がある。貨幣供給の成長率は、金融政策の変更

³ 植田・奥村（1995）のこのような定式化は、財政支出が長期的に生産性を有意に引き上げるといういくつかの実証研究にもとづいている。日本におけるこのような研究としては例えば、浅く次ページへ続く

などによるマネタリーショック $e3_t$ に加え、財政ショックと生産性ショックからも影響を受けるとし、以下のように定式化する。

$$\Delta \log(M_t) = c_0 + c_1 e1_t + c_2 e2_t + e3_t$$

以上が財政赤字対名目 GDP 比率、実質 GDP そして貨幣供給の長期的関係を記述するモデルで、これらを行列にまとめると次のようになる。

$$\begin{pmatrix} \Delta f y_t \\ \Delta y_t \\ \Delta m_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ \mathbf{a}(b_0 + \bar{n}) \\ c_0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ \mathbf{a}b_1 & \mathbf{a} & 0 \\ c_1 & c_2 & 1 \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} e1_t \\ e2_t \\ e3_t \end{pmatrix} \quad [7]$$

構造的多変量時系列モデルを推定可能にするには、変数間の長期的関係を記述する行列が [7] 式に示されるような下三角行列であるという仮定に加え、3つのショックが互いに独立であるという仮定を用いる。なお、各変数からはあらかじめ平均を差し引き、[7]の定数項部分はゼロとおいた。

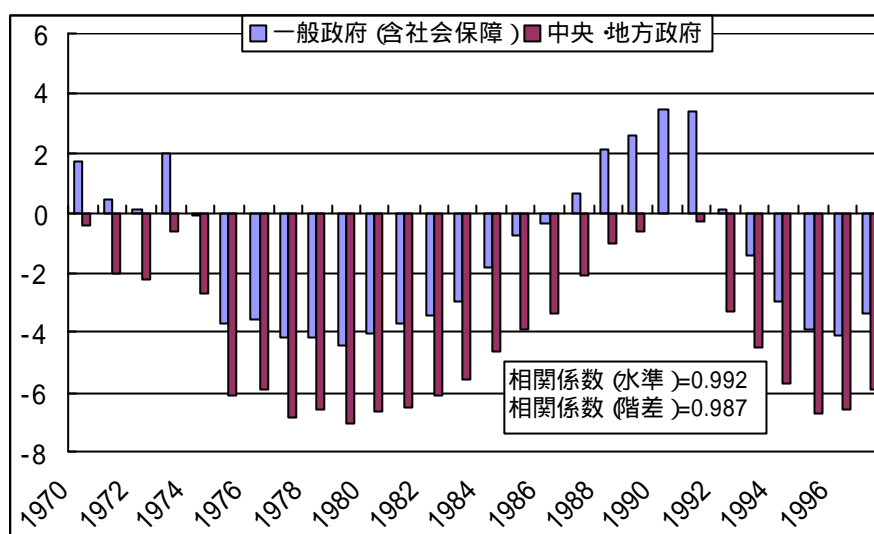
3 . データ

実質 GDP と財政赤字の出所はともに経済企画庁「国民経済計算年報」で、財政赤字については一般政府の貯蓄投資差額を用いている。

ここで、一般政府は中央政府、地方政府、および社会保障基金からなり、我が国の財政赤字には社会保障基金を含めないのが一般的である。しかし、一般政府の貯蓄投資差額が 1955 年度から利用可能であったのに対し、社会保障基金を含まない貯蓄投資差額は 1970 年度からのみ利用可能であり、より期間の長いデータを得るために前者を用いた。なお、社会保障基金を含む場合と含まない場合とでは貯蓄投資差額対 GDP 比の水準こそ異なるものの、両者の動きはほとんど一致している（図表 1）。1970 年度から 1997 年度における相関係数は水準で 0.992、階差で 0.987 である。このため、本稿の分析では社会保障を含めるかどうかは大きな問題ではないと思われる。

子他（1994）などがある。

図表 1 一般政府と中央・地方の貯蓄投資差額対 GDP 比

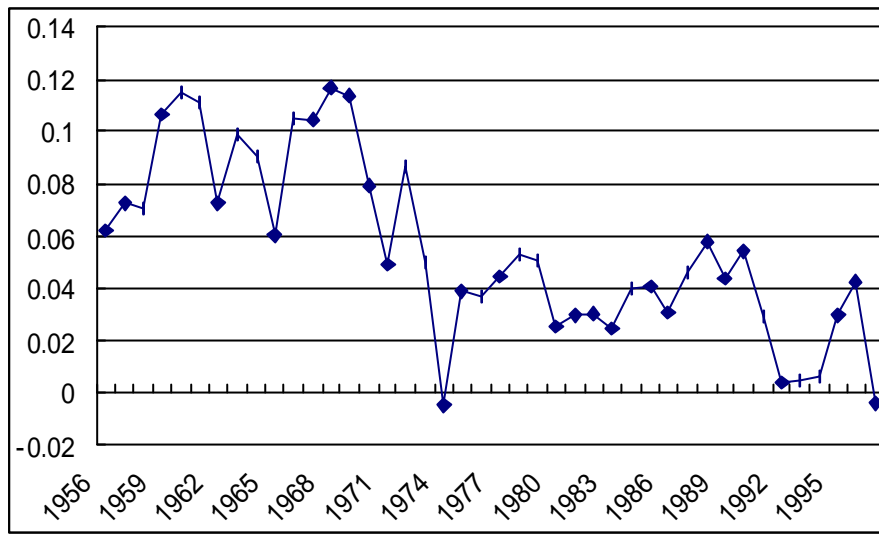


貨幣供給は日本銀行「マネーサプライ」より M1 の年度末残高を用いた。我が国における貨幣供給の代表的指標は M2+CD であるが、M1 の収録時点が 1955 年であるのに対し、M2+CD の収録時点は 1970 年であるため、より収録期間の長い M1 で代替した。

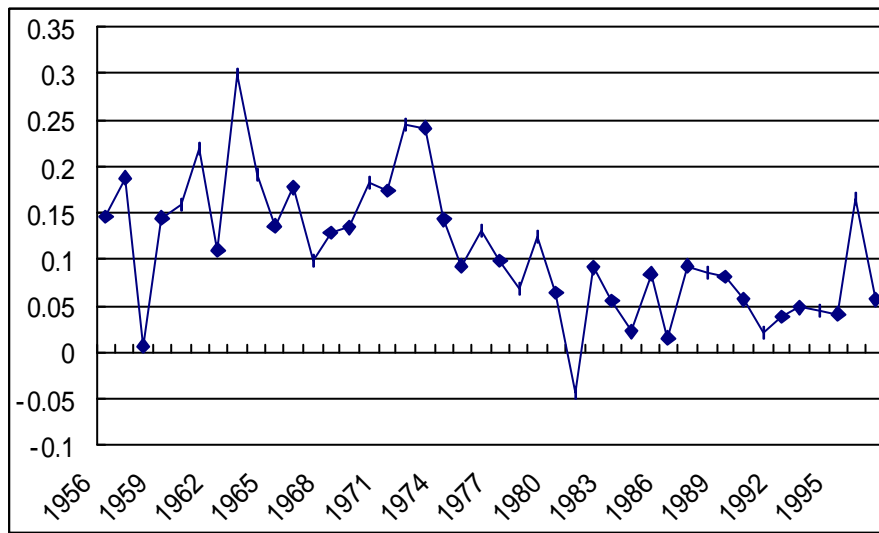
本稿のモデルでは、実質 GDP と貨幣供給についてはその階差系列が定常（水準系列は非定常）で、単位根を持つ系列であることを仮定した。これを支持する実証結果として馬場（1995）があり、我が国の実質 GNP と M2+CD 残高については単位根が棄却できないとの結果を得ている。

しかし、いずれの変数も実際にはトレンドを持つ非定常系列である。以下の各グラフは 1955 年から 1997 年度における実質 GDP 成長率（実質 GDP 対数値の 1 階階差）、M1 成長率（M1 対数値の 1 階階差）、そして財政赤字（一般政府貯蓄投資差額）対名目 GDP 比率である。

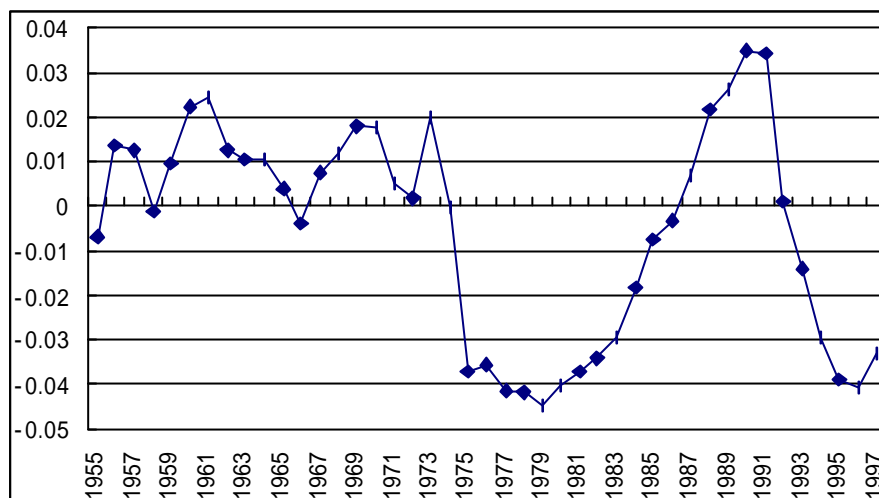
圖表 2 實質 GDP 成長率



圖表 3 M1 成長率



図表 4 財政赤字対名目 GDP 比率



いずれの変数も第1次石油危機があった1973年度近辺でデータの振る舞いが大きく変わっている。実質 GDP 成長率と M1 成長率については1973年度を境に水準が低下している。そして財政赤字対名目 GDP 比率については、1973年度近辺を境に上昇から下降に転じる周期がそれまでよりも大幅に長くなっている。これらデータはこのままではトレンドを持つ非定常系列となるため、以下のように定常系列へ変換した。

実質 GDP 成長率と M1 成長率は、サンプルを1955年度から73年度、そして74年度から97年度とに分けてそれぞれ平均値を計算し、2つのサンプル期間で異なる平均値を差し引いた。

財政赤字対名目 GDP 比率については、モデルの[1]と[2]に従い、階差によってトレンドを除去した系列と、トレンド線を当てはめたときの残差系列の二つを用意した。前者について、階差系列は1973年度前後で水準の差はほとんどないため、全サンプル期間の平均を差し引いた⁴。後者については、1973年度前後で水準の差はないものの、データの振る舞いは大きく変わっていることから、1973年度で屈折するトレンド線を当てはめた。

4. 推定結果

以下では構造的多変量時系列モデルの推定結果として、3つの経済ショック（財政政策ショック、生産性ショック、マネタリーショック）に対する実質 GDP（対数値）のインパ

⁴ サンプルを1973前後で分け、2つの期間の平均が有意に異なるかどうかを t 検定によって行った。分散が2つの期間が同じとした場合と異なるとした場合ともに、平均が異なるという仮説 <次ページへ続く>

ルス応答関数をグラフによって示す。このインパルス応答関数は、

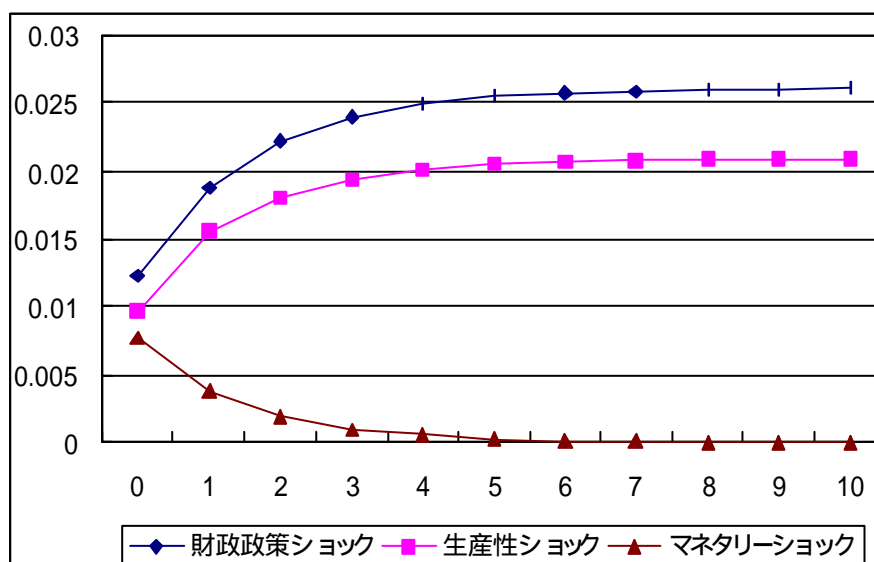
1997 年度時点における 3 つの各ショック 1 単位分のプラス変化によって、その後の実質 GDP 成長率が毎年どれだけ変化するのか

を示す。財政政策ショックのプラス変化は財政赤字比率の改善、つまり政府支出減少、あるいは増税を意味する。なお以下では、各期における実質 GDP 成長率の変化を累積させることで、各ショックが実質 GDP 水準へ与える影響を見る。さらに、財政再建の規模に対しどれだけ実質 GDP が増加（または減少）するのかを見るため、乗数の試算も試みる。財政赤字対名目 GDP 比率、貨幣供給のインパルス応答関数については、実質 GDP（対数値）とともに数値のみを付録 2 に示した。

（ 1 ） 実質 GDP のインパルス応答関数

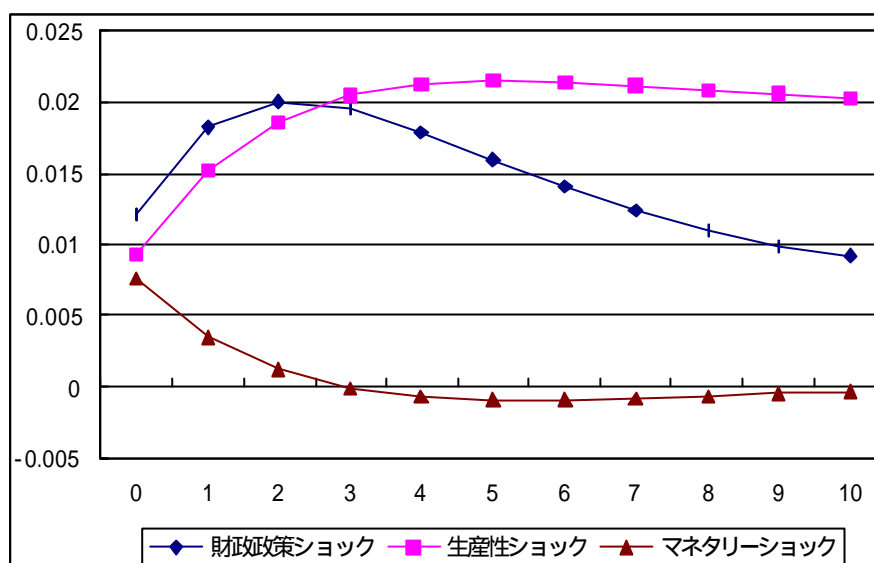
図表 5 は財政赤字比率が単位根を持つ (I(1)) と仮定し、階差系列を用いた推定結果である。これは長期モデルの[1]に対応する。一方、図表 6 は財政赤字比率に単位根がない (I(0)) と仮定し、トレンド線からの残差系列を用いた推定結果である。これは長期モデルの[2]に対応する。

図表 5 実質 GDP（対数値）のインパルス応答関数：財政赤字比率 I(1)



は 5% 有意水準で棄却できなかった。

図表 6 実質 GDP (対数値) のインパルス応答関数：財政赤字比率 I(0)



制約条件より、実質 GDP の水準に対して長期的な影響を与え得るのは財政政策ショックと生産性ショックである。2つの結果とも、生産性ショックにより実質 GDP は増加し、かつその影響は長期にわたっている。一方、マネタリーショックは短期的に実質 GDP を増加させ、長期的にはその影響がゼロとなる。

財政政策ショックについては2つの結果とも、長期のみならず短期でも実質 GDP を増加させており、非ケインズ効果を示す結果となった。ただし、そのパターンは若干異なり、長期モデル[1]にしたがって財政赤字対名目 GDP 比率が単位根を持つとした場合は、財政政策ショックの影響が生産性ショックを上回り、かつその効果は減衰しない。一方、長期モデル[2]にしたがって財政赤字対名目 GDP 比率が単位根を持たないとした場合は、短期的には財政政策ショックの影響が生産性ショックを上回るが、その効果は減衰し、長期的には生産性ショックを下回るというものである。

(2) 非ケインズ効果による財政再建乗数

以下ではインパルス応答関数の推計結果をもとに、非ケインズ効果による財政再建の乗数の試算を試みる。乗数は、(A) 各期の実質 GDP の増加額、(B) 97 年度において財政赤字対名目 GDP 比率が1%ポイント増加(財政赤字比率が改善)した時の実質財政赤字減少額との比として計算した。財政赤字額の実質化には GDP デフレーターを用いた。

図表 7 財政再建乗数

	実質GDP成長率の財政 ショックに対するインパ ルス応答関数		各期の実質GDP増加額 (累積額、10億円) (A)		乗数 (A) / (B)	
	図表5	図表6	図表5	図表6	図表5	図表6
0	0.00963	0.00931	4698.85	4540.92	0.963	0.9308
1	0.00594	0.00585	2927.14	2882.47	0.600	0.5909
2	0.00255	0.00345	1251.69	1693.02	0.257	0.3470
3	0.00130	0.00185	635.84	903.76	0.130	0.1853
4	0.00070	0.00083	342.24	405.16	0.070	0.0831
5	0.00038	0.00022	184.24	109.11	0.038	0.0224
1997年度赤字比率1%分の実質赤字額 (10億円) (B)					4878.3	

短期の乗数は1前後で、以後は減衰していく。財政赤字対名目比率が1%ポイント改善した場合、短期的にそれとほぼ同じ大きさだけ実質GDPが増加し、減衰しながらもプラスの効果はしばらく続いていくという結果である。これらの結果にしたがえば、財政政策を拡大するのではなく、むしろ縮小した場合においても景気を下支えることが可能である。

5. 推計結果の解釈

本稿のモデルの推計結果は、通常のケインズ的な財政政策の効果とは異なり、財政収支の改善がむしろ実質GDPを増加させる非ケインズ効果を示すものとなった。以下ではまず、非ケインズ効果に関するいくつかの代表的な研究を簡単にサーベイし、そのメカニズムについて若干詳しく説明する。そして、非ケインズ効果が起きる可能性が現在の日本の状況とどれだけ整合的なのかについて考察する。

(1) 非ケインズ効果

マクロ経済学の教科書の教えによれば、政府支出削減や増税などの財政政策は短期的に民間消費や投資を減少させ、経済成長を減速させる。しかし実際には、過去多くの国において財政再建とプラスの経済成長が同時に起っている。後者において、財政再建を短期的な経済成長の直接的原因とみるのが非ケインズ効果である。

a. デンマークとアイルランドの経験

非ケインズ効果を分析した初期の代表的研究は Giavazzi and Pagano (1990) である。彼らは財政再建と景気回復の関係がもっとも顕著であったデンマークとアイルランドについて詳細な分析を行った。

デンマーク

1982年当時、デンマークの利払いを除いた財政赤字対GDP比は3.1%に達していた。需要を刺激するために債券発行額が大きく増加したためであり、長期金利は22%に達していた。しかしこの間、失業率が1979年に比べて4.2%増加するなど、財政政策の需要刺激効果はほとんどなく、景気の低迷は続いた。

こうした状況のもと、財政赤字の持続可能性に疑問を持った政府は、政府消費と公共投資の削減、そして増税によって財政再建へと政策を転換した。また、金融面では自国通貨クローネの信頼を取り戻すため為替レートを段階的に切り下げ、その後にドイツマルクとの為替レートを固定した。さらに、資金流入に関する規制を廃止し、資金流出に関する規制も段階的に廃止していった。

これら政策の結果は民間需要の減少ではなく、著しい増加であった。デンマークでは1983年から86年の間、完全雇用財政赤字対GDP比率が年平均で1.8%ポイント改善した一方、実質GDPは3.6%増加した。政府負債の減少による長期金利低下は、住宅、株式、債券など家計資産の価値を増加させ、消費者の自信（Index of consumer's confidence）も回復した。消費者の自信回復は大幅な増税や政府支出削減と同時に起ったのである。

アイルランド

アイルランドが1980年代初期に財政再建を試みた時起ったことは、マクロ経済学の教科書の予想と同じであった。1981年当時、アイルランドの完全雇用財政赤字の対GDP比は8.4%に達し、経常赤字の対GDP比は10%を超えていた。最初の財政再建の試みは1982年に行われ、主に増税によって1984年までに完全雇用財政赤字対GDP比は7%ポイント以上改善した。同時に自国通貨ポントをEMS（実質的にはドイツマルク）に連動させることでインフレ率の低下を推し進めた。これによって金利は名目、実質ともに低下（債券価格は上昇）したが、一方で住宅価格や株価などの資産価格は低下した。そして、民間消費が1982年から1984年の間に1.2%、民間投資が同じ期間で4.7%減少するなど、国内需要は大きく落ち込んだ。

これらの失敗にも係わらず、1987年に選出された新政府は財政再建を継続した。この時は1982年とは異なり、財政再建は増税よりもむしろ政府消費と公共投資の削減によって行われ、税収増は政府規模縮小にともなう課税対象の拡大からもたらされた。また、アイルランド・ポントは大幅に切り下げられ、自国通貨に対する信頼が回復して金利が低下した。これらの政策の結果、1987年から89年の間に完全雇用財政赤字対GDP比率が年平均で1.9%ポイント改善した一方、実質GDPは3.7%増加した。

デンマークの財政再建、そしてアイルランドの2度目の財政再建は、自国通貨切り下げと低インフレ率国通貨への連動といった為替政策による自国通貨への信認回復とあいまっ

て、高水準だった長期金利を低下させ、住宅や株式など資産価格の上昇をもたらした⁵。もしもこのような資産効果による消費増加が財政再建による消費減少を上回ったのであれば、財政再建と景気回復との正の相関は通常のケインズ効果によって説明可能である。Giavazzi and Pagano (1990)は資産効果を説明変数に加えた消費関数を推定し、財政再建と実質 GDP 増加が同時に起った時期の消費を資産効果によってどれだけ説明できるかを検証した。推定結果は、この時期において消費関数の予測値は実際の消費を常に下回り、資産効果だけで消費増加は説明できないというものであった。Giavazzi and Pagano (1990)は、資産効果で説明できない部分は消費者の将来の期待変化を示していると解釈している。つまり、消費者は常に将来を予測しながら消費を行っており、政府が財政再建を大規模かつ持続的に行った結果、将来の財政悪化がもたらす増税やその他の経済的負担への不安が取り除かれ、消費が増加に転じたという解釈である。

アイルランドにおいて初期の財政再建で消費が増加しなかったことについては、Giavazzi and Pagano (1990)は、主として住宅購入時に大きな借入制約が存在したためと説明している。デンマークにおいては金融仲介に占める個人向け貸出が伝統的に非常に大きかったのに対し、アイルランドにおいて個人向け住宅ローンが商業銀行に開放されたのは1980年代後半になってからであった。

b. クロスカントリーデータによる実証研究

Giavazzi and Pagano (1996)は、OECD加盟国19カ国のパネルデータ(1970年から94年)を用い、消費関数の推定によって非ケインズ効果の存在を確認している。彼らは税金、移転所得、政府消費の3説明変数を消費関数に加え、財政支出の拡大または縮小が最大4年の間で潜在GDPの3%以上に達した場合には、それら説明変数が通常の財政支出変化の場合とは異なるパラメータを取るようモデルを推定した。その結果、上記3変数のパラメータは財政支出変化が通常の場合そうでない場合とでは逆になり、通常でない場合には財政政策の効果が非ケインズ型に変化するとの結果を得ている。そしてこのような結果より、財政政策の効果はその規模や持続性によって非線型であるとしている。

また、Perotti (1999)は、政府負債あるいは財政赤字の水準が非常に高くなると財政政策は非ケインズ効果を持つようになるという理論仮説を、OECD加盟国19カ国のデータを用いた実証分析より検証し、そのような仮説が支持されるとの結果を得ている。一方、Giavazzi and Pagano (2000)は政府負債あるいは財政赤字の水準自体は非ケインズ効果を予測するものではなく、財政再建の規模と持続性が重要であるとの結果を、OECD各国、そしてそれ以外の国々についての実証分析より得ている。

⁵ 我が国においては、財政赤字拡大にもかかわらず長期国債利回りの上昇は見られない。最大の理由は、日銀のゼロ金利政策により投資家が将来の低金利を予想しているためと思われる。その他にも、政府資金運用部による国債購入(日本銀行「金融経済統計月報」によれば、1998年における資金運用部等の利付国債購入分は約46%に達する)など構造的な要因が幾つか存在する。

(2) 我が国経済の現状との整合性

非ケインズ効果とは、大規模かつ持続的な財政再建が消費者の将来に対する不安を取り除き、短期的にも消費を増加させるというものであった。そこで以下では、日本の消費者に対するアンケート調査から消費者の将来に対する不安がどの程度なのかを探り、非ケインズ効果が現在の日本でどれだけ現実性を持っているのか検証する。アンケート調査として用いたのは、経済企画庁「平成 11 年度国民生活選好度調査」、および貯蓄広報中央委員会「貯蓄と消費に関する世論調査（平成 11 年）」である。

a. 経済企画庁「平成 11 年度国民生活選好度調査」

老後の見通しについて、「明るい見通しを持っている」と回答した人の割合は 84 年以降低下し続け、99 年には 2 割未満と過去最低となった。「明るい見通しを持っていない」と回答する人の割合は年齢が下がるにつれて高くなり、とりわけ 20～30 代の女性では 1 割に満たない。そして、そのような人々の多くが「老後に十分な年金が得られること」など将来の収入に関する項目について満たされないと解答している。

b. 貯蓄広報中央委員会「貯蓄と消費に関する世論調査（平成 11 年）」

老後の生活への心配について、「非常に心配している」と「多少心配している」との回答を合わせた割合は、60 歳未満で 84.1%、60 歳以上で 67.2%と高水準である。そしてその理由としては第 1 位「十分な貯蓄がない」(72.8%)、第 2 位「年金や保険が十分でない」(67.3%) の 2 つが他の要因より著しく高くなっている。

年金に対しては、「ゆとりはない」と回答した人の割合は 60 歳未満で 97.2%、60 歳以上で 88.9%となっている。そして、その理由として最も多いのが「年金が支給される金額が切り下げられる」(64.6%) である。

以上 2 つの調査より、多くの人々が年金など将来の収入に関して大きな不安を抱いていることが分かる。そして、そのような不安が人々にさらなる貯蓄を行わせ、現在の消費の大きな制約になっていることが容易に推察される。金利水準がゼロに近い現在においても貯蓄が減らない原因は、多くの人々が「十分な貯蓄がない」と考えているためである⁶。

このような将来に対する悲観的な見通しが、財政収支悪化によってもたらされる将来の

⁶ 中川(1999)は年齢階層別に貯蓄率関数を推計し、近年において、実質金利については全体として貯蓄率に対して有意な関係が見出せず、とりわけ低中所得層において所得リスクが貯蓄率を高める要因として働いていることを確認している。また、Watanabe, Watanabe, and Watanabe (1999)は、減税が消費に与える影響の分析を通じ、日本の消費者の約 7 割が将来を予見しながら行動しているとの結果を得ている。

負担増に対する懸念と深く関わっている可能性は、経済企画庁「平成 10 年度年次経済報告（経済白書）」の中で指摘されている。その分析によれば、財政政策における（リカードの）中立命題は、80 年代までのデータでは棄却できるが、90 年代までのデータでは明確に棄却できない。

消費者に対してこれほどの懸念を抱かせる財政赤字水準に達している現在、更なる財政政策はこれら懸念を一層増大させるだけに終わる可能性がある。むしろ財政赤字を改善し、消費者の将来に対する不安を和らげた方が消費は増大するという議論は十分な説得力を持つと思われる。

6 . まとめ

本稿は実質 GDP 成長率、貨幣供給、そして財政赤字対名目 GDP 比率の 3 変数からなる構造的時系列モデルを推定し、財政政策におけるショックが実質 GDP に与える影響を中心に分析を行った。構造的時系列モデルを推定する際には、変数間の長期的関係のみに理論的制約を与え、短期的な関係には制約を与えていない。このためマクロ計量経済モデルとは異なり、財政政策が GDP に与える効果として、その規模だけでなく、方向性についても検証が可能である。

推定結果は、財政赤字の改善が長期的のみならず短期的にも GDP を増加させる「非ケインズ効果」を支持するものであり、財政再建の乗数は 1 前後であった。乗数がほぼ 1 であるということは、GDP の増加は財政再建の規模とほぼ同じであることを示し、したがって景気回復の程度も財政再建の規模を上回らないというものである。ただ、Giavazzi and Pagano (1996) は財政収支と消費との間の非線形性を強調しており、財政再建の規模が大きくなると消費はそれ以上に増加する可能性もある。

本稿の推定結果でひとつ注意が必要なのは、財政赤字比率と実質 GDP との逆の因果関係である。とりわけ、80 年代の財政赤字改善は景気上昇によってもたらされたもので、このような過去の経緯が推計結果に影響している可能性には注意が必要と思われる。

しかし、日本の消費者の多くが年金など将来の収入に大きな不安を抱いており、その不安が貯蓄を増加させ、消費を抑制していることはいくつかのアンケート調査より明らかである。我が国においても大規模かつ継続的な財政再建が行われ、将来の税負担や年金等に関する消費者の不安が軽減されれば、デンマークやアイルランドのように短期的にも景気が上向き可能性は否定できないだろう。

付録 1 : 構造的時系列モデルおよび推定方法

3つの被説明変数 $\Delta f y_t, \Delta y_t, \Delta m_t$ がそれぞれ定常であるとの仮定のもと、Blanchard and Quah (1989) や Ahmed et al. (1993) に従い、被説明変数 $X_t' = (\Delta f y_t \quad \Delta y_t \quad \Delta m_t)$ の変動を過去および同時点の3つの経済ショック $e_t' = (e1_t \quad e2_t \quad e3_t)$ (それぞれ財政政策ショック、生産性ショック、マネタリーショック) で説明する以下の構造的多変量時系列モデルで定式化する。

$$\begin{aligned} X_t &= A_0 e_t + A_1 e_{t-1} + A_2 e_{t-2} + \dots = A(L) e_t \\ A(L) &= A_0 L^0 + A_1 L^1 + A_2 L^2 + \dots \quad [a1] \\ \text{Var}(e_t) &= I \end{aligned}$$

[a1]が通常の多変量時系列モデルと異なるのは、 A_0 が単位行列ではなく、被説明変数に対して同時点で複数の経済ショックが影響を与える点である。

X_t を通常の多変量時系列モデルである MA(Moving Average)モデルで記述すると、

$$\begin{aligned} X_t &= u_t + C_1 u_{t-1} + C_2 u_{t-2} + \dots = C(L) u_t \\ C(L) &= C_0 L^0 + C_1 L^1 + C_2 L^2 + \dots \quad [a2] \\ \text{Var}(u_t) &= \Omega \end{aligned}$$

[a2]において、ベクトル $u_t' = (u1_t \quad u2_t \quad u3_t)$ を構成する各ショック $u1_t, u2_t, u3_t$ は、同時点において被説明変数 $\Delta f y_t, \Delta y_t, \Delta m_t$ をそれぞれ1対1に説明している。

しかし、実際の経済において、短期的には様々な経済ショックが同時にひとつの経済変数に影響を与えていると考えるのが自然である。このとき、[a1]ではなく[a2]を用いることには以下のような問題がある。

[a1]と[a2]を比較すると、それぞれのモデルの時点 t におけるショックは、

$$u_t = A_0 e_t$$

よって、 u_t の各成分は e_t の各成分の合成変数となり、[a2]より計算されるインパルス応答関数は、それがどの経済ショックによる影響を示しているのかを識別できない。

モデル[a1]を推定する際の課題は、変数間の同時的な関係を示す A_0 をどのように識別するかである。本稿では本論第2節で説明したように、変数間の長期的関係に制約を与える

ことで識別可能とした。その他にも、変数間の短期的な関係、すなわち A_0 そのものに直接制約を与える方法などがある⁷。しかし、変数間の短期的関係については様々な意見が対立しており、意見の対立が少ない長期の制約条件の方がより望ましいと言える。

[a1]を推定するには、まず[a2]を推定する。そのためにはまず VAR(k)

$$\begin{aligned} X_t &= B_1 X_{t-1} + B_2 X_{t-2} + \dots + B_k X_{t-k} + u_t \\ &= B(L)X_t + u_t \quad [a3] \\ B(L) &= I - B_1 L^1 - B_2 L^2 \dots - B_k L^k \end{aligned}$$

を推定し、[a2]に変換する。[a3]のラグ k は、AIC によって 1 を選択した。[a2]と[a3]のパラメーターには以下の関係がある⁸。

$$\begin{aligned} C(L) &= [B(L)]^{-1} \\ \therefore [I - B_1 L^1 - B_2 L^2 \dots - B_k L^k] \cdot [I + C_1 L^1 + C_2 L^2 \dots] &= I \end{aligned}$$

したがって、[a3]のパラメータを用いて[a2]のパラメーターは以下のように得られる。

$$\begin{aligned} C_1 &= B_1 \\ C_2 &= B_1 C_1 + B_2 \\ &\vdots \\ C_s &= B_1 C_{s-1} + B_2 C_{s-2} + \dots + B_k C_{s-p} \end{aligned}$$

次に構造的多変量時系列モデル[a1]のパラメーターは、[a2]との関係を用いて以下のように得られる。

$$\begin{aligned} A_1 e_{t-1} &= C_1 u_{t-1} = C_1 A_0 e_{t-1} \\ \therefore A_1 &= C_1 A_0 \\ &\vdots \\ A_i &= C_i A_0 \end{aligned}$$

[a1]の各ショックは互いに独立であると仮定し、さらに分散は 1 に基準化してあるので、

⁷ Hamilton (1994)第 11 章

⁸ Hamilton (1994)第 10 章

$$E[u_t u_t'] = A_0 E[e_t e_t'] A_0' = A_0 A_0' = \Sigma$$

を下三角行列の積に分解（チョレスキー分解）し、 $\Sigma = PP'$ とする。さらに Q を正規直交行列（ $QQ' = I$ ）とし、 A_0 を

$$A_0 = PQ$$

とおくと、

$$A_0 A_0' = PQQ'P' = PP' = \Sigma$$

よって、 Q が一意に求めれば A_0 も一意に求まる。 $QQ' = I$ なので Q の 9 つの要素に対しては 6 つの制約条件が課せられている。そこでさらに 3 つの制約を加えることで Q が一意に求まる。

制約条件は変数とショックとの長期的関係より与える。長期的関係は、[1.3]の各係数行列をすべて足し合せることで記述できる。すなわち、

$$\begin{aligned} A_i &= C_i A_0 \\ \therefore \sum_i A_i &= \left(\sum_i C_i \right) A_0 = \left(\sum_i C_i \right) PQ \end{aligned}$$

長期的関係の 3 つの制約条件を、本文中の制約条件に従って以下のように与える。

$$\sum_i A_i = \begin{pmatrix} a_{11}^l & 0 & 0 \\ a_{21}^l & a_{22}^l & 0 \\ a_{31}^l & a_{32}^l & a_{33}^l \end{pmatrix}$$

したがって既知の行列を

$$\left(\sum_i C_i \right) P = D = \begin{pmatrix} d_{11} & d_{12} & d_{13} \\ d_{21} & d_{22} & d_{23} \\ d_{31} & d_{32} & d_{33} \end{pmatrix}$$

とおくと、

$$\begin{pmatrix} a'_{11} & 0 & 0 \\ a'_{21} & a'_{22} & 0 \\ a'_{31} & a'_{32} & a'_{33} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} d_{11} & d_{12} & d_{13} \\ d_{21} & d_{22} & d_{23} \\ d_{31} & d_{32} & d_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} q_{11} & q_{12} & q_{13} \\ q_{21} & q_{22} & q_{23} \\ q_{31} & q_{32} & q_{33} \end{pmatrix}$$

行列 D は既知なので、 Q の第 2 列、第 3 列の各成分について 3 つの制約式が得られる。これらと $QQ' = I$ から得られる 6 つの制約式を合わせた 9 つの式からなる連立方程式を解いて Q を求めれば、 A_0 を一意に求めることができる。

付録 2 : インパルス応答関数の推計結果

(1) 財政赤字対名目 GDP 比率のインパルス応答関数

	財政赤字比率 $I(1)$ のケース			財政赤字比率 $I(0)$ のケース		
	財政政策 ショック	生産性 ショック	マネタリー ショック	財政政策 ショック	生産性 ショック	マネタリー ショック
0	0.00719	-0.00670	0.00230	0.00627	-0.00703	0.00235
1	0.01211	-0.00435	0.00267	0.01618	-0.00974	0.00469
2	0.01484	-0.00231	0.00153	0.02685	-0.00997	0.00527
3	0.01630	-0.00123	0.00081	0.03667	-0.00893	0.00495
4	0.01708	-0.00066	0.00043	0.04493	-0.00737	0.00422
5	0.01750	-0.00035	0.00023	0.05145	-0.00574	0.00337
6	0.01773	-0.00019	0.00013	0.05634	-0.00426	0.00255
7	0.01785	-0.00010	0.00007	0.05985	-0.00302	0.00184
8	0.01792	-0.00005	0.00004	0.06226	-0.00205	0.00128
9	0.01795	-0.00003	0.00002	0.06384	-0.00133	0.00084
10	0.01797	-0.00002	0.00001	0.06482	-0.00081	0.00053

(2) 実質 GDP (対数値) のインパルス応答関数

	財政赤字比率 $I(1)$ のケース			財政赤字比率 $I(0)$ のケース		
	財政政策 ショック	生産性 ショック	マネタリー ショック	財政政策 ショック	生産性 ショック	マネタリー ショック
0	0.01234	0.00963	0.00771	0.01216	0.00931	0.00768
1	0.01882	0.01558	0.00375	0.01823	0.01516	0.00346
2	0.02219	0.01813	0.00187	0.02005	0.01861	0.00119
3	0.02399	0.01943	0.00100	0.01954	0.02046	-0.00010
4	0.02496	0.02013	0.00054	0.01793	0.02129	-0.00073
5	0.02548	0.02050	0.00029	0.01596	0.02151	-0.00096
6	0.02576	0.02071	0.00015	0.01403	0.02141	-0.00097
7	0.02591	0.02082	0.00008	0.01234	0.02115	-0.00086
8	0.02599	0.02087	0.00004	0.01098	0.02084	-0.00070
9	0.02603	0.02091	0.00002	0.00993	0.02055	-0.00054
10	0.02605	0.02092	0.00001	0.00916	0.02030	-0.00040

(3) M1 成長率のインパルス応答関数

	財政赤字比率 $I(1)$ のケース			財政赤字比率 $I(0)$ のケース		
	財政政策 ショック	生産性 ショック	マネタリー ショック	財政政策 ショック	生産性 ショック	マネタリー ショック
0	-0.01244	-0.00784	0.05289	-0.01372	-0.00604	0.05297
1	-0.00708	-0.00102	0.00068	-0.00562	-0.00403	0.00089
2	-0.00416	-0.00266	0.00109	-0.00268	-0.00255	0.00169
3	-0.00226	-0.00167	0.00104	-0.00084	-0.00151	0.00100
4	-0.00121	-0.00089	0.00059	0.00018	-0.00081	0.00056
5	-0.00065	-0.00047	0.00031	0.00067	-0.00037	0.00028
6	-0.00035	-0.00025	0.00017	0.00084	-0.00010	0.00010
7	-0.00019	-0.00014	0.00009	0.00082	0.00004	0.00001
8	-0.00010	-0.00007	0.00005	0.00072	0.00011	-0.00004
9	-0.00005	-0.00004	0.00003	0.00059	0.00013	-0.00006
10	-0.00003	-0.00002	0.00001	0.00045	0.00013	-0.00007

参考文献

< 英語参考文献 >

- Ahmed, S., B. W. Ickes, P. Wang, and B. S. Yoo (1993) "International business cycles", *American Economic Review*, 83, 335-359
- Blanchard, O. J. and D. Quah (1989) "The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances", *American Economic Review*, 79, 655-673.
- Bohn, H (1998) "The behavior of U.S. public debt and deficits", *Quarterly Journal of Economics*, 113, 949-963.
- Dalsgaard, T. and A. De Serres (1999) "Estimating prudent budgetary margins to comply with the Stability and Growth Pact: A simulated SVAR approach", *OECD Economics Department Working Paper*, No. 216.
- Giavazzi, F. and M. Pagano (1990) "Can severe fiscal contractions be expansionary? Tales of two small European countries", *NBER Macroeconomics Annual*, 5, 75-111.
- Giavazzi, F and M. Pagano (1996) "Non-Keynesian effects of fiscal policy changes: International evidence and the Swedish experience", *Swedish Economic Policy Review*, 3, 67-103.
- Giavazzi, F and M. Pagano (2000) "Searching for non-linear effects of fiscal policy: Evidence from industrial and developing countries", *NBER Working paper*, 7460.
- Hamilton, J. D. (1994) "Time series analysis", Princeton University Press.
- Perotti, R (1999) "Fiscal policy in good times and bad", *Quarterly Journal of Economics*, 114, 1399-1436.
- Watanabe, K., T. Watanabe, and T. Watanabe (1999) "Tax policy and consumer spending: evidence from Japanese fiscal experiments", *NBER Working paper*, No. 7252.

< 邦語参考文献 >

- 浅子和美・常木淳・福田慎一・照山博司・塚本隆・杉浦正典(1994)「社会資本の生産力効果と公共投資政策の経済厚生評価」『経済分析』135号、経済企画庁経済研究所
- 植田和男・奥村綱雄(1995)「経常収支変動要因の時系列分析」、本多佑三編『日本の景気 - バブルそして平成不況の動学実証分析 - 』有斐閣
- 経済企画庁(1998)「短期日本経済マクロ計量モデルの構造とマクロ経済政策の効果」『経済分析』157号、経済企画庁経済研究所

- 中川忍 (1999) 「90年代入り後も日本の家計貯蓄率はなぜ高いのか？ - 家計属性別にみた「リスク」の偏在に関する実証分析 - 」 『日本銀行調査月報』 1999年11月号
- 馬場喜久 (1995) 「エラーコレクションモデルによる貨幣需要関数の推定」、本多佑三編 『日本の景気 - バブルそして平成不況の動学実証分析 - 』 有斐閣
- 山本拓 (1988) 『経済の時系列分析』 創文社
- 吉野直行・嘉治佐保子・亀田啓悟 (1998) 「金融政策手段とケインズ乗数 (開放マクロモデルによる理論計量分析)」、 『フィナンシャル・レビュー』 March - 1998、大蔵省財政金融研究所