

【論 説】

政府支出と財政赤字*

—マルコフ・スイッチング・モデルによる政府支出関数の推定—

北 坂 真 一

1 は じ め に

本稿では、わが国の政府支出を対象に政策反応関数を推定し、そのレジームの変化を計測する。

一般に政府支出がマクロ経済に与える影響について、2つの対立する見方がある。1つは、ケインズ経済学で主張される政府支出の増加による乗数効果である。よく知られるように多くのマクロ経済学の教科書で説明されるケインズ・モデル、いわゆる45度線モデルでは、政府支出の増加がその額以上の需要を生み所得水準を高める。この効果を前提とすれば、景気が低迷するときに景気対策として政府支出を増やすことが望ましい。

もう1つは、新古典派的な見方である。政府支出の増加は、税収が限られるときに国債発行による財政赤字の増大をもたらす。財政赤字の増大は、将来の税負担を高めるために人々の見通しを悲観的にしたり、その利払い費が財政を圧迫することが考えられる。リカードの等価定理が示唆するように、たとえ政府支出を増やしてもそのために財政赤字が増えるなら将来の増税を見越して民間支出が削減されるので乗数効果は存在しない可能性もある。近年では、財政赤字の影響で減税が行われても消費はむしろ減少する、とい

* 本研究を学習院大学と京都学園大学の研究会で報告した際に、有益なコメントをいただいた。ここに記して、感謝申し上げたい。なお本稿は、科学研究費補助金（課題番号 13630033）および平成 18 年度私立大学等経常費補助金特別補助高度化推進特別経費大学院重点特別経費（研究科分）の助成を受けた研究成果の一部である。

う非ケインズ効果が指摘されることもある (Giavazzi and Pagano (1990)). このように非ケインズの (あるいは新古典派的) な見方をすれば財政赤字は小さいほうが良く、財政赤字が増大するときに政府支出を減らすことが望ましい。

したがってマクロ経済的な観点からみると、政府支出はこれら2つの相反する要因を考えながら決定されることになる。景気が低迷するときには、政府支出を増やすことで景気を刺激したいが、むやみに増やすと財政赤字が拡大するので、財政赤字の増加は政府支出を削減するように作用する。特に、1990年代のバブル崩壊後の日本経済のように、財政からの景気刺激が必要とされるときに税収が低下し、財政赤字も深刻になると、この矛盾が明らかになる。

わが国では、財政政策がどのような要因に反応して決定されているかを実証的に分析した研究は少ない¹⁾。例えば、土居(1998)は Alesina and Roubini (1992) の分析を踏襲し、わが国における政府支出の決定要因を実証的に分析している。しかし、そこでは政治的景気循環論の妥当性に分析の主眼がおかれており、先に述べた景気対策か財政赤字の削減か、という点に分析の焦点は当てられていない。

地主・尾崎 (2002) は、金融政策の政策反応関数とともに財政政策の反応関数を実証的に分析している。そこでは、政府支出の説明変数として、GDPギャップと政府の金融負債を含むモデルを推定している。したがって、本稿の問題意識に近い。しかし、先験的に推定期間を1971年上半期から1985年下半期と1986年上半期から1998年下半期に分割し、それぞれの期間について固定係数のパラメータを推定している。政策反応関数については、政策決定に影響する要因が実際には多様であることから、固定パラメータの安定性には疑問が持たれる。

1) 以下で紹介する研究以外に関連するものとして、竹田・小巻・矢嶋 (2005)、第9章がある。そこでは、Taylor (2000) で示された財政政策に関するテイラー・ルールがわが国を対象に計測されている。テイラー・ルールについては金融政策がよく知られているが、財政版のテイラー・ルールは、財政収支の循環部分がGDPギャップという景気要因に反応することを想定している。その係数 (GDP弾性値) は Taylor (2000) に従い一定の値が事前に仮定されており、データから推定されているわけではない。彼らは係数を仮定してその値のもとでテイラー・ルールに従う財政収支の理論値を計算し、実際の財政収支との比較を行っている。

この点を考慮し、可変パラメータ・モデルにより財政政策の反応関数を推定したのが、浅子・加納（1989）である。そこでは、閣議で決められた公共事業の促進、あるいは抑制を「0」「1」の質的データに変換し、ベイジアン的手法による可変パラメータ・モデルの推定を行っている。説明変数として、実質GNP成長率や累積国債残高など全部で6変数を考える。その結果は、説明変数が多いことに加えて係数パラメータが各期ごとに变化するために、不安定で必ずしも明確ではない。加えて、公共事業の促進・抑制という政策スタンスは質的データとして限られた情報しか持たず、またその計測期間中は拡張的スタンス、すなわち公共事業の促進、が圧倒的に多いという問題点も指摘されている。

そこで、本稿ではわが国の財政政策のスタンスを、景気対策か財政赤字の削減かという観点から、それらのレジームの変化を計測できるマルコフ・スイッチング・モデルにより計測する。この推定方法のメリットは、パラメータの固定性を仮定しないものの、各期ごとにめまぐるしくパラメータが変化することはなく、限られたレジームのもとでその変化の経済的解釈が容易であることが挙げられる。

パラメータが変化しうる政策反応関数を計測することの利点は、その解釈に関しても重要である。もし、パラメータが実際には固定的であれば、それはルールに基づいて財政政策が行われた可能性を意味し、そのレジームがめまぐるしく変化するのであれば、裁量的政策とも解釈できる。

また本稿の方法では、多くの場合に用いられる構造変化の検定と期間分割による推定という方法と異なり、各時点ごとにレジームの成立する確率も可变的に計測できるために、より柔軟に経済構造の変化を考察できる。

さらに、本研究では財政政策の反応関数を計測するに当たり、考慮される景気や財政赤字の状態と実際の政府支出の間に存在するラグ（時間的遅れ）についても、実証的に計測する。マルコフ・スイッチング・モデルは、複雑なモデルを計測する割には推定原理は明快であり、モデル選択の基準も一般的なものをを用いることができる。したがって、反応関数の計測で問題になる政

策ラグの計測も容易である。

なお、財政政策の政策反応関数としては、政府支出とともに税制の変更や
 税収の変化を併せて考慮することが望ましい。しかし、税制の変更を実証分
 析で明示的に考慮することは難しく、先に挙げた研究ではいずれも分析を政
 府支出に限定している。また、政策ルールという観点からは、政府支出、あ
 るいは財政収支について構造的部分と循環的部分に分けることが重要と指摘
 されるが、それらの計測自身が論点を含む²⁾。したがって、この点でも先行
 研究にならない、政策反応関数の被説明変数を政府支出に限定する。

本稿の構成は、次のとおりである。まず、第2節では財政政策の反応関数
 のモデルとデータについて説明する。第3節では、マルコフ・スイッチング・
 モデルを応用したレジーム・シフトの推定方法について説明する。第4節では、
 わが国を対象に行った財政政策の反応関数の計測結果を報告する。最後に第
 5節で本稿のまとめを述べる。

2 政策反応関数のモデルとデータ

政府支出の政策反応関数について、その基本モデルは次のように表すこと
 ができる。

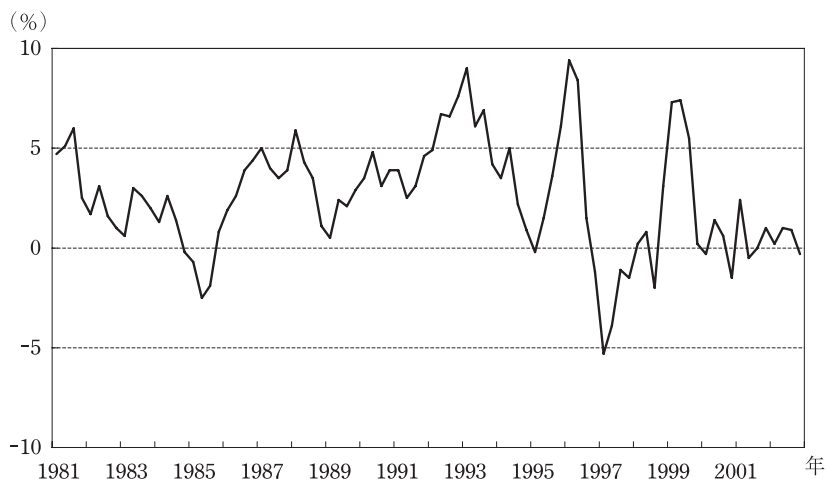
$$\text{政府支出} = f(\text{景気}, \text{財政赤字})$$

(－) (－)

景気が悪化すれば政府支出を増やし、財政赤字が増えれば政府支出を減らす、
 という政策反応関数である。本稿では、この基本モデルから次のような計量
 モデルを想定する。

$$\begin{aligned} \text{政府支出伸び率} = & \alpha_0 + \alpha_1 \times \text{政府支出伸び率}(-1) \\ & + \alpha_2 \times \text{GDPギャップ}(-p) + \alpha_3 \times \log[\text{政府債務/名目GDP}](-q) + u \end{aligned} \quad (1)$$

2) わが国の財政に関する構造的財政収支に関する議論は、吉田・福井(2000)や西崎・中川(2000)で行われている。



第1図 政府支出の伸び率（前年同期比）

（出所）内閣府「国民経済計算年報」.

ここで、 α_0 , α_1 , α_2 , α_3 は係数パラメータであり、 p と q はラグ次数、 u は誤差項である。

非説明変数である政府支出については、「国民経済計算年報(93SNA)」(内閣府)の公的需要（政府最終消費支出＋公的固定資本形成＋公的在庫品増加）の実質値前年同期比を用いた。政策の意思決定に関しては、国会で決議される一般会計予算などの予算支出が直接的である。しかし、北坂（2006）でも議論されたように予算ベースの金額は、実際の支出額とは乖離する。また、予算の決定は補正予算も合わせると不定期になるために計量分析上扱いにくく、その執行の促進や抑制により政策スタンスが反映されることもある。したがって、多くの先行研究と同様に、本稿でも四半期ベースの政府支出の伸び率（前年同期比）を政策反応関数の被説明変数とする。

第1図には、政府支出の伸び率がグラフに描かれている。これをみると分かるように、1989年から1993年にかけて政府支出の伸びは傾向的に高まっ

ているが、その後1990年代は伸び率の変動が大きい。90年代に大きく伸びたのは93年、96年、99年の3回である。一方、94年はプラス傾向であるが伸び率は低下し、97年は前年を大きく下回る伸びを記録している。2000年から2002年は前年水準（伸び率0%）で変動している。

次に説明変数として、(1)式右辺の第1項には被説明変数のラグ付き変数が含まれている。これは、実際の政府支出が、最適値への緩やかな調整過程を反映することを考慮している。

説明変数の第2項は、景気の状態を表すGDPギャップである。以前の政策反応関数の研究では、GDPの成長率が用いられることも多かった。しかし、金融政策におけるテイラー・ルールの実証分析以降、景気の状態を表す変数として現実のGDPと潜在GDPとの差から求められるGDPギャップが広く用いられるようになった。実際、わが国のGDP成長率を見ると、1990年代以降は大きく成長率が低下しており、従来の基準では決して好況とは言えないような低い成長率でも不況とはいえない状況となっている。こうした問題に対しても、GDPギャップが適切に計測できれば対処することができる。

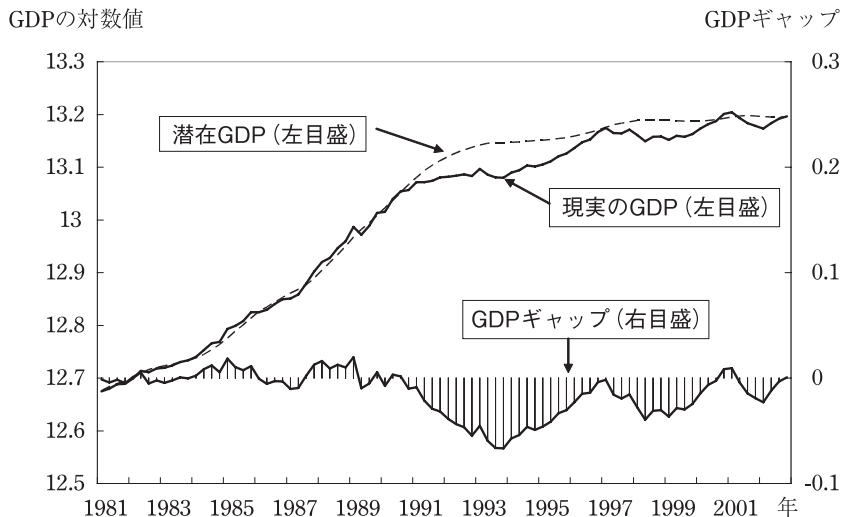
実際に、GDPギャップの計測については、鎌田・増田(2000)をはじめ多くの議論がある。ここではできるだけ恣意性の入らない素朴な方法として、実質GDP（季節調整済み対数値）を2次までのトレンド項（Time）で回帰した理論値から逐次残差を求め、GDPギャップとして用いた。すなわち、最長で1980年第1四半期から2002年第4四半期までを対象に逐次推計し、その係数推定値 γ_i 、 $i=0, 1, 2$ からその都度潜在GDPの対数値を次式に従って求めた。

$$\log(\text{潜在GDP}) = \gamma_0 + \gamma_1 \times \text{Time} + \gamma_2 \times \text{Time}^2$$

これからGDPギャップは次のように計算できる。

$$\text{GDPギャップ} = \log(\text{現実のGDP}) - \log(\text{潜在GDP})$$

このようにして得られた $\log(\text{潜在GDP})$ とGDPギャップが、第2図に描か



第2図 GDP ギャップ

(注) GDP ギャップの推定方法は本文を参照.

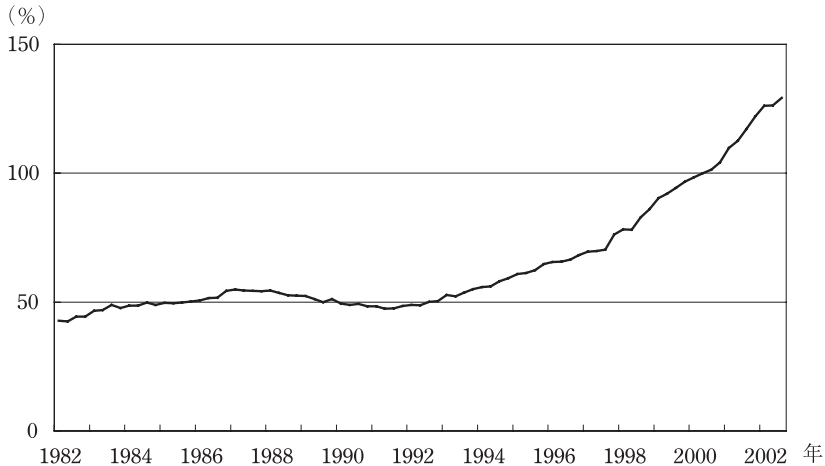
(出所) 内閣府「国民経済計算年報」.

れている.

これを見ると分かるように、潜在 GDP の伸びは 1990 年代に入ると大きく鈍化している。また、景気の状態を表す GDP ギャップは 1991 年から 1996 年にかけて大きくマイナスを記録し、その後も再び 1997 年から 1999 年にかけてマイナスを記録している。これは、これらの期間が深刻な不況であったことを示している。

説明変数の第 3 項は政府債務残高を名目 GDP で割った比率の対数値である³⁾。政府債務残高は財政赤字の累積値を示している。第 3 図には、対数をとる前の政府債務比率の動きがグラフに描かれている。これを見ても分かる

3) この右辺第 3 項だけを (1) 式のように対数をとることは異質のようにみえる。しかし先にみたように、(1) 式の GDP ギャップも GDP の対数値の差分で定義されており、被説明変数の政府支出伸び率も対数値の差分で近似できるので、(1) 式の特定化は広い意味で対数線形モデルとみなすことができる。



第 3 図 政府債務比率

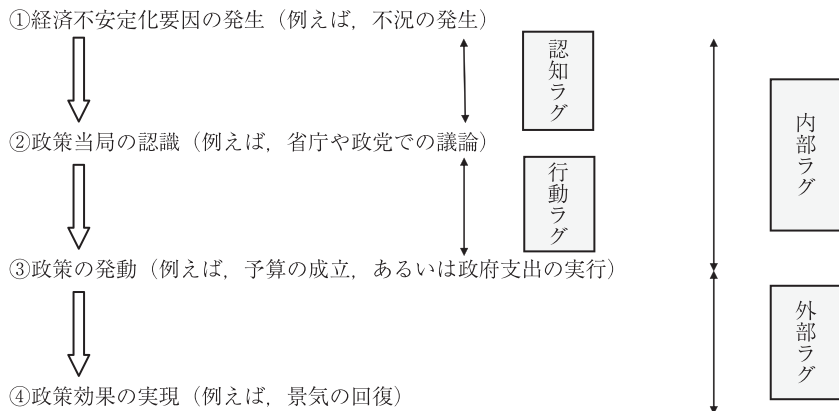
(注) 政府債務比率 = 政府債務残高 / 名目 GDP.

(出所) 内閣府「国民経済計算年報」, 日本銀行「金融経済統計」.

ように, 1993 年頃までは 50%前後で推移し, 特に 1987 年辺りから 1991 年辺りにかけては政府債務残高がわずかに減少傾向にあることが分かる. しかし, 1994 年からは債務残高が膨れ上がり, 特に 1998 年以降はそのスピードがより高まっていることが分かる.

ところで, 実際に政策反応関数を推定するときには, (1) 式で示したように, GDP ギャップと政府債務比率には p 次と q 次のラグをとる. これは, 北坂(2006)でも議論したように, 実際の政策決定においては経済情勢の変化から実際に政策が実行され, 支出が行われるまでの間にはかなり長い時間的遅れ, すなわちタイムラグが存在するからである. こうした政策ラグについて整理すると, 第 4 図のようになる.

例えば, 浅子(2000)による研究では, 1970 年代から 90 年代にかけてほぼ毎年のように行われた秋の景気対策について, 政府による予算措置の表明から補正予算の提出までに要した日数が検討されている. それによると, その



第4図 政策ラグ

長さは平均しておよそ2カ月とされている。第4図にあるように、この平均2カ月という期間は内部ラグのうち、行動ラグの部分に相当する。

本稿では、(1)式に示されるように経済データに現れる変化から、実際に政府の支出が行われるまでの期間、すなわち内部ラグが p や q に相当する。先の行動ラグは予算の提出までであり、その後国会での審議を経て予算が成立し、その予算が実際に執行されるまでもに一定の期間を要する。また内部ラグには、行動ラグに先立ち認知ラグも存在するので、本稿でモデルに反映される内部ラグは先の2カ月よりも長くなることが予想される。

そこで、本稿では事前にこの p や q といったラグの長さを固定せずに、マルコフ・スイッチング・モデルを推定するときに計算されるAIC（Akaike Information Criterion）を基準に最適なラグを選択する。

3 マルコフ・スイッチング・モデル

ここでは、本稿で用いるレジームの変化を計測するためのマルコフ・スイッチング・モデルについて説明する。レジームの変化（あるいはレジーム・シフト）を計測するマルコフ・スイッチング・モデルは、Hamilton (1988,1989,1990)で

提案され、その後 Krolzig (1998) で VAR モデルに拡張され、Kim and Nelson (1999) では状態空間モデルとの関連で議論されている。

以下では Hamilton (1990) に従いながらモデルの概要を説明するが、元論文は対象となる変数の平均シフトを想定するのに対して、本稿では回帰モデルの係数パラメータが変化することをレジーム・シフトとしてとらえる。このために、モデルはより一般化されている。

まず、(1) 式で表された回帰モデルは、行列表記により一般的に次のように書ける。

$$Y_t = X_t \beta_i + u_{it}, \quad \text{var}(u_{it}) = \sigma_i^2, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (2)$$

ここで、 β_i は係数ベクトルであり、添え字 i でレジームが示されている。またマルコフ・スイッチング・モデルでは、レジームの数 (n) は任意に分析者が与える。

マルコフ・スイッチング・モデルでは (2) 式で示された β_i と σ_i^2 に加えて各期のレジームが生じる確率 p_{ij} も推定される。それは、次のように書ける。

$$p_{ij} = p(s_t = i | s_{t-1} = j), \quad i, j = 1, 2, \dots, n \quad (3)$$

ここで、 s_t は t 期の状態であり、(3) 式から明らかなようにレジームの確率 p_{ij} は 1 階のマルコフ過程に従うことが仮定されており、 p_{ij} は推移確率を示す。推移確率 p_{ij} については、次の関係が成り立つ。

$$\sum_j^n p_{ij} = 1, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (4)$$

また、初期時点のレジームの確率 $\rho_i = p(s_0 = i)$ についても (4) 式と同様に、次の関係が成り立つ。

$$\sum_i^n \rho_i = 1 \quad (5)$$

以上の設定から (2) 式の推定は、 β_i , σ_i^2 , p_{ij} , ρ_i , $i = 1, 2, \dots, n$ を与えられたデータの系列から作られる尤度関数が最大になるように計算することに還元

第1表 ラグ次数の選択（AIC）

ラグ次数		政 府 債 務 (q)				
		1	2	3	4	5
GDP ギャップ (p)	1	4.119	4.122	4.082	4.082	4.130
	2	4.108	4.115	4.102	4.095	4.199
	3	3.998	3.999	3.997	3.993	4.008
	4	4.109	4.102	4.108	4.106	4.092

（注）各値は尤度関数から計算された AIC で、値が小さいほどモデルの適合度が高い。推定期間は原則として 1983 年第 2 四半期～2002 年第 4 四半期（標本数 79）だが、政府債務のラグ次数 5 の場合のみ 1983 年第 3 四半期～2002 年第 4 四半期（標本数 78）。

できる。推定すべきパラメータの数は、(1) 式の政策反応関数に基づくと、次のように計算できる。

$$\begin{array}{cccc}
 \beta_i & \sigma_i^2 & p_{ij} & \rho_i \\
 \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \\
 (4 \times n) + n & + n^2 & + n &
 \end{array}$$

例えば、レジームの数(n)が「2」の場合、求めるべきパラメータの数は 16 個となる。しかし、実際に独立なパラメータの数は (4) 式と (5) 式の制約から減少する。

これらのパラメータを推定するために用いられる尤度関数とその計算のアルゴリズムについては、Hamilton (1990) を参照されたい。本稿では、その計算を Krolzig (1998) が作成した Ox (Doornik (2001)) によるパッケージを使って行った。

4 推定結果と考察

まず最初に、政府支出の政策反応関数 (1) 式のラグ次数 p と q の選択を、AIC に基づいて行う。ラグの範囲は、四半期データで 1 期から 4 期、ないし 5 期の範囲で、それぞれ「 p 」(GDP ギャップのラグ) と「 q 」(政府債務のラグ) を変化させて、AIC を計算した。その結果が、第 1 表に示されている。

これによると、AIC が最小のラグは「 $p=3$, $q=4$ 」の組み合わせである。すなわち、景気の状態を表す GDP ギャップについては、その判断から政府支

第 2 表 推 定 結 果

レジーム	定数項	政府支出 (−1)	GDP ギャップ (−3)	政府債務 (−4)	標準誤差
モデル A : GDP ギャップのラグ 3, 政府債務のラグ 4 の場合					
レジーム 1	−0.5485 (0.5063)	0.5095 (0.1117)	−0.1974 (0.1530)	−0.6074 (1.0080)	1.6942
レジーム 2	2.9220 (0.8349)	0.4128 (0.0748)	−0.6992 (0.0996)	1.0707 (1.3319)	0.79372
モデル B : GDP ギャップのラグ 3, 政府債務のラグ 3 の場合					
レジーム 1	−0.5374 (0.4893)	0.5116 (0.1110)	−0.1926 (0.1499)	−0.6460 (0.9589)	1.6913
レジーム 2	2.7393 (0.7853)	0.4112 (0.0763)	−0.7025 (0.1036)	0.7752 (1.2597)	0.79312

(注) 推定値下の () 内は標準誤差, 推定期間は 1983 年第 2 四半期～2002 年第 4 四半期 (標本数 79)。

出までの政策ラグ (内部ラグ) が 3 四半期, 政府債務については少し長く 4 四半期という結果である。この組み合わせに次いで望ましい組み合わせは, 「 $p=3$, $q=3$ 」であり, 両方の要因とも 3 四半期程度のラグが計測されている。これらは, 第 2 節で紹介した浅子 (2000) や北坂 (2006) の行動ラグに関する計測などからみて, ほぼ妥当な結果と言える。

そこで, これら 2 つのラグの組み合わせについて, (1) 式をマルコフ・スイッチング・モデルで推定した。その結果得られたパラメータの推定値が, 第 2 表に示されている。レジームは「2」と予め仮定されており, モデル A は AIC の最小で適合度の高かった GDP ギャップのラグ 3, 政府債務のラグ 4 の場合, モデル B はそれに次ぐ適合度の GDP ギャップのラグ 3, 政府債務のラグ 3 の場合である。

モデル A をみると, レジーム 1 では GDP ギャップと政府債務の係数推定値の符号はいずれもマイナスで, 政府支出が景気と財政赤字に予想通りに反応していることが示されている。ただし, 各係数の標準誤差は大きい。部分調整モデルと解釈した場合の調整係数は「0.5」で, 最適水準に対する調整スピードは遅く, 政府支出の変化に固定性のあることが示されている。

レジーム 2 では, GDP ギャップの係数は同じくマイナスだが, 政府債務の符号はプラスである。レジーム 1 と比較すると, GDP ギャップの係数推定値は大きく標準誤差が小さいことから, レジーム 2 はレジーム 1 よりも明らかに政府支

第3表 推移確率と各レジームの発生割合

[モデル A：GDP ギャップのラグ 3，政府債務のラグ 4 の場合]

[推移確率]

	レジーム 1	レジーム 2
レジーム 1	0.9031	0.0969
レジーム 2	0.1281	0.8719

[各レジームの期間]

	標本数	確 率	平均継続期間
レジーム 1	42.5	0.5692	10.32
レジーム 2	36.5	0.4308	7.81

[モデル B：GDP ギャップのラグ 3，政府債務のラグ 3 の場合]

[推移確率]

	レジーム 1	レジーム 2
レジーム 1	0.9027	0.0973
レジーム 2	0.1298	0.8702

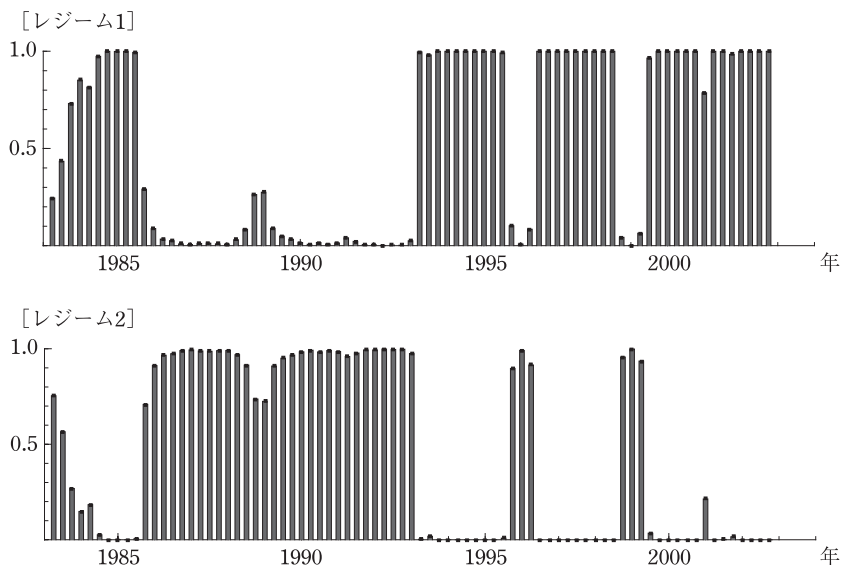
[各レジームの期間]

	標本数	確 率	平均継続期間
レジーム 1	42.9	0.5715	10.27
レジーム 2	36.1	0.4285	7.70

出が景気に反循環的（プロシクリカル）に動いていることを示している。調整係数はレジーム 2 の方が「0.6」とレジーム 1 よりもやや大きく、政府支出の固定性は相対的に低い。また、レジーム 1 とレジーム 2 の標準誤差をみると、レジーム 2 の方が小さく、政策反応関数としての誤差は比較的小さいことを示している。

次に、モデル B の結果をみる。モデル B の結果は、モデル A の結果に似ており、ここでの推定結果が頑健（robust）なものであることを示している。すなわち、レジーム 1 では、GDP ギャップと政府債務の係数推定値の符号がいずれもマイナスで予想通りである。他方、レジーム 2 では、GDP ギャップの係数はマイナスだが、政府債務の符号はプラスである。レジーム 2 において、GDP ギャップの係数推定値はより大きく、その標準誤差が小さいことから政府支出が安定的に景気に反応していることが分かる。また、調整速度や標準誤差の傾向も、モデル A とほぼ同様である。

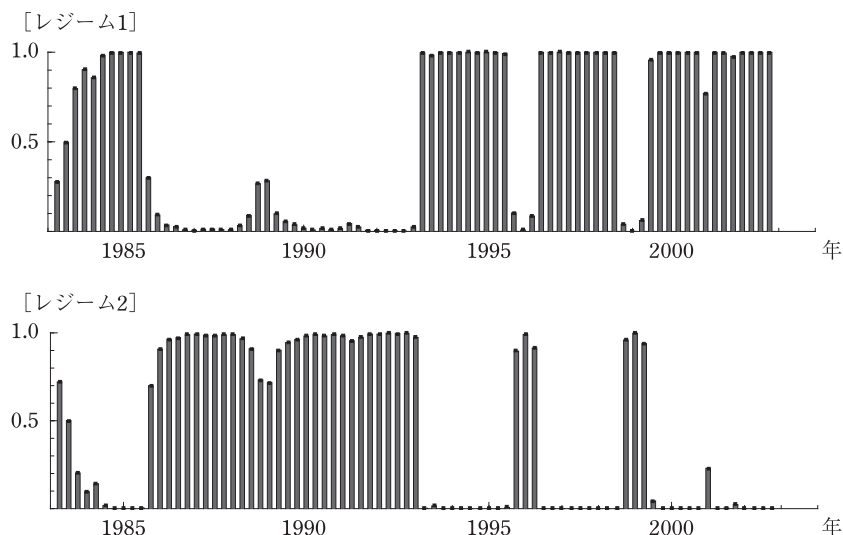
第3表には、マルコフ・スイッチング・モデルの係数推定値と同様に計測



第 5 図 各レジームの推移 (1) モデル A の場合

される推移確率と、そこから標本データに従って計算される各レジームの標本期間が示されている。モデル A ではレジーム 1 が継続する確率はおよそ 90%，レジーム 1 からレジーム 2 にシフトする確率は 10%，レジーム 2 が継続する確率は 87%，レジーム 2 からレジーム 1 にシフトする確率はおよそ 13% である。傾向として、1 つのレジームが一度実現すると、そのレジームが継続する傾向の強いことが分かる。またレジームがシフトする場合、どちらかといえばレジーム 2 からレジーム 1 へシフトする確率が高い。この傾向は、モデル B でも同様である。モデル A とモデル B の推移確率の推定結果は、係数推定値と同様にきわめて似ており、ここでの計測結果が安定的であることを裏付けている。

こうした推移確率から標本データに従って計算された各レジームの発生確率の推移が、第 5 図と第 6 図に描かれている。これまでと同じように、モデ



第6図 各レジームの推移(2) モデルBの場合

ルAから計算した第5図とモデルBから計算した第6図はよく似ている。その傾向をみると、1985年前後はレジーム1の確率が高いものの、その後1980年代後半から1992年にかけては一時期を除き総じてレジーム2の確率が高い。

その後、1993年に大きなレジーム・シフトが観察され、それ以降はそれ以前とは反対に、総じてレジーム1が支配的となっていることが分かる。ただし、1993年以降のおよそ10年間の中で、1996年前後と1999年の2度だけ一時的にレジーム2が支配的となっている。

以上のような計測結果は、次のようにまとめることができる。わが国では1980年代後半から1992年まで、政府支出は景気動向に強く反応した。すなわち、景気が悪いときには政府支出を増やし、景気が良ければ抑制するという動きである。この間、もう1つの要因である財政赤字はほとんど考慮されていない可能性が高い。その後、1993年以降は、政府支出の景気に対する強い反循環的な動きは弱まった。他方、財政赤字については統計的に不確定だが、

方向としては財政赤字の増加が政府支出を抑制するように作用した可能性がある。

1990年代について詳しく見ると、1996年前後と1999年の2度だけ一時的に政府支出が景気に反応した可能性がある。実際、第2図のGDPギャップのグラフを見ると分かるように、1991年から1996年と1999年前後は非常に大きなGDPギャップが計測されており、一般に不況感が強かった可能性が高い。これに対して、政府は93年以降のレジームを一時的に変更し、景気に配慮した政府支出の増加を96年と99年に行ったと解釈できる。

しかしこの解釈については、1996年のレジーム・シフトが1991年からの経済の低迷に対して時期が遅すぎるという疑問が生じる。別の可能性としては、Alesina and Roubini (1992) など米国を中心に政治的景気循環論として盛んに議論された観点がある。すなわち、政府は選挙で勝つために選挙前に政府支出を増やして景気をてこ入れする、という指摘である。先の2度にわたるレジーム・シフトが観察された時期に対して、いずれもその1年以内に衆議院総選挙が行われている。1996年10月には第41回総選挙が、また2000年4月には第42回総選挙が行われており、いずれの選挙でも与党・自民党が勝利している。ちなみに、これらの選挙に先立つ1993年7月の第40回総選挙では、与党・自民党が過半数割れに追い込まれ、日本新党を中心とする連立政権が樹立し、戦後の政治体制の大きな節目となっている。

もちろん、こうした考察は1つの可能性を示したに過ぎない。特に、わが国における政治的景気循環論については米国の選挙制度との違い、すなわち衆議院の解散権を首相が持っており選挙の時期を政府が選択できること、から単純に政治的景気循環論の議論は当てはまらない、という指摘もある⁴⁾。

5 ま と め

本研究では、Hamilton (1990) のマルコフ・スイッチング・モデルを応用し、

4) わが国における政治的景気循環論の議論については、例えば、井堀・土居 (1998) を参照。

政府支出の政策反応関数を推定した。

この結果、以下のような点が明らかになった。

- (1) 政府支出の反応関数に関して、その政策における内部ラグを計測すると、景気の要因と財政赤字の要因ともに、4 四半期（1 年）ないしは 3 四半期程度のラグが観察される。
- (2) 政府支出の政策反応関数のレジームは、大きく分けると 1993 年に変化した可能性が高い。大きな流れとしては、1992 年までは景気要因に強く反応するが、それ以降は景気の影響が弱まり財政赤字に反応する傾向がうかがえる。
- (3) 1993 年以降について詳しくみると、景気要因が強くなった期間が 2 度あり、それは 1996 年と 1999 年であった。これらは、いずれもその後 1 年以内に衆議院総選挙が実施されている。

以上のように、推定結果をまとめることができる。しかし、推定は標本数が限られることもあって、必ずしも統計的にははっきりしない部分（例えば、財政赤字の要因）もある。したがって、モデルの特定化や計量分析の方法なども含めて改善の余地が残されている。

その際に考慮すべき視点として、まず第 1 に、本稿では財政政策の反応関数を景気対策か財政赤字の削減か、という素朴な形で定式化した。しかし、より精緻には政府の予算制約式や目的関数を明示した上で最適な財政政策のルールを導出し、それを推定するという方法が考えられる。

第 2 に、本稿ではレジーム・シフトの原因を歴史的に考察し、それを政治的な要因にもとめた。しかし、それはモデルに明示的に取り入れられて計量分析されたわけではない。より精緻には、そうした要因を計量モデルに含めて分析を行うことも考えられる。

【参考文献】

- Alesina, A., and N. Roubini, (1992) "Political Cycles in OECD Economies," *Review of Economic Studies*, 59, pp.663-688.
- Doornik, Jurgen.A., (2001) *Ox : An Object-Oriented Matrix Language* (4th edition), London: Timberlake Consultants Press.
- Giavazzi, F., and M. Pagano, (1990) "Can Severe Fiscal Contractions be Expansionary?" in Blanchard, O. J. and S. Fischer eds. *NBER Macroeconomics Annual*, pp. 75-122.
- Hamilton, James, (1988) "Rational Expectations Econometric Analysis of Changes in Regime : An Investigation of the Term Structure of Interest Rates," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp.385-423.
- Hamilton, James, (1989) "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle," *Econometrica*, 57, pp.357-384.
- Hamilton, James (1990), "Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime," *Journal of Econometrics*, 45, pp.39-70.
- Kim, Chang-Jin, and Charles R. Nelson, (1999) *State-Space Models With Regime Switching : Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications*, MIT Press.
- Krolzig, Hans-Martin, (1998) "Econometrics Modelling of Markov-Switching Vector Autoregressions using MSVAR for Ox," <http://www.economics.ox.ac.uk/research/hendry/krolzig/>.
- Taylor, John. B., (2000) "Reassessing Discretionary Fiscal Policy," *Journal of Economic Perspectives* 14-3, pp.21-36.
- 浅子和美, (2000) 『マクロ安定化政策と日本経済』 岩波書店.
- 浅子和美・加納悟, (1989) 「日本の財政金融政策の政策目標と制御可能性——1968-1986」 『フィナンシャル・レビュー』 (大蔵省財政金融研究所) 第 11 号, pp.48-81.
- 土居丈朗, (1998) 「日本の財政金融政策, 景気循環と選挙」 『経済学研究』 (東京大学) 第 40 号, pp.29-45.
- 井堀利宏・土居丈朗, (1998) 『日本政治の経済分析』 木鐸社.
- 地主敏樹・尾崎泰文, (2002) 「ポリシー・ミックスの検討——1980 年代後期以後の日本マクロ経済政策」 『国民経済雑誌』 (神戸大学) 第 185 巻第 6 号, pp.37-55.

- 鎌田康一郎・増田宗人，（2000）「マクロ生産関数に基づくわが国の GDP ギャップ」日本銀行調査統計局 Working Paper Series 00-15.
- 北坂真一，（2006）「マクロ安定化政策としての財政政策——近年の動向と理論的・実証的研究の整理——」『経済学論叢』（同志社大学）第 57 巻第 3 号，pp.241-293.
- 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 Series 00-16.
- 竹田陽介・小巻泰之・矢嶋康次，（2005）『期待形成の異質性とマクロ経済政策——経済主体はどこまで合理的か——』東洋経済新報社.
- 吉田和男・福井唯嗣，（2000）「日本財政における構造赤字の推計——構造的財政収支を基準とした政策評価——」『フィナンシャル・レビュー』（大蔵省財政金融研究所）第 53 号，pp.162-184.

（きたさか しんいち・同志社大学経済学部）

The Doshisha University Economic Review Vol.60 No.1

Abstract

Shinichi KITASAKA, *Government Expenditure and Public Debt: A Markov-Switching Approach*

The Markov-switching approach offered in the seminal contributions by Hamilton (1988-1989 and 1990) is a convenient analytical tool for the analysis of repeated and endogenous switching between regimes that exhibit some sort of persistence. The application of this framework to the analysis of the fiscal policy reaction function in Japan leads to our discovery of two different regimes, and the one which prevails from 1993 to 2002 is a non-Keynesian regime.