

金融政策の反応関数

——レジーム・シフトの計量分析——

田 中 敦

1. 序

本稿は、日本の四半期データを用いて政策反応関数を推定し、金融政策のレジームの変遷を考察する。レジームの変化を推定するために、Hamilton (1990) の手法を用いる。

金融政策を実証分析するために、中央銀行の反応関数が古くから推定されてきている。アメリカでは Dewald and Johnson (1963) を始めとして、Froyen (1974), Avery (1979), Abrams, Froyen, and Waud (1980), Hakes (1990) など数多くの研究がなされてきた。¹⁾ 日本においても、貝塚 (1967), 林 (1981), 浅子・加納 (1989), 吉野 (1989), 堀内 (1991), 岡部 (1991, 1992), 地主 (1992), 小川 (1994) などがある。

中央銀行の政策反応関数は、一般に政策目標（最終目標）を説明変数とし、操作変数（政策手段や操作・中間標的）を被説明変数とする。このとき、推定された政策目標の係数の大きさは、必ずしもその目標の重要性を反映しているとは言えない。なぜなら、係数の大きさは、中央銀行が政策目標に置くウェイトだけでなく、政策目標に影響を及ぼす各経済主体の行動も反映するからである。²⁾ しかし、係数の有意性は、中央銀行による政策目標の選択の指標となる。もし、ある係数が有意であれば、その変数は政策目標として選択されていたこ

1) Khoury (1990) は、アメリカについての42の研究を取り上げ、比較検討している。

2) この点については、Abrams, Froyen, and Waud (1980) が指摘している。また、Camen, Genberg, and Salemi (1990) および Salemi (1992) はこの問題を解決する方法を提示し、中央銀行が各政策目標に置くウェイトを推定している。

とが示唆される。

政策目標の選択の変遷をみるためには、期間分割の方法が一般に採られている。すなわち、まず標本期間を適当と思われるいくつかの期間に分割する。つぎに、各期間で反応関数を推定し、係数の有意性からそれぞれの期間でどれが目標として選択されていたかを判断するのである。¹⁾ この手法の問題点は、どのように期間分割するかにある。推定式の構造変化時期を推定する手法は、Stepwise Chow Test をはじめとして複数あるが、今までの政策反応関数の実証研究は、むしろ歴史的な観点から期間分割を行っており、どうしても恣意性が残²⁾ってしまっている。

本稿では、期間分割時期の推定のために、Hamilton (1990) のレジーム・シフトの推定手法を用いる。³⁾ ここで、レジームとは中央銀行が選択した政策目標の組合せのことであり、このレジームが何時どのように変化したかを Hamilton の手法を用いて推定する。この手法を用いる大きな利点は、レジーム・シフトの回数および時期が恣意性なしに推定によって決められる点にある。

以下では、まず第2節で、推定式と推定方法について説明する。つぎに第3節で推定結果より、レジームの変遷について考察する。

2. レジーム・シフトの推定方法

2.1 政策反応関数の定式化

本稿では、つぎの政策反応関数を考える。

$$r_t = a_0 + a_1 \dot{Y}_{t-1} + a_2 \dot{P}_{t-1} + a_3 \dot{e}_{t-1} + a_4 B_{t-1} + a_5 \dot{M}_{t-1} + a_6 r_{t-1} + u_t, t=1, \dots, T \quad (1)$$

これは、

-
- 1) 浅子・加納 (1989) はこのような手法を用いず、可変的なパラメータを推定することによって検討している。
 - 2) 地主 (1992) は、Stepwise Chow Test で構造変化時期を決めている。しかし、構造変化は1回しかなかったと仮定しており、やはり恣意性が残る。
 - 3) レジーム・シフトの推定方法は Hamilton (1988) ではじめて紹介されているが、ここでは、EM アルゴリズムを使って簡単に推定する Hamilton (1990) の手法を用いる。また、この手法の応用例としては、Engel and Hamilton (1990) がある。

$$r_t = X_t \beta + u_t \quad (1')$$

と表示できる。ただし、

$$X_t = (1, \dot{Y}_{t-1}, \dot{P}_{t-1}, \dot{e}_{t-1}, B_{t-1}, \dot{M}_{t-1}, r_{t-1})$$

$$\beta = (a_0, a_1, a_2, a_3, a_4, a_5, a_6)'$$

各変数は、つぎの通りである。

r : コール・レート

\dot{Y} : 実質 GNP 成長率 (前期比)

\dot{P} : GNP デフレーター変化率 (前期比)

\dot{e} : 為替レート (円/ドル) 変化率 (前期比)

B : 経常収支 (対 GNP 比)

\dot{M} : M2+CD 変化率 (前期比)

u : 誤差項, $\text{var}(u_t) = \sigma^2$

本稿では、日本の 1971. I (ローマ数字は四半期を示す) から 1993. III までのデータを用いる。データはすべて季節調整済みであり、また単位は % ではなく小数点表示である。

(1)式について、右辺の各項をみてみよう。まず(1)式では、実質所得、物価、為替レート、経常収支が日銀の政策目標と想定されている。これらの目標を安定させるために、実質所得の成長や物価上昇が加速したり、円安が進んだり、経常収支が悪化すると、それを抑えるためにコール・レートを引き上げると考えられる。つぎに、マネーサプライは政策目標ではないが、日銀はマネーサプライの安定を図ろうとするので説明変数として入れてある。もちろん、本来マネーサプライ重視政策は政策目標達成のために採られるものであり、その際マネーサプライは右辺ではなく、むしろ操作変数 (中間標的) として左辺にくるべきである。しかし、ここでは単純化のためマネーサプライを右辺に入れ、その係数が有意であればマネーサプライ重視政策を採っていると判断する。日銀はマネーサプライを安定化しようとするので、マネーサプライの増加が加速すればコール・レートを引き上げることになる。最後に、被説明変数のラグ項が

右辺に入っている。これは、日銀はコール・レートの急激な変化を望まず、部分的にしかコール・レートを調整しないことを意味している。以上より、期待される係数の符号は、つぎのようになる。

$$a_1 > 0, a_2 > 0, a_3 > 0, a_4 < 0, a_5 > 0, 0 < a_6 < 1 \quad (2)$$

5つの政策目標（マネーサプライを含む）には、すべて $t-1$ 期のものを用いる。これは、あまり現実的な定式化とは言えない。なぜなら、為替レートとマネーサプライのデータは1四半期内に利用可能となるので、日銀は今期のこれらのデータをみながら今期のコール・レートを操作しているはずだからである。しかし、ここではつぎのような計量上の識別の問題のために、1期ラグを用いる。(1)式は日銀の行動を表しているが、実際には経済には他の経済主体（とくに民間部門）があり、その行動を表す式があるはずである。具体的には、(1)式で決まるコール・レートと（もしあれば）外生変数から政策目標を決める式があり、(1)式とともに経済全体のモデルを構成することになる。ところが、このようなモデルは一般には識別できない。たとえば、コール・レートが下がれば景気が良くなるが、景気が良くなれば日銀はコール・レートを上げることになり、この2つの因果関係が1期内で生じれば、それら2つを区別できなくなる。この場合、もし(1)式に今期の変数が含まれておらず、さらに(1)式の誤差項と他の式の誤差項に相関がなければ、モデルはrecursiveになり識別できることになる。¹⁾

政策反応関数は常に(1)式の形をしているが、レジームによってパラメータ (β, σ^2) は異なった値をとると考える。 n 個のレジームがあるとする、

$$\text{レジーム } i \quad r_t = X_t \beta_i + u_{it}, \quad \text{var}(u_{it}) = \sigma_i^2, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (3)$$

と書ける。これが、本稿で推定する式である。Hamilton (1990) は、(3)式のようにレジームによってパラメータが異なるモデルを推定する手法を提示している。この手法では、各期にどのレジームが成立しているかを確率で考え、各期の各レジームの確率が β_i, σ_i^2 と共に推定される。あるレジームの確率が t 期に

1) この点については、Bernanke and Blinder (1992) がまとめている。

高かったにもかかわらず $t+1$ 期に低くなって、逆に他のレジームの確率が高くなれば、レジーム・シフトが生じたと解釈できる。Hamilton の手法では、レジーム・シフトの回数や時期については何ら仮定を設けないが、レジームの数¹⁾ (n) は事前に設定する必要がある。本稿では、 $n=3$ を仮定して推定を行う。

2.2 Hamilton の手法の概略

本稿で用いる推定方法は Hamilton (1990) に詳細に論じられているので、以下では(3)式の反応関数を推定する場合の概略を、つぎの2点に絞って説明する。1つは、各レジームが成立する確率についての考え方および仮定であり、もう1つは推定の計算に用いられる EM アルゴリズムについてである。(技術的な説明に関心のない読者は、第3節へ飛んでも差し支えない。)

まず、各レジームの確率について説明する。確率を計算するために、レジームの確率分布が1階のマルコフ過程に従うと仮定する。そこで、つぎのような推移確率を考える。

$$p_{ij} = p(s_t = i | y_{t-1} = j), \quad i, j = 1, 2, 3 \quad (4)$$

$$\sum_{i=1}^3 p_{ij} = 1 \quad (5)$$

ただし、 s はレジームを示し、 p は確率を示す。たとえば、 $p_{12} = p(s_t = 1 | s_{t-1} = 2)$ は、 $t-1$ 期にレジーム2であったときに t 期にレジーム1になる確率を表している。初期時点(本稿では、1970.IVにあたる)でのレジームの確率、

$$\rho_i = p(s_t = i), \quad t=0(1970.IV) \quad (6)$$

$$\sum_{i=1}^3 \rho_i = 1 \quad (7)$$

が与えられると、(4)式の推移確率に従って順次レジームの確率が計算される。ただし、通常のマルコフ過程と異なって、Hamilton の方法では推移確率は(3)式の誤差項に従って修正される。例えば、 t 期に u_{1t} が大きければレジーム1の式のフィットがよくないので、この期にレジーム1が成立する確率が低いこと

1) レジームの数は尤度比検定を利用して決めることが可能であるが、本稿では検定しなかった。なお、この場合の尤度比検定の方法と問題点については、Hamilton (1990), pp. 61-62 を参照のこと。

が示唆される。この点を考慮したウェイトを(4)式の推移確率に付加して、レジームの確率が計算される。¹⁾

各時点でのレジームの確率は、 ρ_i , p_{ij} , u_i から計算され、 u_i は推定に利用されるデータと β_i から(3)式を用いて計算される。したがって、推定すべきパラメータは β_i , σ_i^2 , ρ_i , p_{ij} ($i, j=1, 2, 3$) であり、これを以下ではベクトル λ ,

$$\lambda = (\beta_1, \beta_2, \beta_3, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \sigma_3^2, \rho_1, \rho_2, \rho_3, p_{11}, p_{12}, \dots, p_{33})$$

で表す。パラメータは合計36個あるが、(5), (7)式のために、独立なのは32個である。推定には、最尤法を用いる。すなわち、確率を用いて反応関数の対数尤度の期待値を計算できるので、それを極大化するような λ を求める。

Hamilton はこのような最尤推定法のために、EM アルゴリズムを利用して比較的簡単に計算する方法を示している。そこで、つぎに EM アルゴリズムを用いた推定計算について説明する。

EM アルゴリズムは、最尤法のための他のアルゴリズムと同様、繰り返し計算によって最尤点を求める。繰り返される計算1回分は、つぎのように進められる。いま、それが l 回目の繰り返し計算 (iteration) だとする。 $l-1$ 回目の繰り返し計算の結果求められたパラメータ λ_l とデータを使うと、先に説明したように各期のレジームの確率、

$$p(s_t | r, X; \lambda_l)$$

が計算される。また、 $p(s_t | r, X; \lambda_l)$ を計算する過程で、

$$p(s_t, s_{t-1} | r, X; \lambda_l)$$

も計算される。これら2つの確率を使って、EM アルゴリズムは次式を満たすように λ を更新する。

$$p_{ij, l+1} = \frac{\sum_{t=1}^T p(s_t = i, s_{t-1} = j | r, X; \lambda_l)}{\sum_{t=1}^T p(s_{t-1} = j | r, X; \lambda_l)} \quad (8a)$$

$$\sum_{t=1}^T \frac{X_t' (r_t - X_t \beta_{j, l+1})}{\sigma_{j, l+1}^2} p(s_t = j | r, X; \lambda_l) = 0 \quad (8b)$$

1) 具体的な計算方法は、Hamilton (1990), Appendix B に記されている。

$$\sigma_{j,l+1}^2 = \frac{\sum_{t=1}^T (r_t - X_t \beta_{j,l+1})^2 p(s_t = j | r, X; \lambda_l)}{\sum_{t=1}^T p(s_t = j | r, X; \lambda_l)} \quad (8c)$$

$$\rho_{i,l+1} = p(s_0 = i | r, X; \lambda_l) \quad (8d)$$

(8a)式が p_{ij} を, (8b)式が β_i を, (8c)式が σ_i^2 を, (8d)式が ρ_i をそれぞれ更新し, 新しい λ_{l+1} が構成される。これが l 回目の計算であり, 求められた λ_{l+1} を用いてつぎの $l+1$ 回目の繰り返し計算が行われる。この繰り返し計算は λ が収束するまで行われ, 収束した λ の値が最尤推定値である。

EM アルゴリズムを使う利点は, (8b)式による β_i の計算が以下のような最小自乗法で求められるところにある。すなわち, まず $r_{j,l}^*$, $X_{j,l}^*$ を,

$$r_{j,l}^* = r_t \sqrt{p(s_t = j | r, X; \lambda_l)}$$

$$X_{j,l}^* = X_t \sqrt{p(s_t = j | r, X; \lambda_l)}$$

と定義する。つぎに,

$$r_{j,l}^* = X_{j,l}^* \gamma_j + u_{j,l}^* \quad (9)$$

を最小自乗法で推定すると, γ_j の推定値 $\gamma_{j,l+1}$ は,

$$\sum_{t=1}^T X_{j,l}^* (r_{j,l}^* - X_{j,l}^* \gamma_{j,l+1}) = 0 \quad (10)$$

から求められる。この式は(8b)式と同じであり, $\gamma_{j,l+1} = \beta_{j,l+1}$ といえる。したがって, EM アルゴリズムを用いた推定では, 最後の回の繰り返し計算で求めた最小自乗推定値が最終的な推定結果として示される。

しかしながら, 係数の推定値は上述のように問題ないものの, 分散の推定値については若干の注意が必要である。まず, (9)式を推定した結果得られる $var(u_{j,l}^*)$ は, (8c)式で与えられる $\sigma_{j,l+1}^2$ とは異なっている。すなわち,

$$var(u_{j,l}^*) = \frac{\sum_{t=1}^T (r_{j,l}^* - X_{j,l}^* \gamma_{j,l+1})^2}{T-7} \quad (11)$$

となり, (8c)式と分母だけが異なっている。そこで, この点について $var(u_{j,l}^*)$ を修正して $\sigma_{j,l+1}^2$ を求める必要がある。つぎに, $\gamma_{j,l+1}$ の分散は, 新たな仮定を前提として計算される。それをみるために, (10)式より次式を導出する。

$$\beta_{j,l+1} \equiv \gamma_{j,l+1} = (X_{j,l}^* X_{j,l}^*)^{-1} X_{j,l}^* r_{j,l}^* = \gamma_j + (X_{j,l}^* X_{j,l}^*)^{-1} X_{j,l}^* u_{j,l}^* \quad (12)$$

(12)式の最右辺にある確率変数は $u_{j,l}^*$ だけではなく、 $X_{j,l}^*$ に確率変数 $p(s_t=j|r, X; \lambda_l)$ が含まれている。しかし、ここでもし $p(s_t=j|r, X; \lambda_l)$ が確率的でないとは仮定すれば、

$$\text{var}(\gamma_{j,l+1}) = \text{var}(u_{j,l}^*) (X_{j,l}^* X_{j,l}^*)^{-1} \quad (13)$$

となり、(9)式の最小自乗推定によって求められる $\gamma_{j,l+1}$ の分散と同じになる。このように、EM アルゴリズムの最終回の最小自乗推定で示される $\beta_{j,l+1}$ の分散は、 $p(s_t=j|r, X; \lambda_l)$ が非確率変数として与えられていると仮定して求められており、この点に注意を要する。

さて、次節の推定結果の検討に進む前に、以上のような Hamilton の推定方法の利点と欠点をまとめておく。利点としては、まず第1にレジーム・シフトの回数と時期を決めてくれることが挙げられよう。第2に、各時点でどのレジームが成立しているかが確率で示されるので、1つの期間に1つのレジームが100%成立していると仮定せざるをえない期間分割の方法よりも、柔軟性に富んでいると言える。第3に、最小自乗法の繰り返しで簡単に推定できることが挙げられる。また、欠点としては、第1にレジームの数を仮定しなければならないこと、第2にマルコフ過程を仮定しなければならないことが挙げられる。また、期間分割の方法と同様、レジームがシフトしたことは分かっても、なぜシフトしたのかは推定からは分からない点にも注意すべきであろう。

3. 政策反応関数の推定結果

3.1 推定結果

(3)式の政策反応関数を Hamilton の手法で推定した結果は、表1および2、図1に示されている。ここでのレジームの番号は便宜的に付けられたもので、その順番は任意である。まず、推定された確率についてみる。表1には、パラメータ λ のうち確率の推定値が記されている。推移確率をみると p_{11} , p_{22} , p_{33} が大きく、レジームはシフトせずに継続する傾向が強いことが分かる。ま

表1 確率の推定値

推移確率		
$p_{11}=0.90053$	$p_{21}=0.04683$	$p_{31}=0.05364$
$p_{12}=0.00000$	$p_{22}=0.95937$	$p_{32}=0.04063$
$p_{13}=0.19428$	$p_{23}=0.00000$	$p_{33}=0.80572$
初期時点の確率(70.IVでのレジームの確率)		
$\rho_1=1.00000$		
$\rho_2=0.00000$		
$\rho_3=0.00000$		
各期のレジームの確率の合計		
レジーム1	: 44.23750	
レジーム2	: 28.72863	
レジーム3	: 18.03387	
合計	: 91.00000 (= 標本数)	

表2 政策反応関数の推定値

	定数項	\dot{Y}_{t-1}	\dot{P}_{t-1}	\dot{e}_{t-1}	B_{t-1}	\dot{M}_{t-1}	r_{t-1}	S.E.R.* \bar{R}^{2b}
レジーム1	0.0277* (8.640)	0.0004 (0.011)	0.0114 (0.289)	0.0333* (4.624)	-0.2715* (-5.090)	-0.0553 (-2.159)	0.6170* (17.01)	0.00403 0.98935
レジーム2	0.0160* (5.667)	0.0966 (1.824)	-0.4315* (-8.798)	0.0184 (2.397)	-0.4048* (-8.512)	0.1051* (3.215)	0.8401* (23.71)	0.00410 0.99179
レジーム3	0.0482* (5.781)	-0.0773 (-0.850)	0.2291* (2.810)	-0.0339 (-1.251)	-0.5950* (-4.873)	-0.1266 (-1.212)	0.5414* (7.558)	0.01317 0.97274

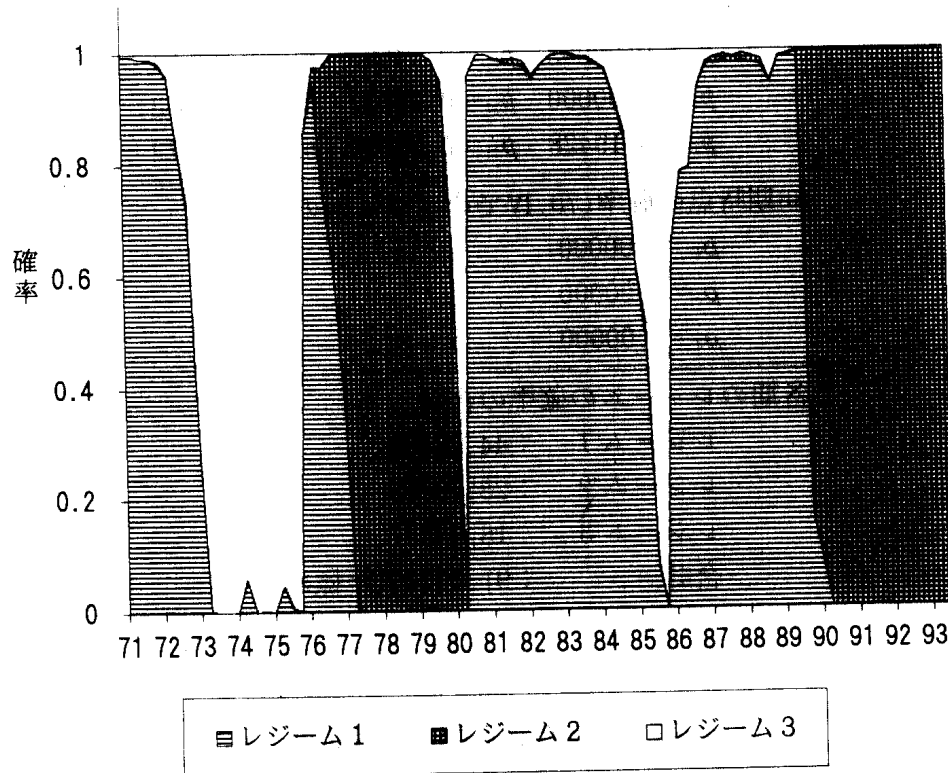
注：カッコ内はt値。これらは最後の回の繰り返し計算(iteration)での最小自乗推定で求められたもので、レジームの確率が非確率変数と仮定して求められている。

a. 2.2節で論じた修正を施した誤差項標準誤差(σ_i)である。

b. 最後の回の繰り返し計算での最小自乗推定で求められた自由度修正済み決定係数である。

* 1%水準で有意

図1 各レジームの確率の推移



た、初期時点（1970.IV）ではレジーム1が成立していた確率が極めて高いことを p_i は示している。 λ より各期での各レジームの確率 $p(s_i=j|r, X; \lambda)$ を計算することができ、その計算された確率の推移が図1に描かれている。この図より、レジームがいつシフトしたかが読み取れる。たとえば、1973.Iまではレジーム1の確率が大きかったが、73.IIからはレジーム3の確率が1に近くなっている。これは1973.IIにレジームが1から3にシフトしたと解釈できる。このようなレジーム・シフトは、標本期間の22年余りの間に8回—73年、75年、77年、80年（2回）、85年、86年、89年—あったことが読み取れる。各期のこれらの確率の合計は表1の下欄に示されており、レジーム1が成立していた確率の合計が最も大きい。

つぎに、各レジームでの金融政策の特徴を検討してみよう。表2には、推定された政策反応関数のパラメータが記されている。第1節でも指摘したよう

に、反応関数の係数の大きさは必ずしも目標の重要性を表しているわけではないが、係数の有意性は日銀がその変数を目標としていたかどうかの指標になる。そこで、ここでは t 値で有意性をチェックして、各レジームで日銀がどの目標を選択していたのかを考察する。

本稿の推定での t 検定には、つぎの問題がある。2.2節で説明したように、係数推定値の分散は、レジームの確率が確率変数ではないことを仮定して求められている。したがって、それを利用して計算された t 値も同様の問題を抱えている。尤度比検定を用いればこのような問題は生じないが、ここでは便宜上 t 値をそのまま用いることにする。ただし、この問題のために、有意水準として1%を採用して、政策目標の判断をすることにする。

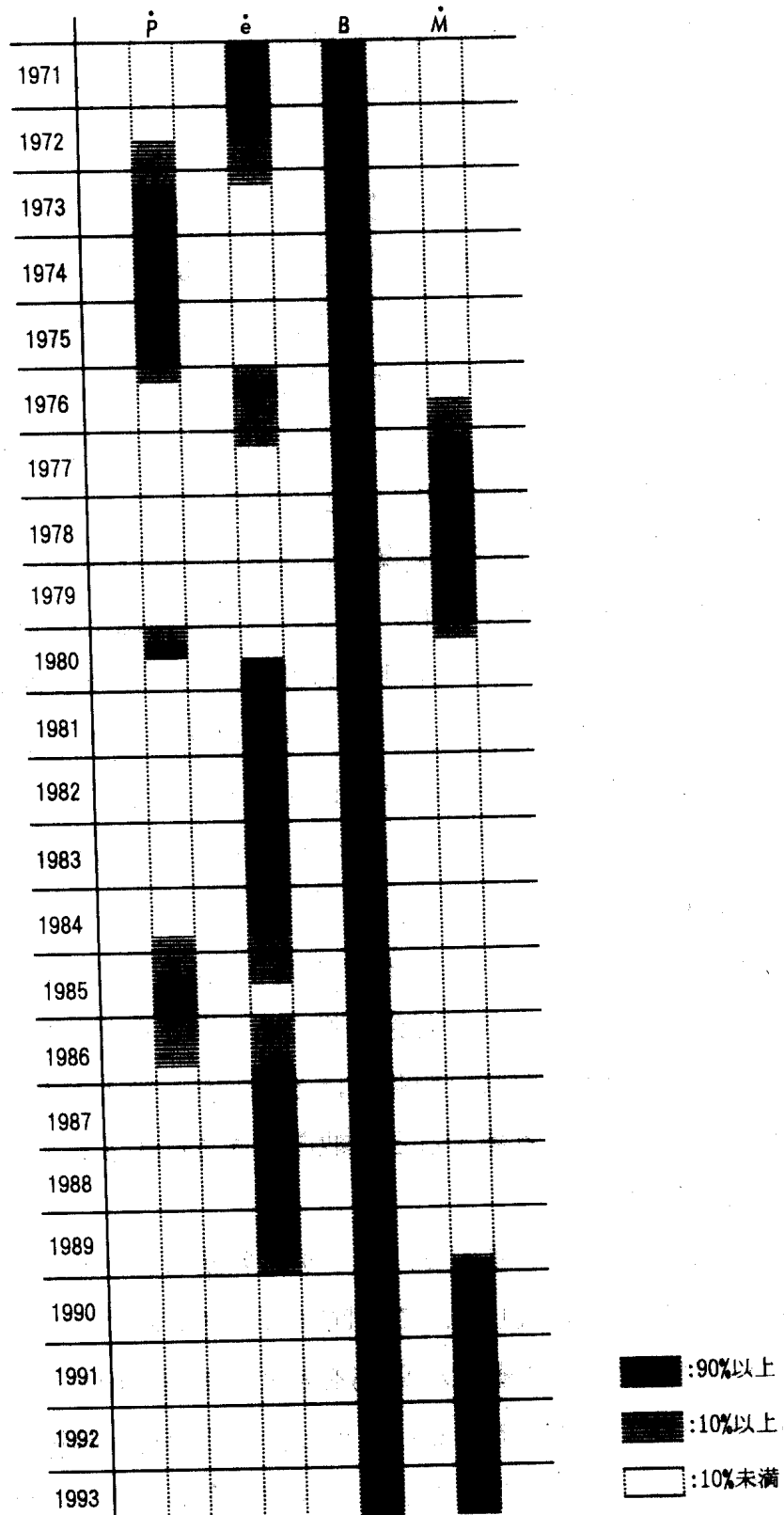
表2をみると、(2)式で示される符号条件はほとんど満たされている。有意でありながら符号条件を満たさないのは、レジーム2の物価だけである。符号条件と有意性から判断すると、レジーム1では為替レートと経常収支、レジーム2では経常収支とマネーサプライ、レジーム3では物価と経常収支が政策目標として選択されていたと読み取れる。所得がどのレジームでも有意ではないのは直観に反するが、岡部(1991, 92)、地主(1992)、小川(1994)も所得ないし生産について同様の結果を得ている。

誤差項の標準誤差は、レジーム1と2ではほぼ同じ値をとっているが、レジーム3では大きくなっている。これが有意な差であるかどうかは検定する必要があるが、レジーム3の確率が高い期間のほとんどが、第1次石油危機による混乱期と重なっていることを考慮すると、納得できる結果と言えよう。

3.2 政策目標の変遷

図1に描かれた各レジームの確率と、表2から判断された政策目標から、政策目標の変遷を示す図2を作成した。この図では、各変数について、それぞれが政策目標とされたレジームの確率が90%を超えた期間、10%を割った期間、その中間の期間に分けて示されている。ただし、ある変数が政策目標とされたレジームが複数ある場合は、それらのレジームの確率の合計で判断している。

図2 推定結果による政策目標の変遷



また、所得は政策目標と判断された時期がないので、この図から省かれている。以下では、この図から政策目標の変遷を変数ごとに考察する。

まず、物価については政策目標と判断された時期が少ない印象を受ける。小川（1994）も同様の結果を得ているが、地主（1992）はむしろ物価が重要な目標であるという推定結果を得ている。¹⁾ 図2で物価が目標とされた時期は、1973-75年と1980年である。これらの時期には石油危機でインフレが生じており、直観的にうなずける結果であろう。1985年前後にも物価が目標とされているが、この解釈は難しい。1980年代は物価が非常に安定しており、1986年には卸売物価が9%以上下落している。この時期に日銀が物価について政策を講じたとは考えにくい。

つぎに、為替レートは70年代にはあまり目標とされていない。目標とされたのは、1971-72年半ばと1976. II だけである。71-72年はニクソン・ショックに端を発した為替制度の変革期で、日銀も他国同様に固定相場を維持しようとしたことを図2は反映していると言える。1973年2月に日本は変動相場制へ移行し、図2でもそれに照応するように為替レートは目標とされなくなっている。ただし、当時、固定相場制維持のためにコール・レートの操作が手段として使われたかどうかは疑問で、上のような解釈には問題が残る。

1980年代に入ると、為替レートは政策目標に加えられるようになる。このような図2の結果は、つぎの2つのことを反映していると考えられる。1つは、1978, 79年の急激な円高ドル安の影響である。アメリカのドル防衛策で一時的にはドル安が抑さえられるが、このことを契機に日本では円高の進行とその経済への影響が一層懸念されるようになった。したがって、日銀もこの時期より急激な円高を防ぐ手段をより積極的に講じるようになったと考えられる。もう1つは、1980年の資本移動の自由化である。これは、為替取引の活発化と為替レートのより大きな変動をもたらした可能性がある。もしそうならば、変動を小さくしようと日銀が積極的に為替介入を行うようになったと解釈できる。

1) 岡部（1991, 92）は、物価上昇率の変化を用いて有意な結果を得ている。

1980年代の半ばに、各国の為替政策についてプラザ合意（1985年9月）とルーブル合意（1987年2月）が得られている。当時進んでいた円高ドル安について、プラザ合意では円高誘導（容認）政策が打ち出されている。為替レートの係数は、円高誘導策ならば負、円高容認策ならば有意ではなくなるはずである。本稿の推定では、係数が有意でないレジームの確率がこの時期に高くなっており、図2では85年後半に為替レートが政策目標から外されたことが示されている。ルーブル合意では、円高抑制政策が合意されており、為替レートの係数は正となるはずである。本稿の推定では、ルーブル合意の少し前から係数が正となっているレジームの確率が上がり始めており、1986.IVから為替レートが目標に加えられたことが図2に示されている。この期の為替政策については、小川（1994）がダミー変数を用いた推定を行って、プラザ合意には円高誘導策、ルーブル合意前後には円高抑制策が採られたという結果を得ている。

90年以降、為替レートが政策目標となっていないという結果は、この時期になってようやく日本は円高を容認するようになったと解釈できないことはない。しかし、このような解釈については、意見が分かれるところであろう。

経常収支は、全標本期間で政策目標として選択されたことが図2に示されている。これは、岡部（1991, 92）や地主（1992）と類似した結果であるが、小川（1994）は経常収支はあまり有意でないという結果を得ている。

最後に、マネーサプライについて検討する。1975年半ば、日銀はマネーサプライ重視政策の意義を表明し、さらに1978年7月にはM2+CD増加率の「見通し」を公表し始めた。事実、M2+CD増加率は70年代後半には趨勢的に低下している。図2でも、このことを反映して1977年頃よりマネーサプライが政策目標に加わっている。

日銀は、1980年代に入ってもマネーサプライ重視政策を採っていると表明してきている。たしかに、実績値が「見通し」の範囲を超えたことはほとんどないので、²⁾ マネーサプライはかなり厳格にコントロールされてきたという印象を

1) 日本銀行（1975）。

2) 「見通し」と実績値は、伊藤（1989）の第1表にまとめられている。

得る。にもかかわらず、図2では80年代にマネーサプライはほとんど目標にされなかったことが示されている。本稿と同様、日銀がマネーサプライを目標にしてきたとは言いがたいという分析はいくつかある。たとえば、伊藤（1989）は計量分析から同様の結論に至っているし、岡部（1991, 92）は公定歩合変更の理由にマネーサプライが言及されていることが希であることを指摘して、目標としてのマネーサプライを疑問視している。日銀自身、「見通し」は目標値（target）ではなく予測値であると述べており¹⁾、日銀が実際にとった政策は「マネーサプライ重視政策」という言葉の印象とは異なっていた可能性が高い²⁾。

1980年代は「バブル」の時代であり、80年8月から89年5月までの長期にわたって金融が緩和されていた。マネーサプライ増加率は82年が底で、それ以降上昇している。これは、当時物価は安定していたので、日銀はマネーサプライの増加を許容したためと考えられる。1989年、日銀は株価・地価の急激な上昇とマネーサプライの膨張を懸念して、金融を引き締め始める。1990年以降にマネーサプライが政策目標に加わっているという図2の結果は、このことと照応していると考えられる。

4. むすび

本稿では、日銀の政策反応関数を Hamilton のレジーム・シフトの分析手法で推定した。さらに、推定結果を用いて政策目標の変遷について考察した。政策目標の変遷については、日銀の政策について一般に言われている通説や他の研究との比較検討をし、本稿の推定結果が一致する点・一致しない点について論じた。

本稿の推定には、技術的な課題がいくつか残されている。まず、本稿ではレ

1) 日本銀行（1986）、465ページ。

2) 「マネーサプライ重視政策」という言葉についても、岡部（1991）が面白い点を指摘している。日本銀行（1986）の英語版では、この政策は「money targeting」ではなく「money-focused monetary policy」と訳されている。

ジームの数を仮定したが、これは尤度比検定で検討することができる。また、係数の有意性も、 t 検定では問題が残るので、尤度比検定で判断すべきであろう。さらに、最尤法は大標本を前提としているが、本稿では自由度が50余しかなかった。推定期間を延ばしたり、月次データを用いる必要があろう。

政策反応関数の定式化にも、改良されうる余地が残されている。(1)式で示される反応関数は最も基本的な形をしており、今までの研究でなされてきたような精緻化を施せる。たとえば、新たな説明変数を加えたり、岡部(1991, 92)のようにデータのデータの1階差の代わりに2階差をとることも考えられる。さらに、目標の過去の値の代わりに、Abrams, Froyen, and Waud(1980)が用いたような将来の予測値を説明変数として使うという改良も考えられる。これらの改良を施せば、日銀の政策についてより正確に詳しい特徴を明らかにすることができるであろう。

参考文献

- Abrams, R. K., R. T. Froyen, and R. N. Waud (1980) "Monetary Policy Reaction Functions, Consistent Expectations, and the Burns Era," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 12(1), February, pp. 30-42.
- 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』, No. 11, 5月, 43-81ページ
- Avery, R. B. (1979) "Modeling Monetary Policy as an Unobserved Variable," *Journal of Econometrics*, 10(3), August, pp. 291-311.
- Bernanke, B. S. and A. S. Blinder (1992) "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission," *American Economic Review*, 82(4), September, pp. 901-21.
- Camen, U., H. Genberg, and M. Salemi (1990) "Optimal Monetary Policy and the Revealed Preference Function of the Swiss National Bank," in P. Artus and Y. Barroux eds., *Monetary Policy*, Kluwer Academic Publishers.
- Dewald, W. G. and H. G. Johnson (1963) "An Objective Analysis of the Objectives of American Monetary Policy, 1952-61," in D. Carson ed., *Banking and Monetary Studies*, Homewood, Ill.: Richard D. Irwin, pp. 171-89.
- Engel, C. and J. D. Hamilton (1990) "Long Swings in the Dollar: Are They in the Data and Do Markets Know It?" *American Economic Review*, 80(4), September, pp. 689-713.
- Froyen, R. T. (1974) "A Test of the Endogeneity of Monetary Policy," *Journal of*

- Econometrics*, 2(2), July, pp. 175-88.
- Hakes, D. R. (1990) "The Objectives and Priorities of Monetary Policy under Different Federal Reserve Chairmen," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 22(3), August, pp. 327-36.
- Hamilton, J. D. (1988) "Rational-Expectations Economic 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, J. D. (1990) "Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime," *Journal of Econometrics*, 45(1-2), July-August, pp. 39-70.
- 林直嗣 (1984) 「わが国の金融政策における政策目標と運営指標—反応関数の理論と計測—」『経営志林』(法政大学), 第18巻第1号, 4月, 53-86ページ.
- 堀内昭義 (1991) 「金融政策」, 大蔵省財政史室編『昭和財政史—昭和27-48年度 第9巻 金融(1)』, 東洋経済新報社.
- 伊藤隆敏 (1989) 「日本におけるマネーサプライターゲット」『フィナンシャル・レビュー』, No. 11, 5月, 108-13ページ.
- 地主敏樹 (1992) 「金融政策当局の反応関数—国際比較の試み—」『国民経済雑誌』(神戸大学), 第166巻第2号, 8月, 79-103ページ.
- 貝塚啓明 (1967) 「経済安定と金融政策」, 木下和夫編『経済安定と財政金融政策』, 日本経済新聞社.
- Khoury, S. S. (1990) "The Federal Reserve Reaction Function: A Specification Search," in T. Mayer ed., *The Political Economy of American Monetary Policy*, Cambridge University Press.
- 日本銀行 (1975) 「日本におけるマネー・サプライの重要性について」『調査月報』, 7月, 1-19ページ.
- 日本銀行 (1986) 『わが国の金融制度』, 日本信用調査.
- 小川英治 (1994) 「為替変動と金融システムの安定性—1980年代後半の日本銀行の金融政策運営を中心に—」『ビジネス・レビュー』(一橋大学), 第41巻第3号, 2月, 69-90ページ.
- 岡部光明 (1991) 「日本の金融政策: 1975~89年における政策運営とその効果波及過程」『金融学会報告』, 71号, 1月, 3-23ページ.
- 岡部光明 (1992) 「日本における金融政策の展開」, 重原久美春編『金融理論と金融政策の新展開』, 有斐閣.
- Salemi, M. K. (1992) "Revealed Preference of the Federal Reserve: Using Inverse Control Theory to Interpret the Policy Equation of a Vector Autoregression," Mimeo.
- 吉野直行 (1989) 「金融政策手段の有効性と政策の Credibility のテスト」『フィナンシャル・レビュー』, No. 13, 7月, 79-110ページ.