

金融政策における運営目標の選択*

——Monetary Combination Policy の実証分析の試み——

Monetary Policy and the Choice of Operating Target: An Empirical Study of Monetary Combination Policy

田 中 敦

This paper makes an econometric analysis of the monetary combination policy proposed by Poole [1970], and examines changes in the choice of operating target in monetary policy. The combination policy theory explains changes in the operating target choice with changes in the uncertainties of the economy. This paper uses GARCH, and estimates a simple macro model and the policy rule as a system by using Japanese monthly data. The estimation results show that the Bank of Japan shifts its emphasis toward the money supply control in the oil crisis periods, and that such shifts are due to the increases in the aggregate supply uncertainty.

Atsushi Tanaka

JEL : E52

キーワード : 金融政策、運営目標、GARCH

Key Words : monetary combination policy, operating target, GARCH

1. 序

本稿では、日本の月次データを用いて monetary combination policy rule をマクロ経済モデルと共に推定する。これにより、金融政策における運営目標の選択の変遷について考察する。

* 本稿の研究にあたっては、郵便貯金振興会貯蓄経済研究センターから研究助成をいただいた。記して感謝申し上げたい。

金融政策の 2 段階アプローチにおいてどのような運営目標を選択すべきかは、これまでも様々な議論を生んできた。たとえば、1970 年代の後半から 1980 年代の初頭までは、マネタリストの台頭を背景に、マネーサプライ・コントロールの重視が叫ばれた。

運営目標としてマネーサプライのような量的指標を利用すべきか（マネー・ターゲティング、money targeting）、金利指標を利用すべきか（金利ターゲティング、interest rate targeting）は、Poole [1970] が簡単な IS-LM モデルを用いて理論的に分析している。その議論は金融の教科書にもよく紹介されているように、財市場に不確実性がある場合は金利を運営目標として選択し、貨幣市場に不確実性がある場合はマネーサプライを運営目標として選択するのが適切というものであった。

教科書ではここまでしか紹介していないのが一般的であるが、Poole の論文ではさらに議論を進めて monetary combination policy を提唱している。これは、運営目標としてマネーサプライと金利の二者択一をするのではなく、これら 2 つの指標を組み合わせて使う政策ルールである。

もちろん、マネーサプライと金利の双方を中央銀行が厳格にコントロールすることは、理論的に不可能である。Monetary combination policy では、一方の指標のコントロールをどれ程犠牲にして他方の指標のコントロールをするのか、すなわち各々の指標のコントロールにどれ程の比重をおくのかを中央銀行が決める。その最適な比重は、経済の状況に依存する。財市場の不確実性が大きければ、それだけマネーサプライ・コントロールの比重が高まり、貨幣市場の不確実性が大きければ、それだけ金利コントロールの比重が高まることになる。

本稿では、このような monetary combination policy の政策ルール関数を、マクロ経済モデルと共に推定する。各指標の比重はマクロ経済の不確実性によって決まるが、その不確実性は時間と共に変化する。例えば、石油危機はマクロ経済の供給側で不確実性を増大させたと考えられる。

マクロ経済における不確実性の変化を推定で考慮するために、本稿では GARCH を用いる。これにより、経済の不確実性は時間と共に変化し、それに応じて運営目標

のための指標の比重も変化することになる。

そこで、まず第2節では推定するモデルを提示する。つぎに第3節で、推定結果を考察する。

2. モデル

2.1. 簡単なマクロ・モデル

本稿で推定するのは、つぎのような簡単なマクロ・モデルと monetary combination policy の政策ルール関数である。

$$y_t = a_0 + a_2 r_t + a_3 g_t + \sum_{i=1}^k a_{yi} y_{t-i} + \sum_{i=1}^k a_{ri} r_{t-i} + \sum_{i=1}^k a_{gi} g_{t-i} + u_{1t} \quad (1)$$

$$m_t - p_t = b_0 + b_1 y_t + b_2 r_t + \sum_{i=1}^k b_{mi} (m_{t-i} - p_{t-i}) + \sum_{i=1}^k b_{yi} y_{t-i} + \sum_{i=1}^k b_{ri} r_{t-i} + u_{2t} \quad (2)$$

$$p_t = c_0 + c_1 y_t + c_3 e_t + \sum_{i=1}^k c_{pi} p_{t-i} + \sum_{i=1}^k c_{yi} y_{t-i} + \sum_{i=1}^k c_{ei} e_{t-i} + u_{3t} \quad (3)$$

$$m_t = m_t^* + \lambda(r_t - r_t^*) + u_{4t} \quad (4)$$

ただし、 y は実質所得、 r は金利、 g は実質政府支出、 m は名目マネーサプライ、 p は物価、 e はエネルギー価格で、 t は期間を表している。また、 $u_i (i = 1, 2, 3)$ は不確実な攪乱要因、 u_4 は政策エラーを示している。これらの間には、

$$\text{var} \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \sigma_{13} & 0 \\ \sigma_{12} & \sigma_{22} & \sigma_{23} & 0 \\ \sigma_{13} & \sigma_{23} & \sigma_{33} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_{44} \end{pmatrix} \quad (5)$$

という関係があると仮定する¹⁾。さらに、 m_t^* と r_t^* は t 期において中央銀行が最適と思うマネーサプライと金利水準を示しており、これについては後述する。最後に、 λ はマネーサプライ・コントロールに比して金利コントロールにかける比重を示してい

1) 共分散 $\sigma_{i4} (i = 1, 2, 3)$ は、ゼロと仮定している。もちろん、経済の攪乱要因と政策エラーとの間に何らかの相関関係がある可能性はあるが、ここではそれらは無相関であると考えている。

るが、これも後述する。

まず (1) 式は、典型的な IS 曲線を示している。ただし、日本経済において貿易は重要であるが、ここでは IS 曲線に入れていない。これは単に、貿易を入れても必ずしも推定結果が著しく改善しなかったからである。つぎに (2) 式は、LM 曲線を示している。ここでは、データは対数をとるので $m_t - p_t$ は実質マネーサプライであり、左辺が供給、右辺が需要を示している。ここで、もし中央銀行がマネーサプライをコントロールするのであれば、(2) 式は通常の上昇斜線の LM 曲線を描く。(3) 式は、総供給関数に相当する。石油危機で明らかのように、エネルギー価格の変動は日本経済の供給面に大きな影響を与えるので、(3) 式にはエネルギー価格が入っている。これら 3 本の式の主なパラメータの期待される符号は、

$$a_2 < 0, a_3 > 0, b_1 > 0, b_2 < 0, c_1 > 0, c_3 > 0$$

である。

(4) 式は、monetary combination policy を示している。まず、分かりやすいように、2 つの極端な例を示そう。1 つ目は $\lambda = 0$ の場合で、(4) 式は、

$$\lambda = 0 \text{ のとき、} m_t = m_t^*$$

となる。これは、純粋なマネー・ターゲティングのケースである。金利コントロールへの比重がゼロなので、中央銀行はマネーサプライ m_t を最適な m_t^* にすることになる。この場合、金利 r_t が最適な水準 r_t^* から離れていても、中央銀行はそれを放置する。2 つ目はその逆の例で、

$$\lambda \rightarrow \pm\infty \text{ のとき、} r_t \rightarrow r_t^*$$

となる。これは、純粋な金利ターゲティングのケースである。金利コントロールへの比重が大きければ、中央銀行は金利 r_t を最適な r_t^* に誘導する。このとき、マネーサプライ・コントロールの比重は事実上ゼロなので、 m_t が m_t^* より外れても中央銀行はそれを放置することとなる。

λ がこれらの間の値をとるときは、マネー・ターゲティングと金利ターゲティング

の混合になる。たとえば、マネーサプライも金利も最適な水準から 1% 上回っている ($m_t - m_t^* = r_t - r_t^* = 1\%$) 場合を考えてみよう。純粹マネー・ターゲティングならば、中央銀行はマネーサプライを減少させるであろう。結果として金利は上昇して、その最適な水準よりもさらに乖離してしまうが、中央銀行はそれを放置してもよいと判断している。純粹金利ターゲティングならば、中央銀行は金利を引き下げるであろう。結果としてマネーサプライはさらに増加するが、中央銀行はそれを放置してもよいと判断している。もし、その中間のケースとして中央銀行が $\lambda = 1$ としていれば、(4) 式から明らかなように中央銀行は金融緩和も引締めも行わない。もちろん、 λ が 1 よりもある程度小さければその程度に応じて金融緩和をし、 λ が 1 よりもある程度大きければその程度に応じて金融引締めをする。ただ、いずれにせよ m_t と r_t は最適な水準 m_t^* と r_t^* から乖離したままで、その相対的な乖離幅を λ が決めていることとなる。

このような monetary combination policy は、純粹なターゲティング方式より現実の中央銀行の政策をよく表していると言える。なぜなら、日銀が金利の急激な変動を容認してマネーサプライ・コントロールに固執したり、マネーサプライの急激な変動を容認して金利コントロールに固執するという政策を常にとっているとは考えにくいからである。

以上の 4 本の式が、本稿で考えるモデルである。内生変数は、 y_t 、 m_t 、 r_t 、 p_t の 4 つである。

2.2. 実質所得を安定化させる政策 (Y モデル)

本節の残りの部分では、中央銀行がどのように λ を決めるのかを考える。最適な λ は、中央銀行の最終目標をどのように設定するかによる。ここでは、最終目標として実質所得を選択する場合と、物価を選択する場合を想定する²⁾。本稿では、前者を Y モデル、後者を P モデルと呼ぶことにする。

2) 運営目標と同様に、最終目標も複数のもを同時に設定し、その比重が時代と共に変化すると考えるのが一般的であろう。例えば、小川 [1994] や田中 [1997] は日本の最終目標の変遷について実証的に分析している。本稿で最終目標を 1 モデルあたり 1 つと設定するのはあくまでも簡単化のためであり、最終目標の変化をも考慮に入れることは今後の検討課題としたい。

まず、実質所得を最終目標として選択する Y モデルにおいて最適な λ を導出する。中央銀行の目的関数を、

$$\min L = E(y_t - y^*)^2 \quad (6)$$

と想定する³⁾。ただし、 y^* は中央銀行が適切と思っている実質所得水準、 E は期待値を表している。(1)~(4) 式と (6) 式より最適な λ を導出するのであるが、そのために (4) 式をつぎのように書き換える。

$$m_t = (m_t^* - \lambda r_t^*) + \lambda r_t + u_{4t} = \mu_t + \lambda r_t + u_{4t} \quad (4')$$

(1)~(3) と (4') 式より y_t について解くと、

$$y_t = \frac{A + (b_2 - \lambda)u_{1t} - a_2(u_{2t} + u_{3t} - u_{4t})}{b_2 + a_2(b_1 + c_1) - \lambda} \quad (7)$$

$$A = a_0(b_2 - \lambda) + a_2(\mu_t - b_0 - c_0) + a_3(b_2 - \lambda)g_t - a_2c_3e_t \\ + (b_2 - \lambda)L_{IS} - a_2(L_{LM} + L_{AS})$$

となる。ただし、 L_{IS} 、 L_{LM} 、 L_{AS} は (1) 式、(2) 式、(3) 式それぞれのラグ項全体を示している。これを (6) 式に代入すると、

$$E(y_t - y^*)^2 = \text{var}(y_t) + [E(y_t) - y^*]^2 \\ = \frac{(b_2 - \lambda)^2\sigma_{11} + a_2^2(\sigma_{22} + \sigma_{33} + \sigma_{44}) - 2a_2[(b_2 - \lambda)(\sigma_{12} + \sigma_{13}) - a_2\sigma_{23}]}{[b_2 + a_2(b_1 + c_1) - \lambda]^2} \\ + \left(\frac{A}{b_2 + a_2(b_1 + c_1) - \lambda} - y^* \right)^2 \quad (8)$$

となる。これを極小化するために、 μ_t と λ で微分して 1 階の条件を求める。

3) 本来は、複数の期間にまたがった目的関数を設定するべきであろう。例えば、

$$\min \sum_{i=0}^{\infty} \theta^i E(y_{t+i} - y^*)^2$$

が挙げられる。ただし、 θ は割引因子である。しかし本稿のモデルでは、不確実性を除いて、中央銀行は每期每期最終目標を達成することができる想定になっており、この場合は上記のようなダイナミックな目的関数の解は (5) 式のようなスタティックな目的関数の各期での解と同じになる。ここでは、表記の単純化のために (5) 式を用いる。詳細は、Tanaka [1995] を参照のこと。

まず μ_t で微分することにより、

$$\mu_t = m_t^* - \lambda r_t^*$$

$$m_t^* = b_0 + b_2 y^* + b_2 r_t^* + (c_0 + c_1 y^* + c_3 e_t + L_{AS}) + L_{LM} \quad (9)$$

$$r_t^* = \frac{y^* - a_0 - a_3 g_t - L_{IS}}{a_2} \quad (10)$$

が導出できる。 m_t^* と r_t^* は、攪乱がなかったとき ($u_i = 0$) に y^* を達成する m と r に相当する。つぎに、 λ で (8) 式を微分して 1 階の条件を求めると、

$$\lambda = b_2 - a_2 \left[\frac{\sigma_{22} + \sigma_{33} + \sigma_{44} + (b_1 + c_1)(\sigma_{12} + \sigma_{13}) + 2\sigma_{23}}{(b_1 + c_1)\sigma_{11} + \sigma_{12} + \sigma_{13}} \right] \quad (11)$$

が導出できる。これが金利コントロールにおく最適な比重である⁴⁾。

λ をより詳細に検討するために、不確実性 u_i ($i = 1, 2, 3, 4$) のうちどれか 1 つだけの分散がゼロではない場合を考えると、つぎのようになる。

$$\sigma_{11} \neq 0, \text{ 他の分散共分散はゼロの場合, } \lambda = b_2 \quad (\text{LM 曲線は垂直})$$

$$\sigma_{22} \neq 0, \text{ 他の分散共分散はゼロの場合, } \lambda \rightarrow \infty \quad (\text{LM 曲線は水平})$$

$$\sigma_{33} \neq 0, \text{ 他の分散共分散はゼロの場合, } \lambda \rightarrow \infty \quad (\text{LM 曲線は水平})$$

$$\sigma_{44} \neq 0, \text{ 他の分散共分散はゼロの場合, } \lambda \rightarrow \infty \quad (\text{LM 曲線は水平})$$

(4) 式と (2) 式を組み合わせると LM 曲線が描け、それぞれの場合での LM 曲線の形状が括弧内に記されている。

$\sigma_{22} \neq 0$ の場合は、教科書によく紹介されているような貨幣市場に不確実性がある場合と同じで、純粋な金利ターゲティングになる。すなわち、貨幣市場の不確実性はマネーサプライの増減で吸収してしまい、金利を通して実物経済へ不確実性が波及するのを防いでいる (図 1)。 $\sigma_{44} \neq 0$ の場合も、中央銀行の政策エラーは貨幣市場の不確実性になるので、 $\sigma_{22} \neq 0$ の場合と同じである。一方、 $\sigma_{11} \neq 0$ の場合は、教科書的

4) このようなモデルでは中央銀行にとってどのような情報が利用可能であり、観察し得ない情報をどのように予想するのかについて重要な含意がある。LeRoy and Waud [1975] を参考のこと。なお、本稿のモデルでは、中央銀行は内生変数のラグ項と外生変数の他に、現在の m と r が観察可能であると想定されている。現在の y や p は観察できず、したがって現在の m と r を運営目標として利用して金融政策を行っている。

図1 $\lambda \rightarrow \infty$ が最適な場合

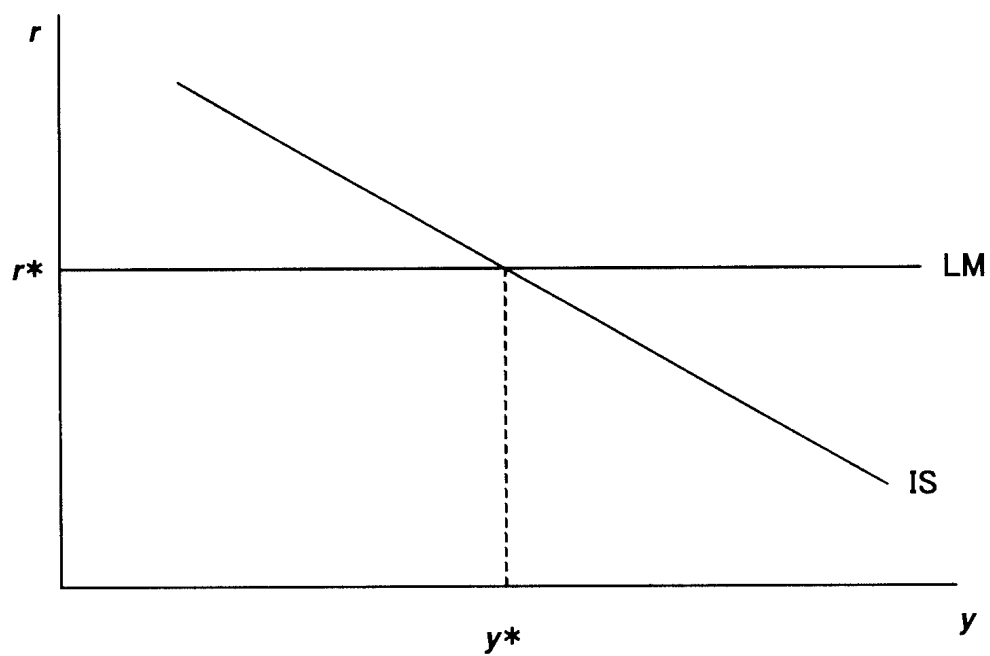
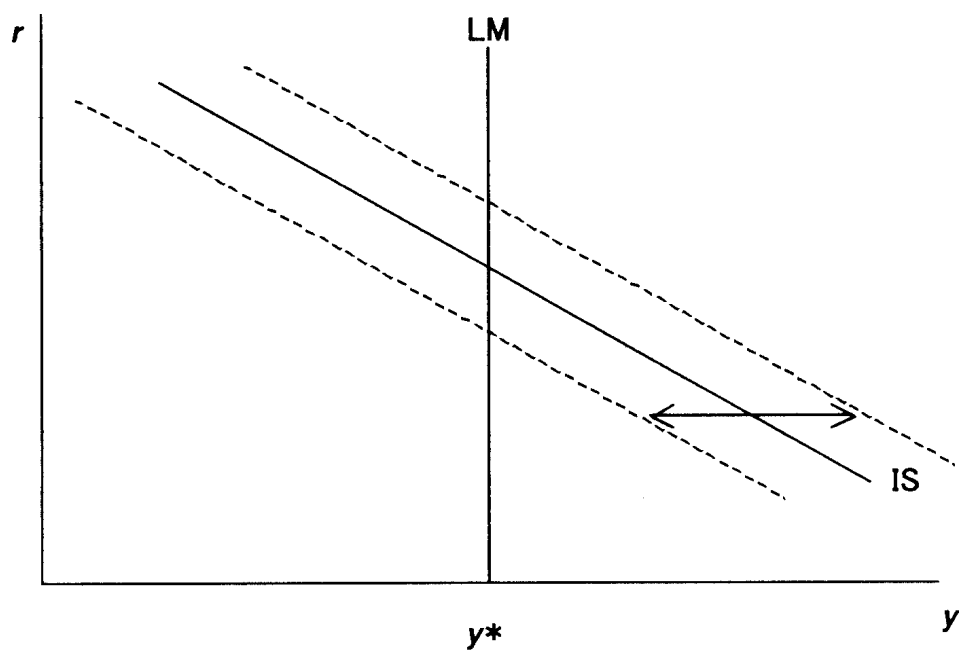


図2 $\lambda = b_2$ が最適な場合



な結論と異なり、純粋なマネー・ターゲティングにはならない。最適な λ はゼロを通り越して b_2 （期待される符合は負）になる。このとき LM 曲線は垂直となり、財市場の不確実性は金利の変動ですべて相殺される（図 2）。 $\sigma_{33} \neq 0$ の場合、物価の変動が実質マネーサプライの変動を生み、LM 曲線をシフトさせる。したがって、 $\sigma_{22} \neq 0$ の場合と同じように LM 曲線を水平にすることによって不確実性を打ち消す。

各 σ_{ij} の変動が λ にもたらす変化の方向は、 σ_{ij} やパラメータの値によって異なる。ただし、共分散がゼロのときは、

$$\frac{\partial \lambda}{\partial \sigma_{11}} = \frac{a_2(b_1 + c_1)(\sigma_{22} + \sigma_{33} + \sigma_{44})}{[(b_1 + c_1)\sigma_{11}]^2} < 0$$

$$\frac{\partial \lambda}{\partial \sigma_{22}} = \frac{\partial \lambda}{\partial \sigma_{33}} = \frac{\partial \lambda}{\partial \sigma_{44}} = \frac{-a_2}{(b_1 + c_1)\sigma_{11}} > 0$$

と計算できる。期待される通り σ_{11} の増大は λ を小さくさせ、 σ_{22} 、 σ_{33} 、 σ_{44} の増大は λ を大きくさせる。

2.3. 物価を安定化させる政策（P モデル）

つぎに、物価を安定化させる政策を中央銀行がとる P モデルを考える。目的関数は、

$$\min L = E(p_t - p^*)^2 \quad (12)$$

となる。ただし、 p^* は中央銀行が最適と思う物価水準である。Y モデルと同様に、(1)~(3) 式と (4') 式より p を求めてそれを (12) 式に代入し、さらに μ_t と λ で微分することにより、

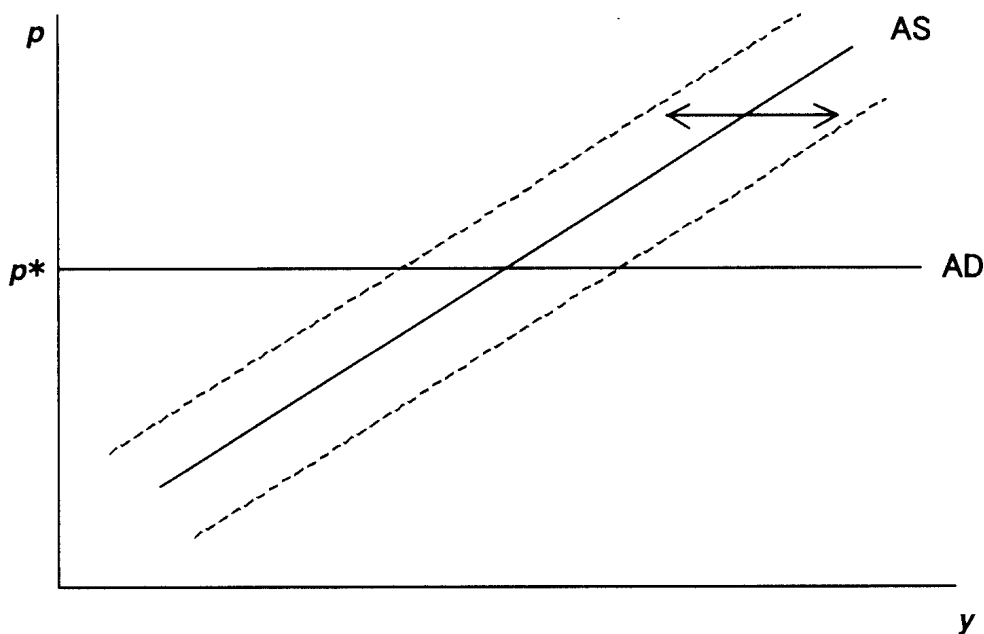
$$m_t^* = b_0 + b_1 \left(\frac{p^* - c_0 - c_3 e_t - L_{AS}}{c_1} \right) + b_2 r_t^* + p^* + L_{LM} \quad (13)$$

$$r_t^* = \frac{p^* - c_0 - c_1(a_0 + a_3 g_t + L_{IS}) - c_3 e_t - L_{AS}}{c_1 a_2} \quad (14)$$

$$\lambda = b_2 - a_2 \left[\frac{c_1(\sigma_{22} + \sigma_{44}) - b_1 \sigma_{33} + (b_1 + c_1)(c_1 \sigma_{12} - b_1 \sigma_{13}) + (c_1 - b_1) \sigma_{23}}{c_1(b_1 + c_1)\sigma_{11} + \sigma_{33} + c_1 \sigma_{12} + (b_1 + 2c_1)\sigma_{13} + \sigma_{23}} \right] \quad (15)$$

を導出できる。

図 3 $\lambda = b_2 + a_2 b_1$ が最適な場合



(13) と (14) 式は、攪乱がなかったときに p^* を実現するマネーサプライと金利水準を示している。(15) 式で示される最適な λ については、つぎのことが分かる。

$\sigma_{11} \neq 0$ 、他の分散共分散はゼロの場合、 $\lambda = b_2$ (LM 曲線は垂直)

$\sigma_{22} \neq 0$ 、他の分散共分散はゼロの場合、 $\lambda \rightarrow \infty$ (LM 曲線は水平)

$\sigma_{33} \neq 0$ 、他の分散共分散はゼロの場合、 $\lambda = b_2 + a_2 b_1$

$\sigma_{44} \neq 0$ 、他の分散共分散はゼロの場合、 $\lambda \rightarrow \infty$ (LM 曲線は水平)

Y モデルと異なるのは、 $\sigma_{33} \neq 0$ の場合である。 $\lambda = b_2 + a_2 b_1$ のとき、LM 曲線の傾きは IS 曲線の傾きと一致する。中央銀行は、 p^* のもとで LM 曲線が IS 曲線に重なるようにマネーサプライを調節する。すると、 p^* のもとで IS-LM フレームワークでは所得が決まらず、総需要曲線 AD は p^* で水平になる (図 3)。このとき、総供給曲線 AS がシフトしても、物価水準は p^* で安定することになる。

共分散がゼロであると仮定すると、分散の変動に対する λ の変化の符号はある程度決まる。

$$\frac{\partial \lambda}{\partial \sigma_{11}} = \frac{a_2 c_1 (b_1 + c_1) [c_1 (\sigma_{22} + \sigma_{44}) - b_1 \sigma_{33}]}{[c_1 (b_1 + c_1) \sigma_{11} + \sigma_{33}]^2} \begin{matrix} \geq 0 \\ < 0 \end{matrix}$$

$$\frac{\partial \lambda}{\partial \sigma_{22}} = \frac{\partial \lambda}{\partial \sigma_{44}} = \frac{-a_2 c_1}{c_1 (b_1 + c_1) \sigma_{11} + \sigma_{33}} > 0$$

$$\frac{\partial \lambda}{\partial \sigma_{33}} = \frac{a_2 c_1 [b_1 (b_1 + c_1) \sigma_{11} + \sigma_{22} \sigma_{44}]}{[c_1 (b_1 + c_1) \sigma_{11} + \sigma_{33}]^2} < 0$$

σ_{22} 、 σ_{33} 、 σ_{44} の変動に関しては、期待した符号が導出されている。 σ_{11} の変動に関しては直観では負になるはずであるが、実はそうはならない。 σ_{11} の増大に対しては、中央銀行は LM 曲線をより垂直に近づけることによって対応するが、 λ の減少が LM 曲線をより垂直に近づけることになるのは、LM 曲線が正の傾きをもっているときだけである。いま、 $\sigma_{ij} = 0 (i \neq j)$ を仮定しているので (15) 式は、

$$\lambda = b_2 - a_2 \left[\frac{c_1 (\sigma_{22} + \sigma_{44}) - b_1 \sigma_{33}}{c_1 (b_1 + c_1) \sigma_{11} + \sigma_{33}} \right] \quad (16)$$

となる。 σ_{33} が十分大きく $c_1 (\sigma_{22} + \sigma_{44}) - b_1 \sigma_{33} < 0$ となれば、 $\lambda < b_2$ になる。すなわち LM 曲線は負の傾きをもつこととなる。このとき、LM 曲線を垂直に近づけるためには λ を増大させる必要があり、 $\partial \lambda / \partial \sigma_{11} > 0$ となる。

3. 推定結果

3.1. 利用するデータ

本稿で利用するデータは 1968 年 1 月～95 年 12 月までの月次データで、詳細は表 1 にまとめられている⁵⁾。ただし、政府支出 g は四半期データなので、つぎのようにして月次データに直した。

$$g_{1\tau} = (1/3)G_{\tau-1} + 2(2/3)G_{\tau} \quad (16a)$$

$$g_{2\tau} = G_{\tau} \quad (16b)$$

$$g_{3\tau} = (2/3)G_{\tau} + (1/3)G_{\tau+1} \quad (16c)$$

5) データはすべて、日経 NEEDS マクロのものを用いた。また、データ抽出には、KG-EDENS (関西学院大学経済学部データ抽出システム) を利用した。

表 1 利用するデータ

y	鉱工業生産指数(1995年=100)
m	M2+CD (平均残高)
r	コール・レート (有担保翌日物、平均)
p	卸売物価指数(1995年=100)
g	政府最終消費支出と公的総固定資本形成の合計
e	原油輸入価格 (円建て)

ここで G_τ は τ 四半期の政府支出、 $g_{i\tau} (i = 1, 2, 3)$ は τ 四半期中 i 番目の月の政府支出である。もちろん、このような変換が正しい月次データをつくる訳ではないが、本稿の目的は政府支出のマクロ経済的な効果を推定することではないので、こうしてつくったデータを用いた。

また、金利にコール・レートを用いたことも不適切かもしれない。マネーサプライは運営目標の中でも中間目標に分類されるものなので、本来は長期金利のデータを金利に用いるべきであろう。しかし、全推定期間を通して十分伸縮的である金利はあまりない。そこで、本稿ではコール・レートを選んだ。

金利以外のデータは季節調整を施し⁶⁾、さらに対数をとって用いる。金利データは原データのままで、対数をとらずに小数点表示で利用する。

これらのデータについて、ADF の単位根検定を行った⁷⁾。表 2 に示された ADF の t 値をみると、水準データでは r を除いて明らかに単位根があることが分かる。 r については、それが単位根なのかタイム・トレンドなのかが判断しにくくなっている。一方、1 階差データでは、すべての変数で単位根がないことが分かる。以上のことより、 r を含めすべてのデータについて、1 階差をとったものを以下の分析では用いることにする⁸⁾。

6) 季節調整には、Estima の EZ-X11 というプログラムを用いた。

7) この検定では、ラグ数を仮定する必要がある。ここでは Ljung-Box Q テストで求めて単位根検定に用いた。実際に用いられたラグ数は、表 2 の括弧内に示されている。なお、計測には平山健二郎氏 (関西学院大学) が RATS 用に書いたプログラムを用いた。

8) 本来は共和分についても検定すべきであるが、ここでは共和分はないという前提で推定を進める。共和分に関しては、今後の検討課題としたい。

表2 ADF テストの結果

変数	水準		1階差	
	トレンドなし	トレンドあり	トレンドなし	トレンドあり
y	-2.12 (16)	-2.24 (16)	-5.50** (15)	-5.77** (15)
m	-1.19 (3)	-2.76 (3)	-4.80** (2)	-4.85** (2)
r	-2.56 (13)	-3.84* (13)	-4.60** (14)	-4.63** (14)
p	-2.31 (13)	-1.09 (13)	-4.25** (12)	-4.81** (12)
g	-1.28 (16)	-3.08 (16)	-4.12** (15)	-4.16** (15)
e	-1.82 (2)	-1.46 (2)	-8.62** (1)	-8.72** (1)

注 括弧内はラグ数

* 5%で有意

** 1%で有意

表3 AIC

ラグ数	AIC
1	-13958
2	-14023
3	-14124
4	-14130
5	-14110
6	-14104
7	-14101
8	-14090
9	-14097
10	-14076
11	-14060

表1に掲げられている変数以外に、日銀が実現を目指す y^* と p^* のデータが必要である。これには、推定期間でのそれぞれの平均値を用いる。すなわち、日銀はこれら最終目標の分散を最小化するように金融政策をとると仮定する。ただし、 p^* については、問題が残るであろう。というのは、対数の1階差データを用いるので p はインフレ率に相当し、 p^* に p の平均値を用いることは日銀が緩慢なインフレを目指していることになるからである。 $p^* = 0$ の方が適切かもしれないが、あまり良好な推定結果が得られなかったので本稿では平均値を利用する。

前節で導出したモデルを推定するには、ラグ数 k を求めてやらなければならない。

そこで、 y 、 m 、 r 、 p を内生変数、 g と e を外生変数として扱った VAR モデルを推定し、その AIC よりラグ数を決めることにする。表 3 に示された AIC をみるとラグ数は 4 と決めることができる。

3.2. Y モデルの推定結果

まず、第 2 節で導出された Y モデルを推定する。中央銀行は経済の不確実性の構造、すなわち誤差項の分散・共分散に応じて λ を決める。しかし、経済の不確実性は時代と共に変化し、したがって中央銀行の金利コントロールにおく比重も変化してきているはずである。そこで、分散・共分散が時間と共に変化するモデルとして、GARCH を用いる。

$$\text{var} \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sigma_{11t} & \sigma_{12t} & \sigma_{13t} & 0 \\ \sigma_{12t} & \sigma_{22t} & \sigma_{23t} & 0 \\ \sigma_{13t} & \sigma_{23t} & \sigma_{33t} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_{44t} \end{pmatrix} \quad (5')$$

$$\sigma_{ijt} = d_{ij0} + d_{1ij}u_{it-1}u_{jt-1} + d_{2ij}\sigma_{ijt-1}, \quad (17)$$

$$i, j = 1, 2, 3, 4, i \leq j, \sigma_{14t} = \sigma_{24t} = \sigma_{34t} = 0$$

このような分散・共分散を用いることは、中央銀行は過去の誤差を観測しながら現在の分散・共分散を予測していることを示唆している。例えば、財市場での攪乱が前期に大きければ今期も大きいと予想することになる。

以上より、ここで推定する Y モデルは、(1)~(4) 式、(5') と (17) 式、(9)~(11) 式から成り立つ⁹⁾。(4) 式と (9)~(11) 式は、それ以外の式に現れるパラメータや変数の制約式として扱われる。推定には最尤法を用い、そのためのアルゴリズムとして BFGS 法を用いる。また、(17) 式の初期値 ($t=97$ 年 12 月) が必要であるが、これは分散・共分散が時間と共に変化しないモデルを推定して求めた値を利用する。

9) このモデルが識別可能であるかどうかは、制約が非線型であるために証明は困難であるが、局所的な識別は Rothenberg [1971] に示された定理で証明できる。この定理の Y モデルへの適用については、Tanaka [1995], pp.91-96 を参照のこと。なお、第 3.3 節の P モデルも同様である。

表4 Yモデルの推定結果

	y_t	r_t	g_t または e_t
(1) IS		-0.0866** (-15.97)	-0.0002 (-0.839)
(2) LM	0.1098** (37.55)	-0.0795 (-1.056)	
(3) AS	0.0671** (13.42)		0.0065* (2.442)

注 括弧内は t 値

* 5%水準で有意

** 1%水準で有意

推定には(4)式と(9)～(11)式で表される複雑な非線型制約が課されているために、推定結果は不安定であった。繰り返し計算で収束する点が複数あり、しかもそれらは必ずしも極大点の2階の条件が満たされているとは限らない結果が出ている。また、近年の金融部門の不安定性は日本銀行の金融政策に変化をもたらしているようで、近年のデータを入れるとさらに推定結果が悪化する。本稿で推定期間を1995年までにしたのは、そのためである。

そのような中で、1つだけ推定結果を例示する。表4には、(1)～(3)式の主だった変数の係数推定値が示されている。実質所得と金利の係数はすべて期待された符号をとっているが、(2)式の金利の係数は有意ではない。また、外生変数である政府支出とエネルギー価格の係数は有意性が低く、政府支出の係数は符号が逆になっている¹⁰⁾。

推定された分散・共分散は、図4に描かれている。この図では相対的な変化が見易いように、各々の平均値で標準化している。分散はすべて正なので平均値を1、共分散はすべて負であったので平均値を-1としている。さらに、推定された λ が図5に示されている。

表4、図4、図5に示された推定結果は、尤度極大化の2階の条件を満たしていない可能性があり信頼性は薄い。しかし、これらの推定結果が正しいとすれば日銀の金融政策についてどのような解釈ができるのかを、以下で一応考察する。

10) ただし、表4の t 値は不適切である。BFGS法ではパラメータの数以上の回数の繰り返し計算をしないと適切な t 値が計算できないが、Yモデルでの繰り返し計算回数は24でしかなかった。

図 4 Y モデルで確定された分散・共分散の推移

図 4-a σ_{11} と σ_{22}

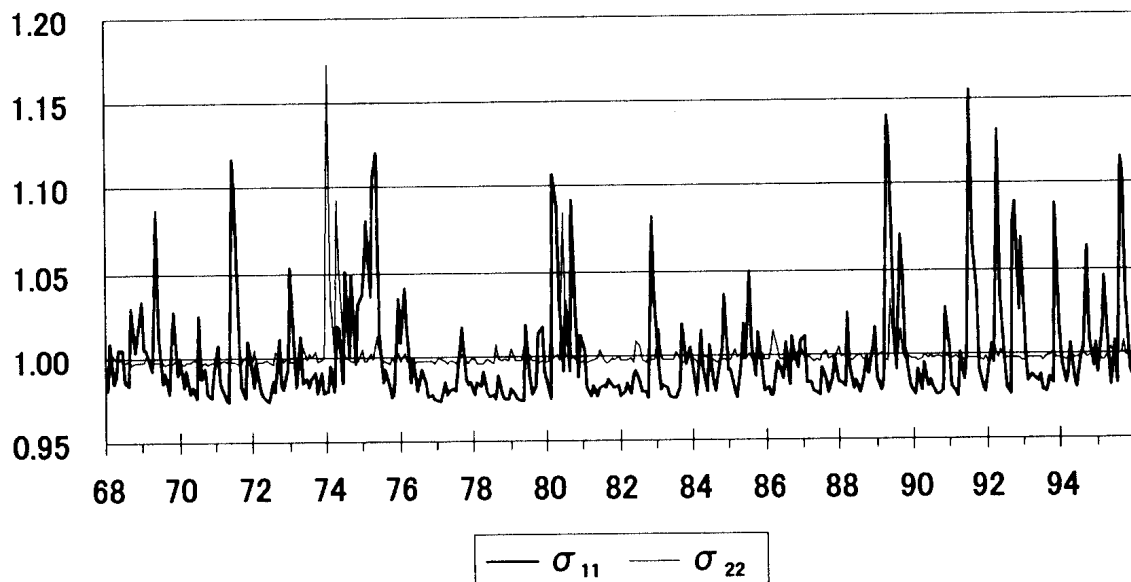


図 4-b σ_{33} と σ_{44}

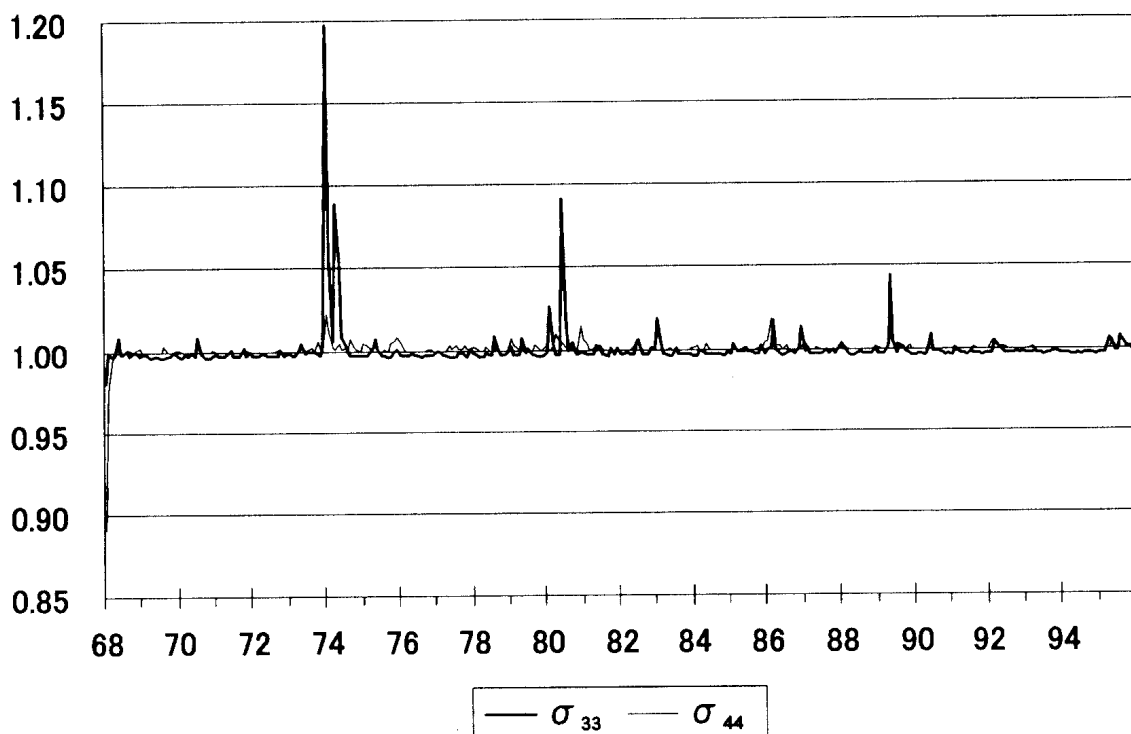


図4-c σ_{12} 、 σ_{13} 、 σ_{23}

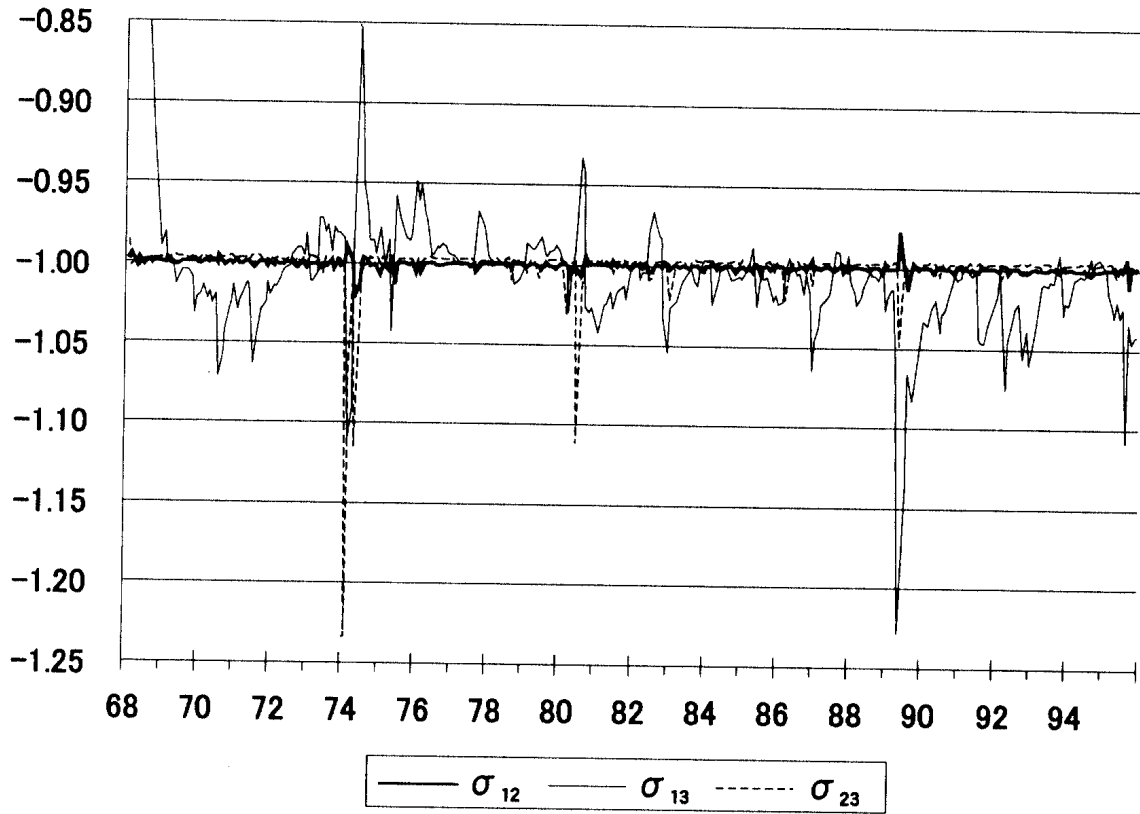
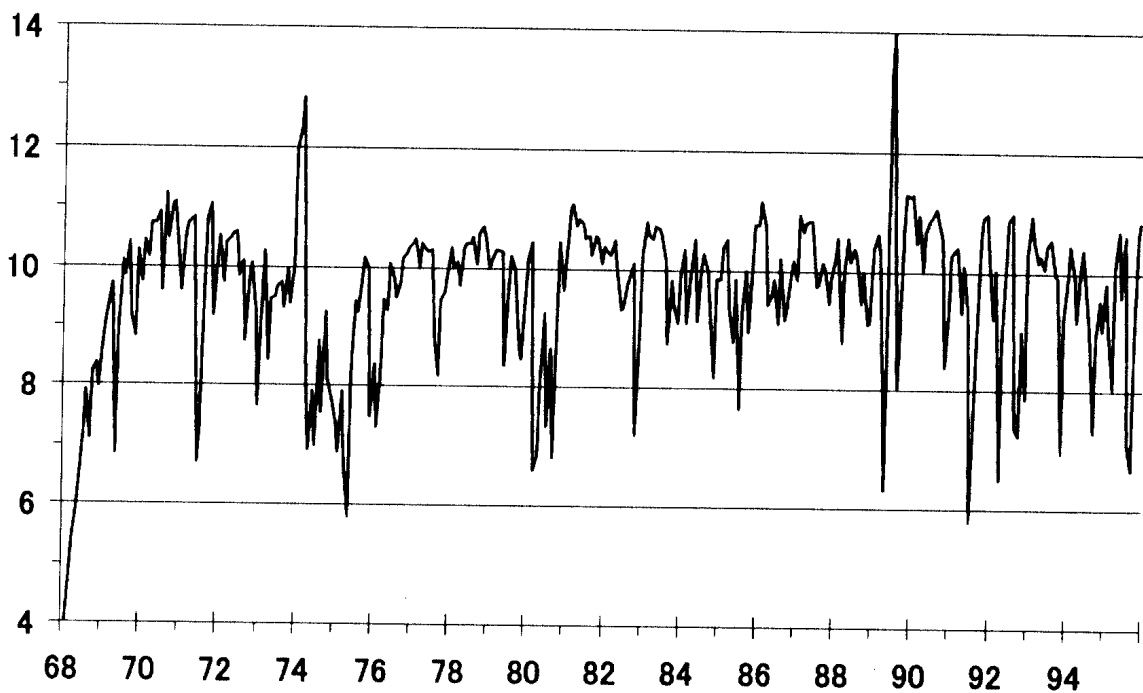


図5 Yモデルで推定された λ



λ がどれ程大きければ、日銀は金利コントロールにより重点をおいていると言えるのか考えてみよう。そのような臨界値の候補としては、1 が挙げられよう。(4) 式で政策エラーをゼロとすれば、

$$m_t - m_t^* = \lambda(r_t - r_t^*)$$

となる。 $\lambda = 1$ ならば、マネーサプライ m_t と金利 r_t がそれぞれの最適値より同程度乖離するのを日銀は認めていることとなる。これよりも λ が大きければ、マネーサプライより金利の乖離幅を小さくしようとしているので、金利コントロールにより重点がおかれていることになる。

臨界値の候補として、もう 1 つ考えることができる。推定結果より、

$$\frac{dy_t}{dm_t} = 0.9133, \quad \frac{dy_t}{dr_t} = -0.0866$$

が分かる。すなわち、 m_t を 1/0.9133% 増やすのと r_t を 1/0.0866% 引き下げるのとは、 y_t に同じ 1% の増加をもたらす。この比を単純化すると、

$$\frac{1/0.9133}{1/0.0866} = \frac{0.0948}{1}$$

となる。 m_t の m_t^* からの乖離 0.0948% と r_t の r_t^* から乖離 1% は、 y_t の y^* からの同じ幅の乖離を産み出す。したがって λ が 0.0948 よりも大きければ、 r_t の乖離に比べて、 y_t へのより大きな影響を及ぼす m_t の乖離を容認することとなり、日銀は金利コントロールを重視していると言える。これが、2 つ目の臨界値である。

これら 2 つの臨界値から、日銀はいつ金利コントロールに重点をおいていたのかを図 5 で考察する。どちらの臨界値を利用しても、日銀はいつでも金利コントロールにより重点をおいていたことが分かる。

ただし、金利コントロールにおく比重は時代によって大きく変化している。時代による大きな傾向は読み取りにくいだが、つぎのようなことが言えよう。

まず第 1 に、第 1 次石油危機の影響が強かった 1973~75 年には、金利コントロールの比重が一時的に大きくなった後、急激に低下している。図 4 をみると、この時期の前半に σ_{33} と σ_{22} が大きくなって σ_{13} と σ_{23} が小さくなり、後半には σ_{11} と σ_{13} が

大きくなっていることが分かる。石油危機直後は総供給側での攪乱と金融部門の攪乱を防ぐために金利コントロールを強め、後に財市場での攪乱を防ぐためにマネーのコントロールを以前よりは強めたと解釈できる。

第2に、日銀は1970年代後半にマネーサプライ重視政策を実施したとされ¹¹⁾、1978年からはマネーサプライの「見通し」(予測値)を公表しているが、図5からはそのような政策の変化は読み取れない。

第3に、第2次石油危機の影響があったと思われる1979～80年に λ が小さくなっている。この時期は、第1次石油危機のときとは対照的に、 σ_{11} が一貫して大きくなっており、財市場の不確実性が増して日銀がマネーのコントロールをある程度重視したことが分かる。なお、1960年代終わりにも λ は小さいが、これは σ_{ij} の初期値が不適切であった(とくに σ_{44} と σ_{13})可能性が高い。

3.3. Pモデルの推定結果

つぎに、Pモデルを推定する。Pモデルは、(1)～(4)式、(5')と(17)式、(13)～(15)式から成り立つ。Yモデルとの違いは(13)～(15)式で、推定上はパラメータや変数の制約が異なるだけである。

Yモデルと同様に推定結果は不安定で、繰り返し計算で収束する点も複数あった。しかしYモデルの場合と異なり、極大点の2階の条件が満たされていないものを排除した結果、1つのリーズナブルな極大点を得ることができた。ただし、そのときの尤度は6042であり、Yモデルでの尤度6341よりも低いという問題が指摘できる。

表5には、(1)～(3)式の主要な変数の係数推定値が示されている。実質所得と金利の係数はすべて期待された符号をとっており、しかも有意性が高い。エネルギー価格の係数も期待された通り、有意に正である。しかし、政府支出の係数は有意性が低く、符号も逆になっている。

推定された分散・共分散は、図6に描かれている。図4と同じように、各々の平均値で標準化している。 σ_{22} 、 σ_{44} 、 σ_{23} がほとんど読み取れないのは、それらがあまり

11) 日本銀行 [1975].

変動しないために $\sigma_{22} = 1$ 、 $\sigma_{44} = 1$ 、 $\sigma_{23} = -1$ の線とそれぞれが重なってしまっているためである。また、推定された λ が図 7 に示されている。

表 5 P モデルの推定結果

	y_t	r_t	g_t または e_t
(1) IS		-0.9178** (-25.69)	-0.0015 (-0.875)
(2) LM	0.3051** (18.77)	-3.0316** (-24.44)	
(3) AS	0.2325** (52.15)		0.0022** (7.106)

注 括弧内は t 値

* 5%水準で有意

** 1%水準で有意

図 6 P モデルで確定された分散・共分散の推移

図 6 - a σ_{11} と σ_{22}

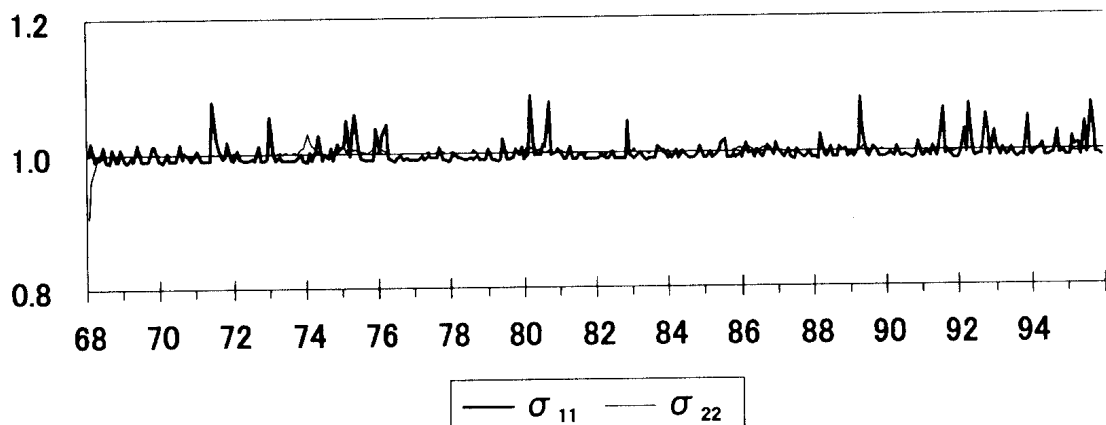


図6-b σ_{33} と σ_{44}

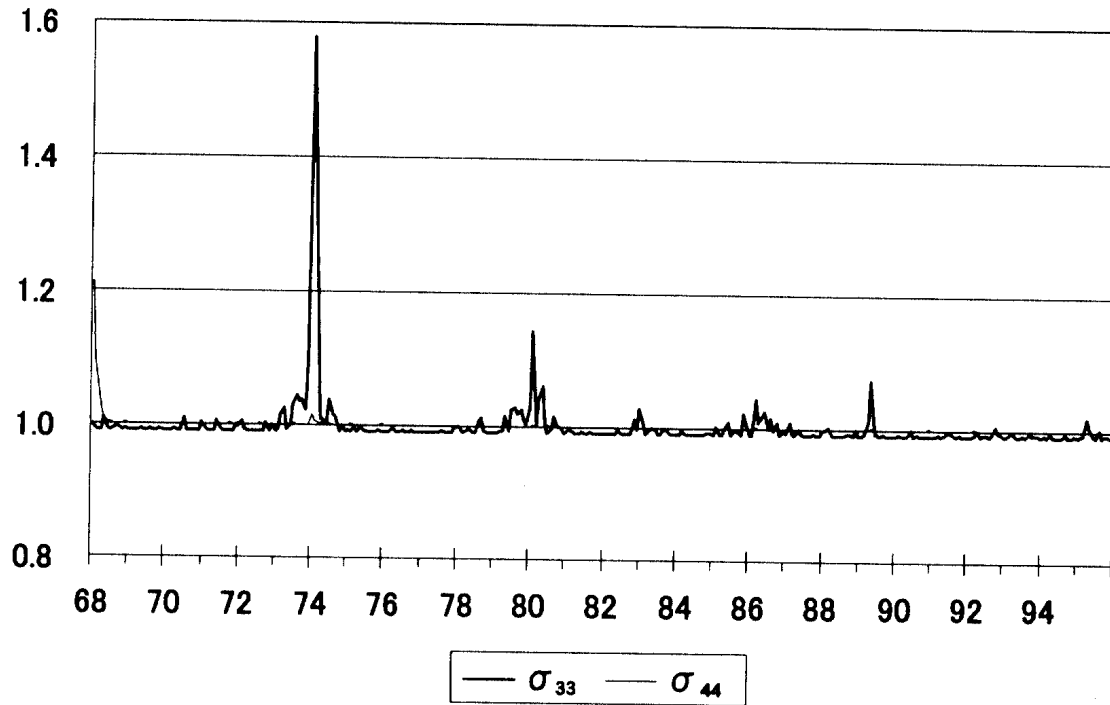


図6-c σ_{12} 、 σ_{13} 、 σ_{23}

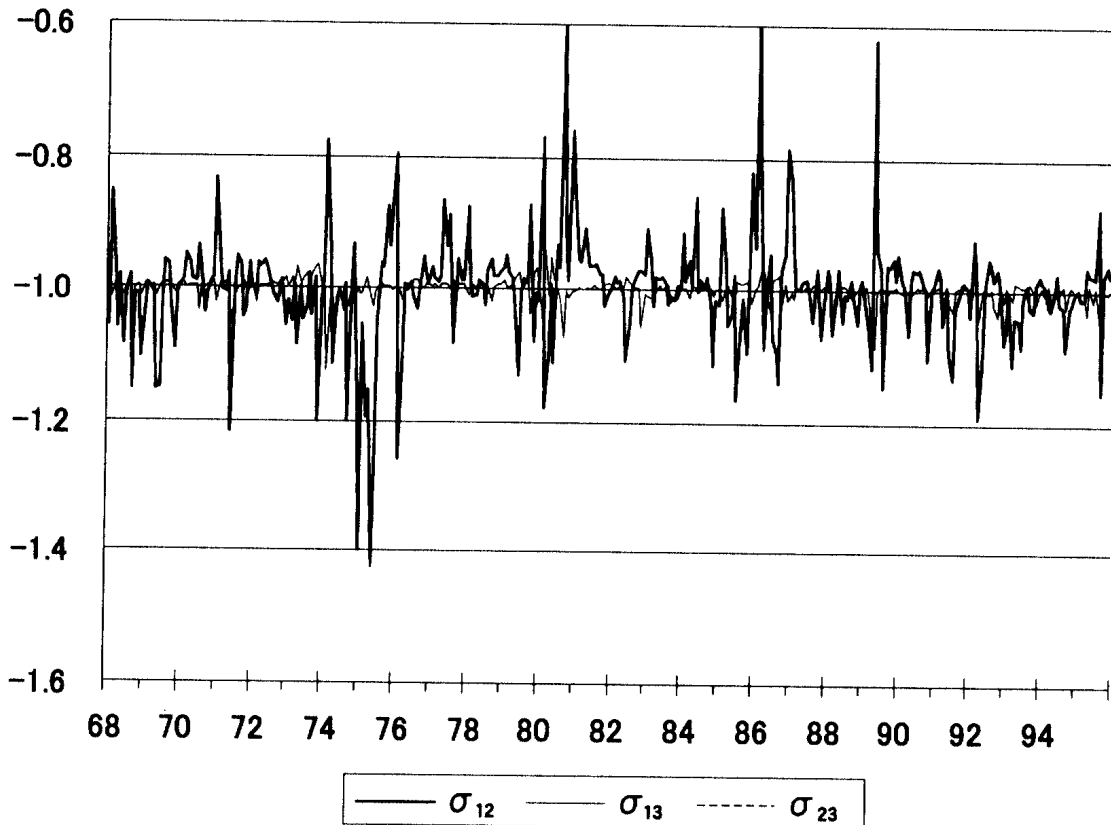
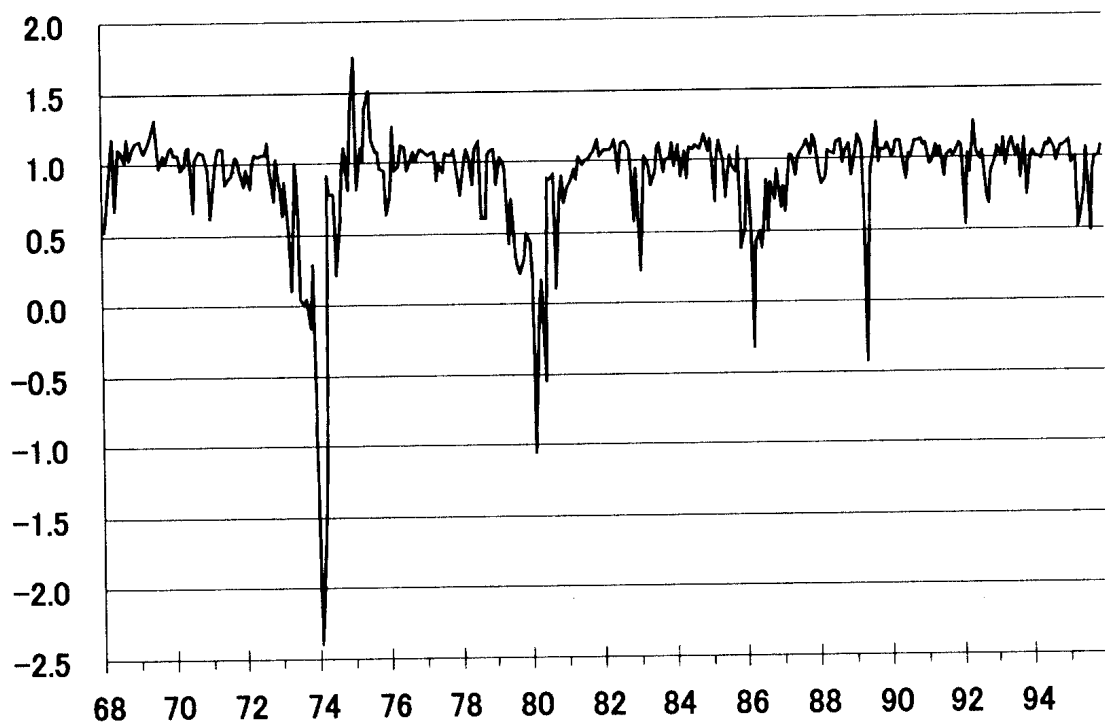


図7 Pモデルで推定されたλ



金利コントロールにより重点をおいていると判断するλの臨界値の1つは、1である。もう1つは、

$$\frac{dp_t}{dm_t} = 0.0605, \quad \frac{dp_t}{dr_t} = -0.2134$$

より、

$$\frac{1/0.0605}{1/0.2134} = \frac{3.527}{1}$$

となり、3.527である。

図7を見ると、臨界値が1だとすると、日銀は時代によってマネー・ターゲティングと金利ターゲティングを頻繁に入れ替えていることになる。一方、臨界値が3.527だとすると、Yモデルとは逆に日銀は一貫してマネーサプライ・コントロールを金利コントロールよりも重視していたことになる。

マネーサプライ・コントロールへの比重の変動を、より詳細に検討する。まず第1に、第1次石油危機にはλは大きくマイナスに振れている。最小値は、1974年1月

の-2.397である。 $\lambda = b_2$ でLM曲線は垂直になるが、 $b_2 = -3.0316$ なのでかなり垂直に近い。このとき、図6が示すように総供給の不確実性 σ_{33} が増大している。総需要曲線の傾きは、(1)、(2)、(4)式より

$$\frac{dp_t}{dy_t} = \frac{\lambda}{a_2} - \frac{b_2}{a_2} - b$$

なので、 λ を小さくすることで、総需要曲線の傾きは小さくなり水平に近くなる。水平な場合を示した図3から分かるように、これは物価を安定化する。

この時期に、 σ_{12} も大きく変動していて λ に影響を与えているように図では見える。しかし、実は変動の時期が微妙にズレていて、 λ の急落とは関係ないことが分かる。これは、以下の第2点以降でも同様である。

第2に、1970年代後半のマネーサプライ重視政策の時期は、とくに λ の特徴的な動きはない。この時期にマネー・コントロールの比重をより高くしたことは、この推定結果からは読み取れない。

第3に、第2次石油危機の時期に λ が小さくなって、ゼロを下回っている。この時期も λ の変動の主要因は総供給の不確実性の増大である。

第4に、1986年前後に λ が小さくなり、また1989年にも1、2ヶ月だけであるが λ が小さくなっている。とくに1986年3月と1989年5月には、負の値をとっている。これらについても、総供給の不確実性の増大が原因である。ただし、1974年前後と1979年前後の攪乱要因が石油危機であることは想像できるが、1986年と89年にどのような攪乱が具体的にあったのかは疑問点として残る。

第5に、バブルが1980年代後半に成長し1990年代初頭に崩壊したが、この時期の前後で λ の目立った変化は読み取れない。バブルが膨らんだ後の1989年5月、日銀は初めて公定歩合を引き上げて金融引締めに乗り出している。この月は λ が負の値をとった時期と一致するが、前述のようにこれは供給側の攪乱が要因であり、図6からはバブルとの関係は読み取れない。

4. 結論

本稿では、日本の月次データを用いて monetary combination policy を実証的に

考察した。推定では GARCH を使うことによって、経済の不確実性は每期変化しそれに応じてマネーサプライと金利のコントロールの比重が每期変化するモデルを用いた。これにより比重がどのように推移したかを考察し、さらに比重の変化がどの不確実性の変動に起因するののかも検討することができる。

実際の推定では、中央銀行が実質所得の安定化を図ると仮定したもの（Y モデル）と物価の安定化を図ると仮定したもの（P モデル）の 2 種類のモデルを用いた。最尤法で推定したが、いずれのモデルでも繰り返し計算の収束点が複数あり、推定結果も不安定であった。とくに Y モデルでは、得られた収束点が極大点ではない可能性があった。P モデルで得られた収束点は極大点であり、推定値も期待された符号をとって有意であった。ただし、Y モデルの場合よりも尤度が低いという問題が指摘された。

両モデルで推定された金利コントロールの比重の推移を、分散・共分散の変化と共に検討した。とくに P モデルでは、金利コントロールの比重は 2 つの石油危機前後で小さくなり、マネー・コントロールを強めることで総供給の攪乱による物価の変動を抑えようとしたことが分かった。

本稿の推定では、問題点が数多く残っている。第 1 に、上述のように収束点が複数あり、繰り返し計算の初期値として様々な値を試みたり、それぞれの収束点で極大化の 2 階の条件が満たされているかどうかを検討したりする必要がある。第 2 に、モデルの定式化にも工夫が必要かもしれない。たとえば、モデルのフィットをよくするために政府支出やエネルギー価格を外生変数として用いたが、他の変数の利用も検討すべきかもしれない。第 3 に、本稿のモデルでは中央銀行が今期の金融政策で今期の最終目標を実現することが前提となっている。しかし、実際の金融政策では効果ラグが長いことが知られており、実際と異なる前提が推定の障害となっている可能性がある。第 4 に、本稿のモデルでは 2 つの運営目標間の比重は時間と共に変化するが、最終目標間の比重は変化しないと仮定されている。例えば P モデルでは最終目標は常に物価の安定のみであるが、実際には景気の安定も最終目標の 1 つであり、どちらを重視するかという比重は時代と共に変化してきていると考えられる。これらについては、今後の検討課題としたい。

参考文献

- LeRoy, S. F. and R. N. Waud [1975], "Observability, Measurement Error, and the Optimal Use of Information for Monetary Policy", *Special Studies Paper*, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- 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) .
- 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』, 第 41 巻第 3 号, 2 月, 69-90 ページ) .
- Poole, W. [1970], "Optimal Choice of Monetary Policy Instruments in a Simple Stochastic Macro Model," *Quarterly Journal of Economics*, vol.84, no.2, May, pp.197-216.
- Rothenberg, T. J. [1971], "Identification in Parametric Models," *Econometrica*, vol. 39, no.3, May, pp.577-591.
- Tanaka, A. [1995], "An Empirical Study of Monetary Combination Policy," Ph. D. Dissertation submitted to the University of North Carolina at Chapel Hill, March.
- 田中敦 [1997], 「金融政策の反応関数－レジーム・シフトの計量分析－」(『金融経済研究』, 第 13・14 号, 11 月, 60-69 ページ) .