

日本の財政金融政策の政策目標 と制御可能性：1968—1986^{*}

浅 子 和 美^{*(1)}・加 納 悟⁽²⁾

要 約

本論文では、日本の財政金融政策がどのような目標をもって運営されてきたか、また事前的な政策意図が事後的にも達成されていたか否か、という問題を主に1968年から1986年の四半期データを用いて、歴史的および統計的観点から分析する。論文では、質的データを伴った可変パラメータ・モデルのベイジアン推計法という新しい統計的手法が開発されており、また独自の基準により日本の財政金融政策を、緩和・拡張期、中立期、引締・緊縮期に分類している。

政策スタンスの分類は、次の手順によってなされる。金融政策については、公定歩合が切り下げられた時期が緩和期、逆に切り上げられた時期は引締期、一定にとどめられた場合は中立期。財政政策については、公共事業についての閣議決定をもとに、施行促進追加施行、機動的・弾力的施行の決定は拡張期、他方施行抑制、執行繰延べ、執行の留保の決定は緊縮期、何も決定されない場合には中立期、とする。分類された期間を、緩和・拡張期 = 1, 中立期 = 0, 引締・緊縮期 = -1, といった質的データに転換し、その値の変化をマクロ経済諸変数の動きによって説明を試みる。こうした問題を分析する伝統的手法もないわけではないが、われわれはマクロの説明要因が時代時代によって異なった重みを持つ可能性を最初から排除しない、可変パラメータ・モデルを提示する。これが、質的データを伴った可変パラメータ・モデルのベイジアン推計法という新しい統計的手法の内容である。

財政金融政策の基本的スタンスを決定する要因としては、以下の6つを考慮する。実物的経済活動（実質GNP成長率）、インフレーション（GNPデフレーター）、経常収支（赤

* 本論での実証研究は、佐野尚史、長尾知幸両氏（ともに大蔵省財政金融研究所研究員）の研究補助に負うところが大きい。また、矢口順子氏（富士通FSS）には、複雑なコンピューター・プログラムを短期間のうちに効率的に開発していただいた。本来ならば、彼らも共同著者として併記されるべきであるが、コンファレンス提出論文ということで、われわれの責任において発表するに至った。なお、コンファレンスの予定討論者であった、小林滋（大蔵省財政金融研究所）、吉川洋（東京大学経済学部）、吉田和男（京都大学経済学部）の諸氏からは、コンファレンス提出論文を改訂し現在の形にまとめあげる上で有益なコメントをいただいた。記して感謝したい。しかし、言うまでもなく、有り得べき誤りは総てわれわれのみの責任に帰するものである。また、本文中の内容は総て私的な見解を述べたものであり、われわれが所属する機関の公式見解を示すものではない。

** (1) 大蔵省財政金融研究所主任研究官、横浜国立大学経済学部助教授

(2) 大蔵省財政金融研究所特別研究官、横浜国立大学経済学部助教授

字：対GNP比）、為替レート（対前期変化率）、累積国債残高（対GNP比）、そして対外政策協調を踏まえた変数（米国の利子率で代表）。なお、各変数を変数間の定量的比較が可能のように、サンプル期間の平均が0、分散が1となるように標準化する。具体的推計手順としては、まず不変パラメータの設定の下でノンベジアン最尤推定法がためされ、次いでこれを出発点として一連のベジアン推計が実行される。そして、ある最適化基準の下で最終的な結果が決定される仕組みになっている。政策目標についての分析結果をまとめると、以下のようになる。

まず、金融政策から見る。金融政策の推定結果は統計的には概して良好である。全期間を通じてGNP成長率、インフレ、そして累積国債残高が安定化目標の3本柱を構成しており、1980年代に入ってから為替レートの安定化目標の役割が上昇してきていることが認められる。経常収支の役割は有意ではない。また、米国利子率の動向に対する反応は、1970年代後半に重要な役割を演じた時期があるものの、総体的には高い有意性は認められない。これらを総合判断すれば、金融政策の政策目標としては、どちらかといえば国内均衡要因に重点が置かれていたことが窺われる。なお、累積国債残高が重要な役割を演じる点については、その意味をやや詳しく考察する。

財政政策については、金融政策に比べるとその推定結果は見劣りする。すなわち、統計的にはどの政策目標も一貫して有意であるということはない。ただし、おおまかな傾向としては、経常収支、為替レート、米国利子率といった対外均衡要因が、とりわけ1980年代に入ってから相対的に重要な役割を演じている。問題は、累積国債残高が増えると拡張政策の確率が上昇することであり、いわば不安定化目標となってしまう。われわれの採用した質的データでは、1970年代半までは中立か緊縮、それ以降は拡張スタンスが圧倒的に多くとられており、累積国債残高のトレンドと否応なく正の相関を持ってしまうことが関係していよう。

以上が政策目標に関する分析であるが、これは専ら政策当局の事前的意図にかかわる問題である。こうした事前的意図と事後的にみた場合の政策変数の動きは必ずしも対応していないかもしれない。このような問題意識のもとで、本論文の後半では財政金融政策の制御可能性の分析を試みる。しかし、もともと制御可能性を厳密に考察することは困難な問題であり、ここでは以下の初歩的なアプローチにとどまっている。すなわち、金融政策については、基本スタンスの決定の拠り所とした公定歩合の動向とマネーサプライの動向に整合性があるかないかで判断する。公定歩合そのものの制御には問題がなく、金融政策としてむしろ問題なのはマネーサプライの管理と考えられるからである。他方、財政政策については、一般会計予算に占める公共事業関係費の割合や公共事業の「前倒し比率」を、それぞれの実績値と照合することによって、制御可能性の目安とする。こうした考察から得られた結論は、財政金融政策ともにその制御可能性は一応合格点に達するというものである。

第1段階の政策目標の設定、第2段階の制御可能性の考察の後には、本来政策分析としては第3段階に当たる政策効果の有効性が議論されなければならない。しかしながら、この課題は本論文の射程外となっている。

．はじめに

先進資本主義諸国は、循環的なマクロ経済の変動にみまわれてきた。多くの国ではそれに対して、財政・金融政策によって経済変動の安定化を図ってきた。しかしながら、今までのところマクロ経済の安定化は必ずしも百パーセント達成されたとは言いがたい。このような歴史的観察もあって、国により、あるいは一国内でも個別のエピソードにより、マクロ安定化政策に対する評価は一様ではない。また、マクロ安定化政策を巡る理論的な問題としては、いわゆるマネタリスト・ケインジアン論争が有名である。この論争によっては、総体的には両者に歩み寄りがみられたものの、根本的問題である安定化政策のそもそもの役割を巡っては未だに決着がついているとは言いがたく、近年ではむしろ極端な場合には、経済変動そのものは均衡現象であり、したがってもともとなんら政策的介入は必要ないという見解も主張されることさえある^(注1)。本論文の主要な目的は日本のマクロ安定化政策の評価を試みることであるが、この際にできるだけ先入観を排し、歴史的・統計的観点から客観的評価を加えることに努めるものである。

そもそも評価が異なるのには、いろいろな要因が関係している。まず第1に、マクロ経済変数間にはしばしばトレード・オフ関係が認められ、すべての変数を同時に安定化することは不可能に近いということがあげられる。インフレと失業率のトレード・オフとしてのフィリップス曲線は、(少なくとも短期の関係としては)多くの国で観察されているし、国内均衡と対外均衡も時として相反することもある。このような場合に、政策当局が特定のマクロ変数の安

定化に過大な配慮を施すことによって、他の変数の変動をかえって助長し、結果として総体的評価が低まるということがありうる。第2は、マクロ経済には間断無く構造変化が起こっている。もしそうした変化が政策当局によって適切に考慮されなければ、過去において効果をあらわした政策も今日の時点では全く別の政策になってしまっている可能性もある。第3に、たとえ正しいマクロ経済構造の認識の下に正しい政策を意図しても、政策手段そのものが完全には制御できなくて、結果として意図した政策が実現できないということも考えられる。そして第4には、ルーカス批判(Lucas, 1976)として指摘されたように、合理的に行動する経済主体相手には政策の自由度が限られたものになってしまう可能性もある。

これらの諸要因は必ずしもお互いに排他的なものではなく、むしろ個別の要因を厳密に識別するのは容易でないのが一般的である。本論文ではこの点には立ち入らないで、しかしあくまでもそれらを意識しながら、日本のマクロ安定化政策の歴史をわれわれなりに評価することにする。この際に、主要な研究課題を以下の2段階で考える。第1は、事前的な観点から政策発動の目標を探ることである。第2は、そうして意図された政策が、確かに事後的にも実行されたか否かを確認することである。第1段階の課題は、従来の研究と対応させるならば、目的意識の上ではいわば政策の反応関数の推計を試みることに相当する。日本の金融政策については、貝塚(1967)や釜(1987)が反応関数を推計しているが、われわれの分析手法は彼らとはかなり異なったものとなっている。第2段階の課題

(注1) この分野の文献は多いが、特にマクロ安定化政策をめぐる論点を理解する上では、Friedman(1968), Modigliani(1977), Tobin(1980)が基本的なものとなる。Lucas(1972)やSargent and Wallace(1975)による「合理的期待革命」以降の論点は、邦文文献では浅子(1984)や吉川(1984)が詳しい。

は、いわば政策の制御可能性を考察するものである。

第1段階の課題については、より詳しくは以下のアプローチ法を考える。まず、日本の財政金融政策について、その基本スタンスを緩和・拡張期、中立期、引締・緊縮期に分類する。政策スタンスの分類は、具体的には次の手順によってなされる。金融政策については、公定歩合が切り下げられた時期が緩和期、逆に切り上げられた時期は引締期、一定にとどめられた場合は中立期。財政政策については、公共事業についての閣議決定をもとに、施行促進、追加施行、機動的・弾力的施行の決定は拡張期、他方施行抑制、執行繰延べ、執行の留保の決定は緊縮期、何も決定されない場合には中立期、とする。次いで、分類された基本スタンスに影響を与えたのは、政策目標となるどのようなマクロ経済変数の専らの変動であったのかを、歴史的および統計的観点から分析する。このような分析の前提となるのは、マクロ安定化政策の目標に比べて政策手段の数が不足しており、すべての目標を同時に達成することは不可能という認識である。すると、ティンバーゲンの定理(Tinbergen, 1952)を援用すれば、財政金融当局は何らかの基準によって優先すべき政策目標を決めなければならないわけである。もちろん、政策目標となるマクロ経済諸変数は必ずしも常にトレード・オフ関係にあったり独立であるわけではなく、なかには1つの目標達成と同時に他の目標も自動的に達成されてしまう可能性もあり、この点の確認も必要である。

第2の課題は、事前的に意図された政策が確かに実行されたか否かを追試するためのものである。これは、第1の課題として考察する政策の基本スタンスは、専ら政策方針の表明という形でのアナウンスメント効果を重視して分類す

るために、その実現性についてはオープンのままとなっているからである。ただし、第2の課題は政策そのものの効果については、特に問題としていないことに注意しなければならない。この点はいわば政策分析の第3段階の課題であり、本論分にとっては対象外となっている。

以下の構成は次の通りである。第1節では、本論分での実証研究のもととなる基本モデルを提示する。このモデルは、()ベイズ流に可変パラメータの推定を目的とする、()質的データを取り扱う、という2つの理由からパラメータの推定過程はかなり複雑なものとなる。本節では、この統計モデルの概要を説明する。第2節と第3節は準備的考察にあてられる。すなわち、第2節では、まず政策の基本スタンスを表す質的データの構築について説明し、次いで対象期間(1968;2~1986;2)における相関係数を調べることによって、政策目標となるマクロ経済変数間の独立性をチェックする。第3節では、われわれの統計モデルに先立って、通常の不変パラメータ・モデルの設定の下で、ノンベイズ流の最尤法による推定結果を報告する。これは単に対照の意味とするのではなく、この結果自体がわれわれの統計モデルの推計過程で必要な知識となるからである。第4節と第5節は本論文の中心部分であり、政策の基本スタンスの決定要因を、金融政策と財政政策についてそれぞれ分析する。政策当局にとっての政策目標の歴史的推移を、統計的な基準によって判断するのが主目的となる。金融政策と財政政策についての結果は対照的であり、その原因についても議論する。第6節では、事前的な政策意図と事後的な政策との整合性を調べることによって政策手段の制御可能性を考察する。第7節は結語部分である。

．統計モデル

本節では、実証研究のもととなる基本的統計モデルの考え方について説明する。端的には、われわれの統計モデルは、ベイジアン流の逐次再生的 (recursive) な手法に従って、可変パラメータの推定を行うものである。モデルが質的データの分析を目的とすることから、推定すべきパラメータの非線形性の問題が生じ、例えばカルマン・フィルター法などこの分野の既存の手法を直接利用することはできない。こうした問題については、より一般的な枠組みについて Kanoh (1986) が考察しており、ここでのモデルはその応用例となっている。

A．統計モデル

政策の基本スタンスを表す変数の時系列データを y_t とする。この変数は、政策が緩和・拡張、中立、引締・緊縮に応じてそれぞれ 1, 0, -1 をとるような質的データとする。また、 X_t を政策目標となる K 個のマクロ経済変数からなる行ベクトルを表すものとし、 X_t からのシグナルによって t 期における政策当局の基本スタンスが決定されるものとする。

π_{1t} と π_{2t} 、それぞれ $y_t = 1$ および $y_t = -1$ となる確率とする。この時、生起事象に関しての対数オッズ (log-odds) を、 X_t の線形関数で表せるものと特定化する。

$$(1) \log[\pi_{1t}/(1-\pi_{1t})] = \alpha_{1t} + X_t\beta_t,$$

$$(2) \log[\pi_{2t}/(1-\pi_{2t})] = \alpha_{2t} - X_t\beta_t,$$

ただし、 α_{1t} 、 α_{2t} 、および β_t は未知パラメータである。(1)、(2)より

$$(3) \pi_{1t} = \frac{\exp(\alpha_{1t} + X_t\beta_t)}{1 + \exp(\alpha_{1t} + X_t\beta_t)},$$

$$(4) \pi_{2t} = \frac{\exp(\alpha_{2t} - X_t\beta_t)}{1 + \exp(\alpha_{2t} - X_t\beta_t)},$$

となり、したがって $y_t = 0$ の確率は

$$(5) 1 - \pi_{1t} - \pi_{2t} =$$

$$\frac{1 - \exp(\alpha_{1t} + \alpha_{2t})}{[1 + \exp(\alpha_{1t} + X_t\beta_t)][1 + \exp(\alpha_{2t} - X_t\beta_t)]}$$

と計算される。(5)式より、確率が非負であるためには $\alpha_{1t} + \alpha_{2t} = 0$ という制約が課されることになる。

次に、 q_{1t} を $y_t = 1$ の時 $q_{1t} = 1$ 、そして $y_t = 0$ または $y_t = -1$ の時 $q_{1t} = 0$ となる確率変数とする。同様に、 $y_t = -1$ の時に $q_{2t} = 1$ 、そして $y_t = 1$ または $y_t = 0$ の時 $q_{2t} = 0$ となる確率変数 q_{2t} を導入する。さらに、記号の簡略化のために、ベクトル $\theta_t' = (\alpha_{1t}, \alpha_{2t}, \beta_t')$ によって未知パラメータを代表させよう。すると、(3) - (5)式を用いると、 q_{1t} と q_{2t} の結合確率密度関数は以下のように表せる。

$$(6) f_t(q_{1t}, q_{2t}; \theta_t) = \left[\frac{\exp(\alpha_{1t} + X_t\beta_t)}{1 + \exp(\alpha_{1t} + X_t\beta_t)} \right]^{q_{1t}} \\ \left[\frac{1 - \exp(\alpha_{1t} + \alpha_{2t})}{1 + \exp(\alpha_{1t} + X_t\beta_t)} \right]^{1 - q_{1t} - q_{2t}} \\ \left[\frac{\exp(\alpha_{2t} - X_t\beta_t)}{1 + \exp(\alpha_{2t} - X_t\beta_t)} \right]^{q_{2t}}$$

(6)式では、 $f_t(1, 0; \theta_t) = \pi_{1t}$ 、 $f_t(0, 1; \theta_t) = \pi_{2t}$ 、そして $f_t(0, 0; \theta_t) = 1 - \pi_{1t} - \pi_{2t}$ となることを確認されたい。

B．可変パラメータ

さて、ここでのわれわれの関心は未知パラメータを推定することであるが、この際に既に一貫して θ_t と表記してきたように、パラメータが時間 t とともに変動する可能性を考慮するものとする。これは、政策当局が政策目標となるマクロ諸変数から全く同じシグナルを得たとしても、時間とともに反応が異なったものとなる可能性を認めるものである。例えば、政策当局に過去の政策発動の経験からの学習効果があるとするならば、むしろ反応が不変と想定することの方が不自然であろう。

いま、真のパラメータ値は次式に従って変動するものと前提する。

$$(7) \theta_t = \theta_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(\mathbf{0}, \Omega).$$

ただし、 ε_t は $(2 + K)$ 次元の正規分布に従う確

率変数であり、 θ_{t-1} とは独立であり、その平均値ベクトルは $\mathbf{0}$ とする。分散共分散行列 Ω は時間を通じて一定であり、理論的には既知とする。なお、この定式化によると、すべてのパラメータが経時的に一定となるのは、 $\Omega = \mathbf{0}$ の場合ということになる。

C. 事前分布

可変パラメータ・モデルの推定を行うには、ベイズ流の事前確率の導入が必要となる。事前確率はいわば主観的なものであり、それをどのようなものに設定するかについては、必ずしも統一した見解があるわけではない。ここでは(7)式の成立を前提とすることから、未知パラメータの期間 t における事前確率を、以下の正規分布によって与えられるものとするのが整合的と考えられる。

$$(8) \quad \theta_t \sim N(\hat{\theta}_{t-1}, \hat{\Sigma}_{t|t-1}),$$

ここで、 $\hat{\theta}_{t-1}$ は前期に推定された平均値ベクトルを表し、分散共分散行列は

$$(9) \quad \hat{\Sigma}_{t|t-1} = \hat{\Sigma}_{t-1|t-1} + \Omega,$$

で与えられるものとする。(9)式の右辺第1項は θ_{t-1} の事後分布の分散共分散行列であり、具体的な形については t 期のそれについて(12)式として導出する。

さて以上を前提とすると、ベイズの定理より

θ_t の事後分布の密度関数は

$$(10) \quad L(\theta_t) = f_t(q_{1t}, q_{2t}; \theta_t) \\ (2\pi)^{-(2+K)/2} |\hat{\Sigma}_{t|t-1}|^{-1/2} \\ \exp\left[-\frac{1}{2}[(\theta_t - \hat{\theta}_{t-1})' \hat{\Sigma}_{t|t-1}^{-1} (\theta_t - \hat{\theta}_{t-1})]\right],$$

と比例的であり、比例乗数は θ_t 、 $\hat{\theta}_{t-1}$ 、および $\hat{\Sigma}_{t|t-1}$ とは独立である。したがって、(10)式を θ_t に関して最大化することによって、ベイズ流の最大密度推定値 $\hat{\theta}_t$ が得られる。この時、数学付録で示されるように、 θ_t の事後分布は以下の正規分布によって近似される。

$$(11) \quad \theta_t \sim N(\hat{\theta}_t, \hat{\Sigma}_{t|t}),$$

ただし

$$(12) \quad \hat{\Sigma}_{t|t} = -\left[\frac{\partial^2 \log L(\theta_t)}{\partial \theta_t \partial \theta_t'} \Big|_{\theta_t = \hat{\theta}_t}\right]^{-1},$$

である。

したがって、出発時点でのパラメータの事前分布に関して $\hat{\theta}_0$ と $\hat{\Sigma}_{0|0}$ が指定され、かつ(仮定によって既知の)分散共分散行列 Ω が特定化されれば、その後のパラメータの推定値とその分散共分散行列は逐次再生的に推定可能となる。もっとも、実際の推計作業においては、 Ω 自体も何らかの客観的基準に基づき推定されなければならない。パラメータ θ_t が経時的に可変か否かの判断は、原理的にはそうして推定された Ω についての仮説検定次第ということになる。

・政策の基本スタンスと政策目標

本節では、実証研究を進めるに当たって必要な財政金融政策の基本スタンスの決定、および政策目標となるマクロ的経済変数のリストについて説明する。政策目標間の独立性についても考察する。

A. 質的データの構築

財政金融政策の基本スタンスを表す質的データは、以下の手順によって構築した。いま t 期において、政策当局が新たにないし追加的に、政策変更をアナウンスないし実行したとする。この際に、もしその政策が緩和・拡張的ならば

$y_t = 1$ 、逆に引締・緊縮的ならば $y_t = -1$ とする。どちらでもなければ、基本スタンスは自動的に中立的であるものとし、 $y_t = 0$ とする。したがって、変数 y_t は政策の状態(state of policy)を代表したものというよりも、どちらかといえば裁量的積極主義(discretionary activism)を反映したものと解釈したほうがよいかもしれない。

こうした基準には批判も予想される。例えば、いま長い中立期の後に、 t 期に至って永続的な一回限り(once and for all)の拡張政策が

採られたものとする。この時われわれの基準では、 $y_t = 1$ ，およびすべての $j \geq 1$ に対して $y_{t+j} = 0$ となる。これに対して、上の政策変更については、すべての $j \geq 0$ に対して $y_{t+j} = 1$ とする判断基準の方が、より基本スタンスを代表するという見解もある。後者は政策変数の水準（状態）を反映したものである。しかしながら、政策の状態によって基本スタンスを判別すると、その判断には恣意性が入り込むことになる。これを端的に見るために、上の例において t 期に続いて $t+1$ 期に更なる拡張政策がなされ、 $t+2$ 期には t 期の水準に戻り、その後は何ら政策の変更はないものとする。すると、われわれの基準では、 $y_t = 1$ ， $y_{t+1} = 1$ ， $y_{t+2} = -1$ ， $y_{t+j} = 0$ ($j \geq 3$)，となる。これに対して、水準をもとにした分類では、 $y_t = 1$ とすると、すべての $j \geq 1$ に対して $y_{t+j} = 1$ となり、また仮に $y_t = 0$ ， $y_{t+1} = 1$ とすると、 $t+2$ 期以降はすべて $y_{t+j} = 0$ になってしまう。水準を基準とする場合には、境界をどこにとるかの判断が決定的に重要なわけである。

一般に、われわれの基準では、緩和・拡張政策をとりやめる政策は機械的に引締・緊縮政策と見なしてしまい、逆もまた真である。他方、政策の転換には初期時点で敏感に反映する。これらの短所・長所は、政策の状態を基準とした場合と対照的である。本来理想的には、政策の状態と裁量的積極主義の両者を勘酌して、政策の基本スタンスが判断されるべきであろう。しかし、その判断には恣意性の入り込む余地は残る。これを回避できるのがわれわれの基準の最大のメリットであり、本論文であえて裁量的積極主義にこだわる理由でもある。その良否は、分析結果で判断されざるをえないであろう。

さて、金融政策については、公定歩合の変更をもとに分類した。すなわち、公定歩合の切り下げがあった場合は緩和 ($y_t = 1$)，切り上げがあった場合は引締 ($y_t = -1$)，変更がなかった場合には中立 ($y_t = 0$)，とする。このような分類法を支持するものとしては、少なくとも以下の3つの理由が考えられる。第1は、公定歩合

の操作は金融当局が必要と認めた場合には、直接的かつタイムリーに実行できること。第2は、公定歩合操作には民間経済主体に対するアナウンスメント効果があり、金融当局の基本スタンスの判断材料として実際に利用されていること。そして第3は、日本の金融政策の手段としては、歴史的には教科書的な公開市場操作や準備率操作はほとんどかえりみられず、むしろ短期インターバンク市場への介入や市中銀行に対する貸出額枠規制（窓口指導）や道徳的説得が中心的な役割を演じてきたとされている〔例えば、安田(1981)や鈴木(1984)〕。すると、本来それらの動向をもとに基本スタンスを判断するのがより適切ということにもなるが、周知のようにそれらに関しての客観的な分析は困難を伴う。したがって、むしろ公定歩合政策に焦点を絞り、量的手段による伝播経路は金融政策の制御可能性との関連で議論するのが正道となろう。

財政政策に関しては、一般に公定歩合に相当する適切な指標変数は見当たらず、金融政策のように簡単にはいかない。しかしながら、幸いに日本においては公共事業に関する閣議決定に注目することによって、ある程度裁量の側面を窺いしることができる。すなわち、公共事業の施行促進、追加施行あるいは機動的・弾力的施行の基本方針が決定された場合には、財政当局の拡張的スタンスの表れと判断し、逆に施行抑制、執行繰延べ、執行の留保の決定は、緊縮的スタンスの表れと判断する。何も決定されない場合には中立的スタンスと判断する。こうした基準による基本スタンスの判断に対しては、上のような閣議決定は必ずしも総てが裁量的な積極主義に基づいてなされているわけではなく、予算執行上の制度的制約などの受動的要因も関与しているとの指摘もなされよう。われわれも、こうした批判は批判として受け止め、分析結果を解釈する際に判断基準そのものに内在する問題点を議論することにしたい。

以上、政策の基本スタンスの判断には困難が伴うことも指摘したが、とりあえずわれわれの

基準に従って、1960年から1987年までの四半期ベースをもとに、金融政策(MP)と財政政策(FP)の基本スタンスを求めたのが表1である。金融政策については百パーセント公表されたデータに基づいており、主観性の入り込む余地はない。しかしながら、財政政策については、閣議決定の内容は竹内編(1988)に収録されている「景気動向と財政金融政策」と題された図表(10～11頁)に依拠しており、同図があらゆる閣議決定を網羅したものではないという意味での悪意性はある。ただし、われわれの判断が公刊された同図に基づいているという意味での客観性は、確保されたものとなっている。

なお、われわれの分析は四半期ベースのデータを用いるために、その四半期中に一度でも当該政策が公表ないし発動された場合を、政策の基本スタンスの判断基準とした。幸いに、対象期間においては、同一四半期中に逆方向の政策転換(例えば公定歩合の切り上げと切り下げ)が共存したことはなく、その期間をどちらに分類するかという意味での恣意性からも自由である。表1では、後の議論の参考とするために、景気基準日付け(経済企画庁)に基づく景気後退期を斜線によって表示してある。

B. 政策目標の数

マクロ安定化政策の目標としては、教科書的な説明では、ほぼ必ず国内均衡と対外均衡の達成がとりあげられる。ここでも基本的には同様の考え方にたつが、より細分化して、 x_1 = 実物経済の活動水準、 x_2 = インフレーション、 x_3 = 経常収支、 x_4 = 為替レート、 x_5 = 累積国債残高、そして x_6 = 対外政策協調、の6つの要因を考慮するものとする。大雑把には、 x_1 、 x_2 、および x_5 が国内均衡要因、そして x_3 、 x_4 、および x_6 が対外均衡要因と言えよう。政策当局は、これらのマクロ的変数の安定化を図るように、財政金融政策の基本スタンスを決定するものと考えられるわけである。もちろん、これらのリストが最善である必然性はなく、たとえば利子率や

マネーサプライ、あるいは石油価格の動向とかが政策当局の政策方針に影響を及ぼしていると主張する向きもあるであろう。この点については、われわれも明確な基準を設けているわけではないが、一応ここでとりあげている政策目標は、いわば最終目標(final goals)ないしそれに近いものであるとしておこう。

すなわち、中間目標(targets)や指標(indicators)となる変数は除外して考えている。利子率やマネーサプライはあくまでも最終目標の代理変数としての中間目標であり、ここではこれらはむしろ政策手段の範疇に分類し、それらの動向は制御可能性との関連で考察する。石油価格の影響等についても、それ自体が問題なのではなく、インフレーションや経常収支に及ぼす影響を通して、間接的に考慮されるものと考ええる。もちろん、財政金融政策によって石油価格を直接安定化するのは不可能に近い、という判断も働いている。利子率については、以下の2つの特殊事情についても説明しておこう。

まず第1は、日本の金融市場は(少なくとも最近に至るまで)規制市場という色彩が強く、金利の変動は公定歩合に連動したものであった〔例えば、浅子・内野(1987)〕。したがって、利子率を政策目標に加えることは、われわれの分析にとっては正道ではなくなってしまう可能性が生じる。そもそも政策を反映したものによって政策スタンスの決定を説明することは、公平性を欠いたものとなってしまうであろう(注2)。もちろん、この点については、財政政策の場合には事情が異なる。しかしながら、われわれは財政政策と金融政策で、それぞれの目標に相異があったか否かの確認にも興味があり、あえて政策目標のリストは共通にした。次の第2の事情は、幾分かこれを正当化しよう。すなわち、以下で説明するように、6番目の政策目標である対外政策協調要因としては、米国の利子率をとる。したがって、もし日米の利子率が正の相関を示すならば、国内利子率の動向は間接的に

(注2) ただし、密には利子率水準とその差分という違いはあり、両者は数学的には別個の変数である。

表1 政策の基本スタンス

MP=金融政策 FP=財政政策

	MP	FP		MP	FP
1960.1	0	0	1974.1	0	0
.2	0	0	.2	0	-1
.3	1	0	.3	0	-1
.4	0	0	.4	0	0
1961.1	1	0	1975.1	0	1
.2	0	0	.2	1	1
.3	-1	-1	.3	1	1
.4	0	0	.4	1	0
1962.1	0	0	1976.1	0	0
.2	0	0	.2	0	0
.3	0	0	.3	0	0
.4	1	0	.4	0	1
1963.1	1	0	1977.1	1	1
.2	1	0	.2	1	1
.3	0	0	.3	1	1
.4	0	0	.4	0	1
1964.1	-1	0	1978.1	1	1
.2	0	0	.2	0	1
.3	0	0	.3	0	1
.4	0	0	.4	0	0
1965.1	1	0	1979.1	0	0
.2	1	1	.2	-1	0
.3	0	0	.3	-1	0
.4	0	0	.4	-1	0
1966.1	0	0	1980.1	-1	-1
.2	0	0	.2	0	-1
.3	0	0	.3	1	1
.4	0	0	.4	1	0
1967.1	0	0	1981.1	1	1
.2	0	0	.2	0	1
.3	-1	-1	.3	0	0
.4	0	0	.4	1	0
1968.1	-1	0	1982.1	0	0
.2	0	0	.2	0	1
.3	1	0	.3	0	0
.4	0	0	.4	0	1
1969.1	0	0	1983.1	0	0
.2	0	0	.2	0	1
.3	-1	0	.3	0	0
.4	0	0	.4	1	1
1970.1	0	0	1984.1	0	0
.2	0	0	.2	0	1
.3	0	0	.3	0	0
.4	1	0	.4	0	0
1971.1	1	1	1985.1	0	0
.2	1	0	.2	0	1
.3	1	0	.3	0	0
.4	1	0	.4	0	0
1972.1	0	0	1986.1	1	0
.2	1	1	.2	1	1
.3	0	0	.3	0	1
.4	0	0	.4	1	0
1973.1	0	0	1987.1	1	0
.2	-1	-1	.2	0	1
.3	-1	-1	.3	0	0
.4	-1	-1	.4	0	0

1) “1”=緩和・拡張スタンス, “0”=中立スタンス, “-1”=引締・緊縮スタンス。

2) 斜線で囲まれた期間は景気下降期を示す。

x_6 に反映されていることになる(注3)。

各政策目標要因として実際に選んだ変数は以下の通りである。

$x_1 = DG$ ：実質GNPの成長率（対前年同期比）

$x_2 = DP$ ：GNPデフレーターの上昇率（対前年同期比）

$x_3 = CA$ ：名目経常収支赤字/名目GNP

$x_4 = EX$ ：円/ドル・レート（対前期対称変化率(注4)）

$x_5 = GB$ ：名目国債残高/名目GNP（当期を含む4四半期移動平均）

$x_6 = US$ ：米国のTBレート（3ヵ月もの）

これら総ての原データ（末季調済）は、大蔵省のODBSデータベース（1988年9月現在）から採った。加工された各データは、更に1968年の第2四半期から1986年の第2四半期までの73四半期について、平均が0、分散が1となるように標準化した。この標準化は、各政策目標の次元の違いを調整し、定量的な比較に意味があるようにしたものである。

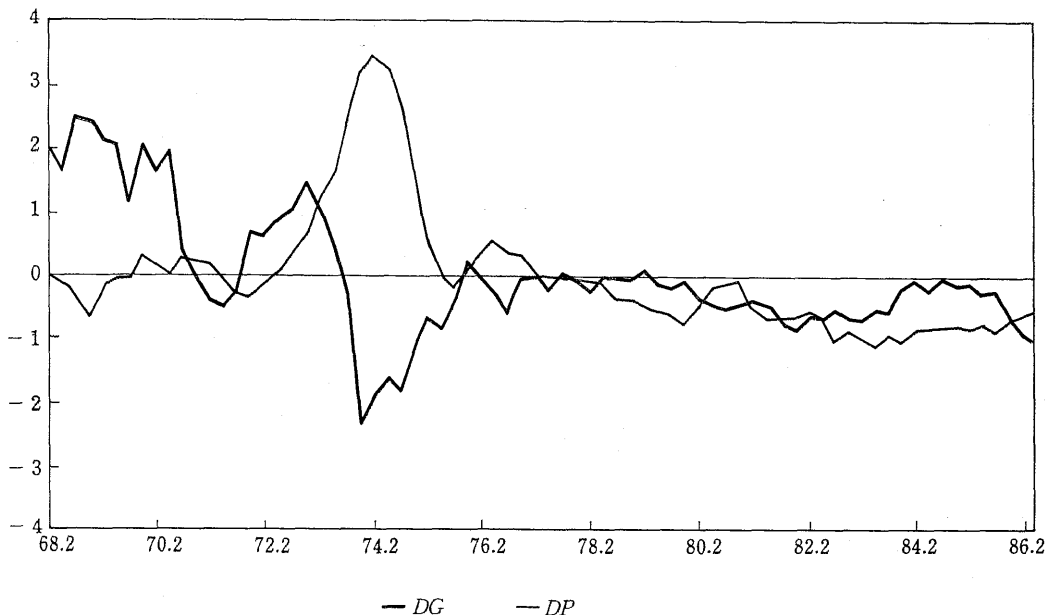
なお、政策の基本スタンスを決定すべき政策目標のデータは、当期のものであり、特別ラグは導入していない。分析が四半期データに基づくこと、および被説明変数が質的データであるために、データ・ラグの問題がそれほど重要と思われないことが根拠となっている。さらに、ラグ無しの場合の方がラグを導入した場合よりも、相対的に推定結果が良好だったことも判断材料となったことを付け加えておく。

C. 政策目標の独立性

標準化された6つの政策目標変数の1968;2から1986;2についての歴史的動向は、図1から図3に順に2系列ずつプロットしてある。さらに、表2は同期間における政策目標相互間の相関係数を算出したものである。各政策目標変数は、標準的な経済理論が引締ないし緊縮的な政策スタンスを発動するような場合に、解析的に大きな値をとるように選択してある。

したがって、政策目標間に負の相関が認められるならば、それらの政策目標はお互いにトレード・オフの関係にあることが示唆される。も

図1 標準化されたDGとDP(1968;2～1986;2)



(注3) しかしながら、当該期間における日米の利子率の相関係数は0.169(t 値は1.45)と、それほど高くない。なお、日本の利子率としては3ヵ月もののコール・レートをとった。

(注4) 変数 x_t についての対称変化率とは、 $2(x_t - x_{t-1})/(x_t + x_{t-1})$ のことである。

図2 標準化された CA と EX (1968 ; 2 ~ 1986 ; 2)

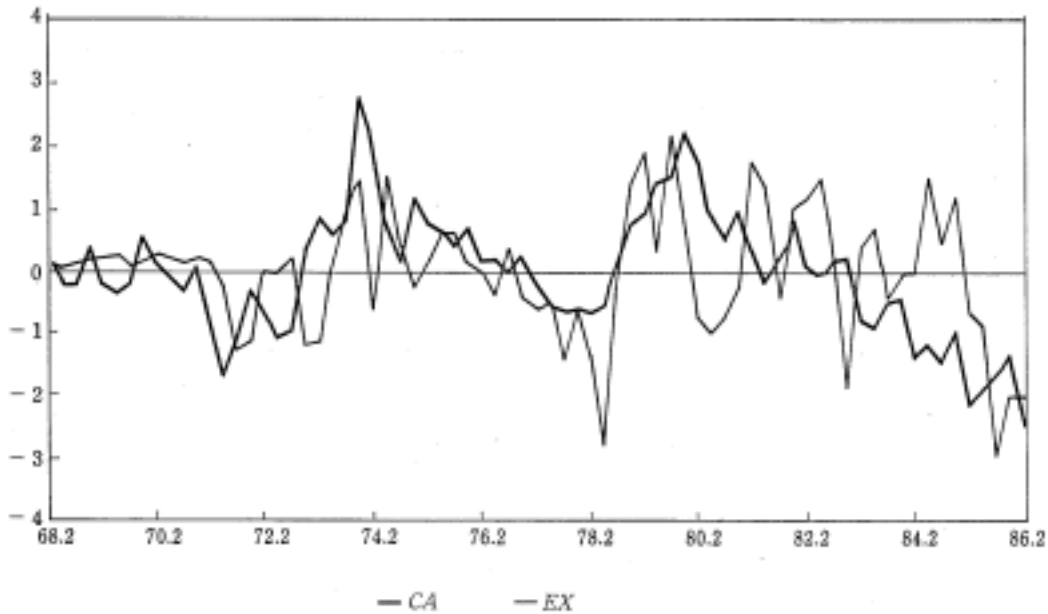
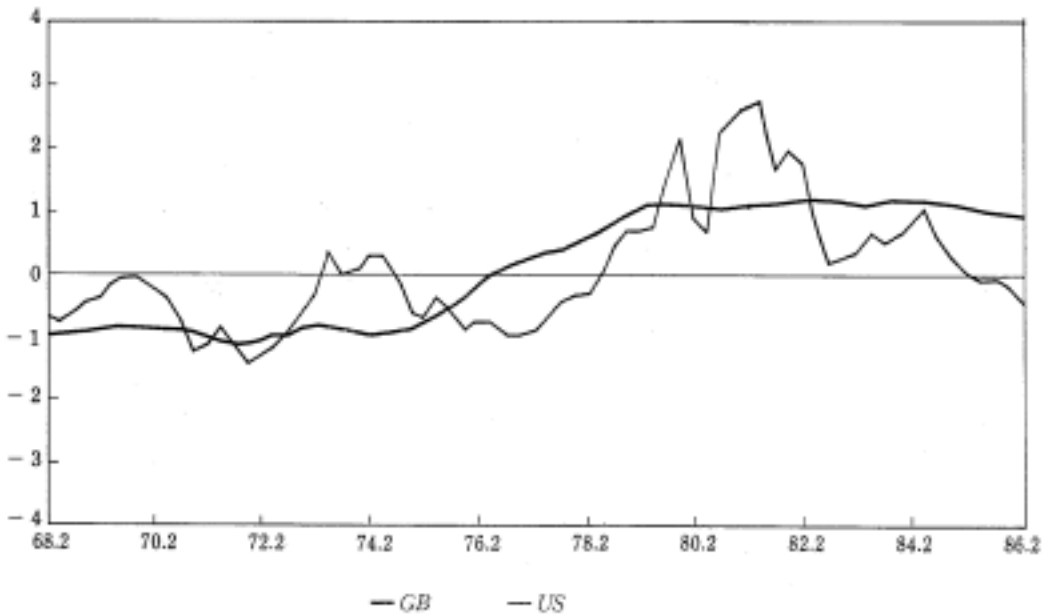


図3 標準化された GB と US (1968 ; 2 ~ 1986 ; 2)



しトレード・オフが存在するならば、政策当局としてはそれらを同時に安定化することはできない。こうした観点では、まず (DG, GB) および (DP, GB) の組み合わせが比較的大きな負の相関を示している。図1から観察されるように、実質GNP長率 (DG) とインフレ率 (DP) には1970年代と1980年代で変動パターン（特に振幅）に顕著な相異がある。同時に、図3から

明らかなように、累積国債残高 (GB) にはサンプル期間の前半と後半で大きな上方ジャンプが観察される。すなわち、これらの負の相関は、どちらかといえば長期的な動向を反映したものである。なお表2からは、 (DG, US) と (DG, DP) にも有意な負の相関が認められる。このうち、 DG と米国の利子率 (US) についてはやはり長期の大きな動向の貢献が大と判断される（図

表2 政策目標変数間の相関係数

変 数	<i>DG</i>	<i>DP</i>	<i>CA</i>	<i>EX</i>	<i>GB</i>
<i>DP</i>	-0.255* (2.18)				
<i>CA</i>	-0.149 (1.27)	0.468** (4.00)			
<i>EX</i>	-0.048 (0.41)	0.107 (0.91)	0.352** (3.01)		
<i>GB</i>	-0.386** (3.30)	-0.605** (5.17)	-0.114 (0.97)	-0.009 (0.08)	
<i>US</i>	-0.296* (2.53)	-0.228 (1.95)	0.296* (2.53)	0.349** (2.98)	0.648** (5.54)

1) サンプル期間は1968;2~1986;2の73四半期。したがって、標準偏差は $1/\sqrt{73}=0.117$ に等しい。

2) 括弧内は t 検定値の絶対値。“*”は5%水準で有意，“**”は1%水準で有意。

1および図3参照)。しかしながら、GNP成長率とインフレ率との間のトレード・オフは短期的なものとしても観察されていることが注目されよう。

もし相関係数が正ならば、政策当局にとっては好都合であり、一つの目標を注視していたとしても、他の目標も同時に達成されることになる。表2からは(*GB*, *US*)と(*DP*, *CA*)、そしてやや有意性は低下するが(*CA*, *EX*)および(*EX*, *US*)が、こうした好ましい関係にあるといえよう。米国の利子率と累積国債残高の正の相関は、()米国の財政赤字が金利を上昇させ、()旧米両国で同じように大きな政府の道を歩んだ、という2つの要因が関係している。すなわち、図3に見られるように、日本の累積国債残高が急激に上昇する1970年代後半以降、時を同じくして米国が長期にわたって高金利政策をとったという事情が、大きな貢献をしている。インフレ率と経常収支赤字は2番目に大きい正の相関を示しているが、これは図1と図2から明らかのように、第1次石油ショック時の貢献が大である。経常収支赤字と為替レートの減価率との間の正の相関は、為替レートに経常収支の不均衡を調整する役割を認める通常の経済理論で説明される。同様に、円/ドル・レートの減価率と米国金利の間の正の相関も、国際金融な

いし国際マクロ経済学を学ぶ学生にとっては驚くに足りないであろう。

以上、政策目標間の相関についてみてきたが、表2から窺えるその他の特徴として以下3点をあげておこう。まず第1は、実質GNP成長率(*DG*)は、その他総ての目標と負の相関を示していることである。このことは政策当局としては経済成長率の安定化をはかる場合に、他の政策目標を不安定化してしまう恐れがあるという意味で、象徴的である。もちろん、経常収支赤字や為替レートの変化率のように有意でないものもあるし、統計的に有意なものでも相関係数自体はそれほど大きくないということもあり、トレード・オフを過大視するのも問題であろう。また、これらの相関は事後的な観察結果であって、必ずしも政策効果を除去した後のものでもない。したがって、本来ルーカス批判にもみられる政策効果の内生性には十分注意しなければならない。第2は、(*DG*, *CA*)、(*DG*, *EX*)、(*DP*, *EX*)、(*CA*, *GB*)、そして(*EX*, *GB*)はほぼ独立とみなせること。そして第3は、総合判断すると、政策目標間の事後的相関係数はそれほど大きくないことである。これは、実際の推計作業を行う際には良いサインである。

. 推 計 過 程

本節では、第 3 節で展開した統計モデルの具体的推計過程を描写し、あわせて準備的考察として必要でもあるノンベジアン流の推計結果について報告しておく。

A. 事前分布と推計過程

われわれの統計モデルは、モデルの推計に際し事後的データからの情報に加え、先見的な理論的情報（事前分布）も加味するという意味で、いわばベジアン流の立場をとっている。一般に、ベジアン流の推計作業を進めるに当たっては、特定化すべきパラメータを実際にどのようにして特定化するかは、常に議論の対象となる。理論的な観点からは、望ましい方法が議論されていないわけではないが、文字通りそれを実行するのは至難の技であり、プラクティカルではない^(注5)。現在まで、どちらかと言えばケース・バイ・ケースの対処がなされてきている所以でもある。本論文でも、基本的にはわれわれ独自の方法を採用することになるが、もちろんその際にできるだけ恣意性を排除することに心掛けた。一般に、初期パラメータ値 $\hat{\theta}_0$ については、データが追加されるに従いその影響は急速に減衰することが知られており、比較的問題は少ない。しかしながら、選択された分散が及ぼす影響についての特性はよく知られていない。したがって、 $\hat{\Sigma}_{0|0}$ と Ω の選択については、とりわけ客観性が要求される。

われわれの選択基準は以下の通りである。まず、パラメータを不変と仮定して、通常のノンベジアン流の最尤法により推計を行う。これ

は、(6)式を総てのサンプル期間 ($t=1$ から T) について掛け合わせたものを、 θ について最大化して求める^(注6)。求めた最尤推定値を $\hat{\theta}_0$ 、また最尤法により推定される不変パラメータの分散共分散行列を $\hat{\Sigma}_{0|0}$ と置き、それぞれ確定する。

Ω については、全サンプル期間 ($t=1$ から T) についての、

$$(13) \quad \sum_{t=1}^T \{ \log L(\hat{\theta}_t) + \frac{1}{2} \log |\hat{\Sigma}_{t|t}| \}$$

を最大にするような Ω を採用する。詳しくは数学付録に示されるが、(13)は近似的に Ω の尤度関数の対数をとったものとなっている。もっとも、 Ω は $(2+K)$ 次元の対称行列であるから、未知パラメータの数は合計 $(2+K)(3+K)/2$ 個あり、 K が大きい場合には、このままでは最適な Ω を求めるのは不可能に近い。そこで、まず暫定的に $\Omega = O$ と前提し、上で確定した $\hat{\theta}_0$ と $\hat{\Sigma}_{0|0}$ を事前分布の初期パラメータとして、準備的なベジアン推定を行う。この時の最終サンプル期間の分散共分散行列を $\hat{\Sigma}_{T|T}$ とし、

$$(14) \quad \Omega = \lambda \text{diag}[\hat{\Sigma}_{T|T}],$$

とする。ただし、 λ は非負の定数であり、 $\text{diag}[\Sigma]$ は Σ の対角要素のみを残し、非対角要素は総て 0 とした対角行列である。ここで、 Ω として対角要素のみを考えるのは、(7)式で与えられたパラメータの推移式に驚いて、各パラメータは独立に変動すると想定することに対応する。以上のステップをふむと、 Ω は λ を特定化することによって一義的に決定されることにな

(注5) 例えば Mehra (1972) 参照。

(注6) 具体的な最大化は、コンピューター (FACOM) に内蔵された多変数関数の極大化プログラム (微係数不要、改訂準ニュートン法) を用いた数値解析によった。なお、数値計算の際の初期値としては、ノンベジアン流の最尤法では $\theta' = (-1, -1, 0, 0, 0, 0, 0, 0)$ を、またベジアン流の可変パラメータ・モデルの推定では、一前期の推定値を採用した。収束条件はプログラム内蔵のものをそのまま採用し、特別なオプションは設定しなかった。プログラムの詳細については、FORTRAN, SSL II (科学用サブルーチンライブラリ) を参照されたい。

り、 $(2+K)(3+K)/2$ 個の未知パラメータの選択問題が1変数の選択問題に還元されたことになる。言うまでもなく、最適な λ は(13)の表現を最大化するものである。

B. ノンベジアン推計

表3は、推計過程の第1段階としての、ノンベジアン流の最尤推定法による推計結果をまとめたものである。ここでは、パラメータは経時的に不変と仮定されている。推計結果は、財政・金融政策ともに $\alpha_1 + \alpha_2 = 0$ という制約条件を満たし、また大部分の係数が $\beta_i = 0$ ($i = 1$ から 6) という理論的符号条件を満足している。ただし、係数推定値は金融政策(MP)についての引締スタンスの対数オッズに関する定数項(α_2)、およびDG, DP, GBについての係数を除くと、統計的には有意でない。しかしながら尤度比検定によると、財政・金融どちらの政策についても、どの政策目標も基本スタンスに影響していない(つまり、すべての i について同時に $\beta_i = 0$)という帰無仮説は、1%の有意水準で十分棄却される。すなわち、 χ^2 分布の境界値は、この場合 $\chi^2_{99}(6) = 16.8$ に過ぎないが、計算された検定統計値はMPについては34.9、財政政策(FP)については22.2となっている。

政策目標となる変数を標準化したことにより、係数値そのものの大小比較が意味をもつことから、金融政策については以下のことが言えよう。すなわち、サンプル期間を通して基本スタンスに最も強い影響を及ぼす変数は国債の累積残高の対GNP比の動向であり、次いでインフレ率と実質GNP成長率がほぼ同じウェイトを占める。経常収支、為替レート、および米国利子率の動向については、円/ドル・レートの減価率がやや引締スタンスに影響を及ぼすものの、統計的に有意ではない。

財政政策については、米国利子率、インフレ率、および実質GNP成長率が相対的に重要な政策目標となっている。しかしながら、FP式は全体としては有意であるものの、個別にはどの政策目標も有意に基本スタンスに影響を与え

表3 ノンベジアン(不変パラメータ)
最尤推定値

	MP	FP
α_1	-1.116 (1.05)	-1.098 (0.18)
α_2	-3.165** (3.32)	-2.891 (0.47)
$\beta_1(DG)$	-2.156** (2.93)	-0.711 (0.19)
$\beta_2(DP)$	-2.185* (2.28)	-0.923 (0.13)
$\beta_3(CA)$	-0.385 (0.33)	-0.112 (0.04)
$\beta_4(EX)$	-0.667 (0.96)	0.017 (0.01)
$\beta_5(GB)$	-2.764** (2.38)	0.486 (0.05)
$\beta_6(US)$	0.232 (0.16)	-1.040 (0.11)
log likelihood	-48.69	-54.63
LR	34.9**	22.2**

1) サンプル期間は1968;2~1986;2。

2) 括弧内は t 検定値の絶対値。

3) LRは尤度比検定値。

4) “*”は5%水準で有意, “**”は1%水準で有意。

ないという結果になっている。通常の線形回帰式(最小2乗法)では、このような現象は説明変数間に多重共線性が認められる場合に生じやすい。われわれの非線形統計モデルが、同様の問題を孕むものか否かは定かではない。明らかな反証としては、説明変数リストが全く同じにもかかわらず、MP式にはこの問題は認められないことが指摘できよう。また、前節でみたように、政策目標間の相関係数は通常の基準から判断すると特別(絶対値で)大きいということもなく、それ自体が問題を生じさせるとは思われない。

いずれにしても、以上はパラメータを不変とした場合の観察であり、暫定的なものである。その前提の妥当性の検証も含めて、可変パラメータ・モデルの推計結果に移ろう。次節では金融政策について、そして第5節では財政政策について考察する。

．金融政策の目標

金融政策についての可変パラメータ・モデルの推定結果は、表4にまとめてある。実際の推定は総ての四半期データを利用するが、同表では（スペースの節約の意味もあって）1968年第2四半期を始点として、1四半期おきに推定結果を報告してある。パラメータの変動については(7)式のランダム・ウォーク型が前提とされているために、抜けている期間については、原則としてほぼその前後の2期間の中間の値をとっていると判断して差し支えない。表3に示されたノンベジアン流の不変パラメータ・モデルの推定結果が比較的良好だったことの事後的解釈にもなるが、可変パラメータ・モデルの下でも、推定されたパラメータの値は総体的には経時的に比較的安定していると言えよう。ちなみに、政策目標のパラメータの可変性の尺度となる λ の推定値は0.124となった^(注7)。しかしながら、各政策目標の役割を細かく見てみると、細部ではやはり不変とは言えない。

A．個別政策目標

6つの政策目標のなかでは、不変パラメータ・モデルの場合と同様に、実質GNP成長率(DG)、インフレ率(DP)、そして累積国債残高(GB)がほぼ一貫して3大要因となっている。他の3つの要因は、不変パラメータを前提とした場合には有意でなかったが、パラメータを可変とした場合には、為替レートと米国利子率は時期によって(片側5%ないし10%水準で)有意となることが示されている^(注8)。しかしながら、経常収支の動向については、われわれの統計モデルからも金融政策の基本スタンスにはほとんど影響を及ぼさなかったと結論付けられ

よう。以下では、それぞれの政策目標について、その重要性を個別にやや詳細に見ていこう。

3大要因の中では、経済の実物的側面を代表し景気循環の指標とも DG が、統計的には最も一貫して有意と言える。つまり、金融政策の基本スタンスは、景気対策の一環としてかなり裁量的に運営されてきたと解釈できる。

インフレ率については、その政策目標としての重要性には2つの際だった特徴が窺われる。すなわち、()第1次石油ショック後から第2次石油ショック頃までの高水準の維持、()1980年代に入ってからのもとの難勢的低下傾向、がそれである。()については、第1次石油ショックの経験をふまえた金融当局のインフレ重視姿勢〔例えば、鈴木(1984)や日本銀行金融研究所(1986)〕を、われわれの統計モデルも裏付けている形になっている。興味深いのは、第1次石油ショックに先立つ1972年段階で、パラメータの推定値が一時的に低下していることである。この時期は、いわゆる過剰流動性が顕在化した時期であり、結果的にその時点での金融当局のマネーサプライ管理の不手際が、第1次石油ショック以前からの高インフレの原因とする見解〔例えば、小宮(1988)〕とも符合する。()の結果は、後に見る近年の金融当局の公式見解や、通説としてのその一般的な受け止め方とは異なったものとなっていると言えよう。この原因には、例えば指標としたインフレ率が(CPI や WPI ではなく) GNP デフレーターのものであるとか、インフレ率そのものが安定的に推移しているとか、幾つかあげられよう。しかし、われわれが

(注7) λ の統計的有意性については、原理的には(13)の尤度関数の知識から求めることができる。しかしながら、実際問題としては大変複雑なものとなる。

(注8) ベイジアン・アプローチにとっては、統計的有意性の概念には微妙な問題がある。ここでは便宜的に、事後的分布に基づいて、通常のノンベジアン・アプローチと全く同様に算出している。

表4 バイジアン(可変パラメータ)推定値：金融政策

	α_1	α_2	$\hat{\beta}_1(DG)$	$\hat{\beta}_2(DP)$	$\hat{\beta}_3(CA)$	$\hat{\beta}_4(EX)$	$\hat{\beta}_5(GB)$	$\hat{\beta}_6(US)$
1968. 2	-1.164 (1.10)	-3.220* (3.35)	-2.110* (2.97)	-2.203* (2.26)	-0.344 (0.29)	-0.675 (0.96)	-2.784* (2.36)	0.171 (0.12)
4	-0.860 (0.83)	-3.300* (3.38)	-1.873* (2.76)	-2.108* (2.11)	-0.562 (0.48)	-0.578 (0.81)	-3.083* (2.55)	0.354 (0.24)
1969. 2	-1.006 (1.00)	-3.378* (3.44)	-1.936* (2.85)	-2.112* (2.10)	-0.598 (0.53)	-0.568 (0.80)	-3.038* (2.46)	0.209 (0.14)
4	-1.485* (1.59)	-2.837* (3.02)	-2.053* (2.93)	-2.154* (2.09)	-0.029 (0.03)	-0.737 (1.02)	-2.486* (2.09)	-0.571 (0.43)
1970. 2	-1.538* (1.65)	-2.980* (3.14)	-1.875* (2.71)	-2.112* (1.99)	0.140 (0.13)	-0.811 (1.12)	-2.570* (2.10)	-0.538 (0.40)
4	-1.437* (1.55)	-3.073* (3.18)	-1.966* (2.80)	-2.043* (1.88)	-0.128 (0.12)	-0.693 (0.95)	-2.897* (2.36)	-0.632 (0.47)
1971. 2	-1.442* (1.54)	-3.074* (3.11)	-2.024* (2.81)	-2.052* (1.84)	-0.168 (0.16)	-0.658 (0.90)	-3.011* (2.41)	-0.762 (0.57)
4	-1.432* (1.51)	-3.084* (3.05)	-2.039* (2.75)	-2.059* (1.80)	-0.194 (0.19)	-0.655 (0.88)	-3.039* (2.38)	-0.753 (0.56)
1972. 2	-1.432* (1.51)	-3.265* (3.18)	-2.034* (2.81)	-2.034* (1.80)	-0.654 (0.64)	-0.108 (0.15)	-2.406* (1.91)	-0.204 (0.16)
4	-1.245* (1.31)	-3.347* (3.23)	-2.171* (2.77)	-1.923* (1.69)	-0.219 (0.24)	-0.271 (0.39)	-2.319* (1.79)	-0.080 (0.06)
1973. 2	-1.321* (1.39)	-3.330* (3.17)	-2.269* (2.96)	-2.256* (2.05)	-0.444 (0.50)	-0.095 (0.15)	-2.163* (1.63)	-0.123 (0.09)
4	-1.453* (1.53)	-3.107* (2.96)	-2.175* (2.76)	-2.759* (2.78)	-0.333 (0.38)	-0.240 (0.38)	-1.892* (1.40)	-0.419 (0.35)
1974. 2	-1.484* (1.56)	-3.190* (3.02)	-2.488* (3.42)	-2.490* (2.58)	-0.175 (0.21)	-0.340 (0.57)	-2.046* (1.48)	-0.430 (0.34)
4	-1.555* (1.64)	-3.339* (3.15)	-2.500* (3.38)	-2.351* (2.60)	-0.315 (0.42)	-0.205 (0.35)	-2.161* (1.59)	-0.420 (0.33)
1975. 2	-1.515* (1.60)	-3.447* (3.20)	-2.532* (3.39)	-2.486* (2.71)	-0.329 (0.45)	-0.134 (0.23)	-2.087* (1.55)	-0.439 (0.33)
4	-1.383* (1.49)	-3.552* (3.28)	-2.639* (3.52)	-2.672* (3.00)	-0.281 (0.38)	-0.090 (0.19)	-2.370* (1.76)	-0.348 (0.27)
1976. 2	-1.477* (1.59)	-3.616* (3.32)	-2.726* (3.55)	-2.734* (2.98)	-0.379 (0.51)	-0.118 (0.19)	-2.488* (1.81)	-0.121 (0.10)
4	-1.558* (1.67)	-3.672* (3.36)	-2.717* (3.43)	-2.854* (3.08)	-0.351 (0.46)	-0.163 (0.26)	-2.725* (2.04)	-0.088 (0.08)
1977. 2	-1.289* (1.38)	-3.591* (3.23)	-2.463* (3.03)	-2.313* (2.45)	-0.308 (0.40)	-0.322 (0.51)	-1.373 (1.06)	-1.025 (0.92)
4	-1.306* (1.46)	-3.614* (3.25)	-2.512* (3.00)	-2.291* (2.34)	-0.341 (0.44)	-0.209 (0.34)	-1.269 (0.98)	-1.170 (1.04)
1978. 2	-1.215* (1.42)	-3.693* (3.29)	-2.444* (2.86)	-2.246* (2.23)	-0.401 (0.52)	-0.086 (0.14)	-1.153 (0.89)	-1.180 (1.04)
4	-1.362* (1.67)	-3.693* (3.46)	-2.443* (2.79)	-2.218* (2.16)	-0.422 (0.54)	0.021 (0.04)	-1.236 (0.95)	-1.351 (1.24)
1979. 2	-1.551* (1.98)	-3.274* (3.32)	-2.484* (2.76)	-2.053* (1.96)	-0.608 (0.78)	-0.250 (0.50)	-1.823* (1.50)	-1.521* (1.41)
4	-1.660* (2.12)	-3.016* (3.08)	-2.391* (2.61)	-1.830* (1.73)	-0.898 (1.20)	-0.195 (0.38)	-2.023* (1.62)	-1.775* (1.68)
1980. 2	-1.678* (2.13)	-3.156* (3.19)	-2.493* (2.67)	-1.938* (1.80)	-0.639 (0.90)	-0.382 (0.79)	-1.898* (1.48)	-1.697* (1.63)
4	-0.734 (1.01)	-2.793* (2.78)	-2.855* (3.01)	-1.803* (1.63)	-0.734 (1.03)	-0.731* (1.48)	-1.547 (1.18)	0.012 (0.02)
1981. 2	-0.624 (0.89)	-2.812* (2.85)	-2.870* (2.97)	-1.682* (1.50)	-0.646 (0.92)	-0.851* (1.79)	-1.628 (1.21)	0.390 (0.61)
4	-0.715 (1.02)	-2.831* (2.87)	-2.906* (3.00)	-1.637* (1.46)	-0.528 (0.77)	-0.951* (1.98)	-1.537 (1.11)	0.243 (0.39)
1982. 2	-0.823 (1.16)	-3.021* (3.10)	-2.738* (2.84)	-1.491* (1.32)	-0.584 (0.84)	-1.059* (2.17)	-1.771 (1.27)	0.218 (0.33)
4	-0.895 (1.25)	-3.199* (3.30)	-2.689* (2.76)	-1.278 (1.15)	-0.601 (0.85)	-1.096* (2.23)	-2.108* (1.57)	0.392 (0.61)
1983. 2	-0.972* (1.34)	-3.277* (3.36)	-2.428* (2.48)	-0.809 (0.74)	-0.522 (0.75)	-0.810* (1.78)	-2.529* (1.87)	0.515 (0.77)
4	-0.962* (1.30)	-3.301* (3.36)	-2.482* (2.49)	-0.906 (0.82)	-0.586 (0.85)	-0.909* (1.94)	-2.323* (1.69)	0.521 (0.74)
1984. 2	-1.025* (1.37)	-3.416* (3.49)	-2.567* (2.56)	-0.883 (0.78)	-0.540 (0.81)	-0.916* (1.88)	-2.430* (1.75)	0.504 (0.69)
4	-1.078* (1.43)	-3.563* (3.67)	-2.590* (2.55)	-0.889 (0.77)	-0.566 (0.87)	-0.913* (1.85)	-2.427* (1.73)	0.518 (0.68)
1985. 2	-1.145* (1.50)	-3.685* (3.78)	-2.607* (2.52)	-0.890 (0.75)	-0.457 (0.74)	-0.863* (1.74)	-2.445* (1.74)	0.528 (0.68)
4	-1.230* (1.59)	-3.694* (3.73)	-2.559* (2.43)	-0.741 (0.62)	-0.238 (0.40)	-0.549 (1.28)	-2.556* (1.77)	0.542 (0.68)
1986. 2	-1.190* (1.51)	-3.706* (3.66)	-2.869* (2.80)	-0.749 (0.61)	-0.381 (0.64)	-0.661* (1.51)	-2.487* (1.68)	0.462 (0.56)

1) 括弧内はt検定値の絶対値。

2) “*”は5%水準で有意, “*”は10%水準で有意。

最も注目するのは以下で説明するような、第3の要因である累積国債残高の役割との関連である。

累積国債残高の重要性は、総体的にはかなり高水準で推移するものの、細部をみるとかなり変動しており、歴史的には次の3つの段階に分けることができる。すなわち、1976年までの有意性が高い時期、1977年から82年前半までの低有意性の時期、そしてそれ以降の有意性の時期である。このうち、とりわけ注目されるのは中間時期における有意性の低下である。周知のように、1965年度に始まった戦後日本における国債発行は、当初は建設国債に限るものであった。ところが、1975年度からの特例（赤字）国債の発行踏み切りを契機として、その後残高が急激に増加した。しかし、累積国債残高のあまりにも急激な増加を受けて、財政再建のスローガンの下で、1982年度以降予算規模の縮小（ゼロシーリング）を図らざるをえなくなった（注9）。以上の傾向は、図3の対GNP比率でも歴然としており、1975年から79年にかけて、GBの時系列は大きく上方シフトしている。累積国債残高の政策目標としての有意性の変遷は、いわば以上の構造変化を1ないし2年のラグをもって追跡した形になっており、GBが大きく上昇した時期に有意性が低下したものとなっている。なお、ラグが伴うのは、GBについては名目GNPの季節変動を均すために、（当期を含む）4四半期の移動平均をとっていることに由来する面が大と考えられる。

累積国債残高の増加が、金融政策にとって引締要因となるのには、理論的には2つのルートが考えられる。第1は、国債の供給増に伴う債券市場での長期利子率の上昇（ポートフォリオ・クラウディング・アウト効果）が、金利の期間構造の上から短期利子率にも波及し、公定歩合の追隨的切り上げを余儀なくさせる可能性がある。もっとも、このルートは、自由化される

以前の日本の金融市場においては、公定歩合と長期利子率との間の因果関係に疑問があり、有効に作用していたとは思われない。第2は、国債の累積残高増につれて中央銀行保有分が増加し、そのままではマネーサプライの増加につながることから、公定歩合操作による予備的な引締政策を併用していたというものである。日本では、確かに日本銀行の直接引き受けによる国債発行は法律によって禁止されている。しかしそれはあくまでも新規発行時についてであり、実際の保有比率は表5にあるように、最近でこそ減少傾向にあるものの、1970年代にはかなり

表5 公的部門国債保有比率(登録分)
(単位%)

年 度	日本銀行	資金運用部	合 計
1965	30.2	13.1	43.3
1966	7.1	18.5	25.6
1967	18.1	29.6	47.7
1968	29.9	18.5	48.4
1969	36.7	17.4	54.1
1970	33.5	31.2	64.7
1971	5.2	47.0	52.2
1972	18.2	20.2	38.4
1973	20.2	43.5	63.7
1974	29.8	39.3	69.1
1975	35.4	19.2	54.6
1976	27.3	16.4	43.7
1977	19.7	15.2	34.9
1978	19.6	9.9	29.5
1979	15.9	14.1	30.0
1980	12.6	16.5	29.1
1981	9.8	20.0	29.8
1982	8.7	20.5	29.2
1983	7.8	20.7	28.5
1984	5.6	24.2	29.8
1985	3.3	28.9	32.2
1986	2.5	32.0	34.5

1) 各年度末時点での所有額(登録分)をもとに算出。

(資料出所) 国債統計年報(大蔵省理財局)

(注9) 財政再建の第一歩は1980年度に始められたが、実際にゼロシーリングが設定されたのは1982年度が初めてである。なお、この前後の一般会計の歳出伸び率については、後の表12を参照されたい。

高水準を維持していた。近年の保有比率の低下は、政策目標の安定化が達成された証とも解釈される。ただし、最近時でも資金運用部の保有と合わせた公的部門の保有比率は高水準を維持しており、（広義の）マネーサプライ管理にとっては要注意の状況が続いているとも言えよう。

上の第2のルートは、結局国債発行がマネタイズ（貨幣化）されインフレにつながる危惧を反映したものである。すると、インフレ要因が1980年代に入ってから政策目標としての重要性を趨勢的に低下させてきているということも、あくまでも直接的な要因としてであり、累積国債残高を通じる間接的貢献も加味すると、後者が1980年代では重要性を増していることから、総体的には必ずしも低下しているとは言えないということになる。ただし、それにしても、最終政策目標としてのインフレ安定化がインフレ率そのものの動向に現れず、間接的に累積国債残高の動向に反映されるということは、より詳しい考察を必要としよう。表2において、 DP と GB の相関係数は-0.605と相対的には高いトレード・オフ関係にある。しかも、この相関関係は1970年代前半と1980年代との相異による、長期的な趨勢によってもたらされた面が強い。1980年代に入ると、インフレ率は低水準で安定しており、逆に累積国債残高の対GNP比率は高水準で安定することになった。このことが、統計上はインフレ率の有意性を低め、累積国債残高の有意性を高めているとも言えよう。ただし、表1から確認されるように、1980年代に入ってから公定歩合の切り上げは（80年の第1四半期を除いて）一度もなく、累積国債残高増は緩和スタンスの抑制の役割を果たしたという色彩のものである。

なお、中間期において累積国債残高の有意性が低下しているのも、その間に GB が急激に上昇しているにもかかわらず、実際には1979年に至るまで公定歩合の切り上げがなされなかったことが原因である。ちなみに、公定歩合が切り上げられた1979年から80年前半にかけては、確

かに累積国債残高の有意性が若干上昇しているのが確認される。

さて、3大要因以外の政策目標、すなわち経常収支、為替レート、および米国利子率に移ろう。これらは、いずれも広い意味では対外均衡に関係するものである。伝統的には、日本の金融政策の基本方向が外貨準備高の推移ないし「国際収支の天井と床」によって大きく影響を受けていたことは、いわゆるストップ・アンド・ゴー政策として知られてきた。しかし、これは固定相場制時代の話である。サンプル期間中の1973年第1四半期に固定相場制から変動相場制への移行があり、理論的にはそれを境に経常収支と為替レートの政策目標としての重要性にシフトが見られることが期待される。また、1980年の新外為法施行を契機とした急速な国際間資本移動の増大は、変動相場制にもかかわらず外国部門とのリンクを高める結果となり、その意味でも米国利子率の動向が日本の金融政策の基本スタンスに影響を及ぼす可能性が高いと考えられる。

しかしここでの結果は、まず第1に、経常収支は固定相場制時代でも有意ではなく、僅かに第2次石油ショック時に相対的に重要性が増している程度である。第2に、為替レートの動向は、1980年代に入ってから有意な政策目標となっているものの、前半期には有意性は低い。そして第3に、米国利子率の影響は1970年代末期の第2次石油ショック前後に有意に働くものの、1960年代と1980年代については、符号条件さえ満たされないものとなっている。

経常収支の有意性が低いのは、われわれが対象としたサンプル期間では、2度の石油ショック時の短期間を除くと基本的に黒字基調であり、そもそも日本経済にとって内在的問題がなかったことがあげられよう。もちろん、黒字の累積は放っておけば国内のマネーサプライ増加要因となり、金融当局にとっても懸念材料となる。しかし、これはどちらかといえばストックの次元の話であり、フローの経常収支黒字の動向では捕捉しにくい。日本経済の歴史をふまえ

ると、データの上では、累積経常収支の動向はかなりの部分累積国債残高の動向によって、同時に代表されている可能性もある。さらに、他の政策目標との関連という意味では、表2の相関係数によると、 CA は DP を始め EX および US とも正の相関を示しており、それらの政策目標の達成と同時に達成可能という側面もある。しかしながら、日本経済の一方的黒字基調に対して諸外国からの批判があったのは事実であり、その点は金融政策の基本スタンスにもいくばくかのインパクトが期待されるところである。それが、ここではうまくピックアップされていないということになる。この点については、次節で見るように、諸外国からの圧力要因は専ら財政政策によって対処していたことが示されることになる。

円/ドル・レートと米国利子率について特徴的なのは、1980年の第4四半期を境として、代替的な動きを示していることである。すなわち、1980年代に入ってから円/ドル・レートが有意な政策目標となると同時に、米国利子率は符号条件さえ満たさなくなる。表2によると、 EX と US の相関係数は0.349とそれほど大きくはないが、正の相関を示しており、もともと両者は政策目標としては好ましい関係にあることが原因の一端であろう。米国利子率については、累積国債残高との間の0.648に達する相対的に高い正の相関も特徴的であるが、表5の推定結果からはその直接的効果（帰結）は顕著には窺われない。

B．相対的重要性

既述のように、われわれの実証研究では政策目標変数をサンプル期間中の平均が0、分散が1となるように標準化したために、推定された係数(β_i)の相互比較にも意味がある。そこで、係数を足して1となるように基準化した後の相対的係数($b_i = \beta_i / \sum \beta_i$)を求め、時系列としてプロットしてみたのが図4である。係数の和が比較的時系列的に安定していることから、前項の個別分析の結果がほぼそのまま相対的重要性の時系列的趨勢にもあてはまるが、政策目標相互

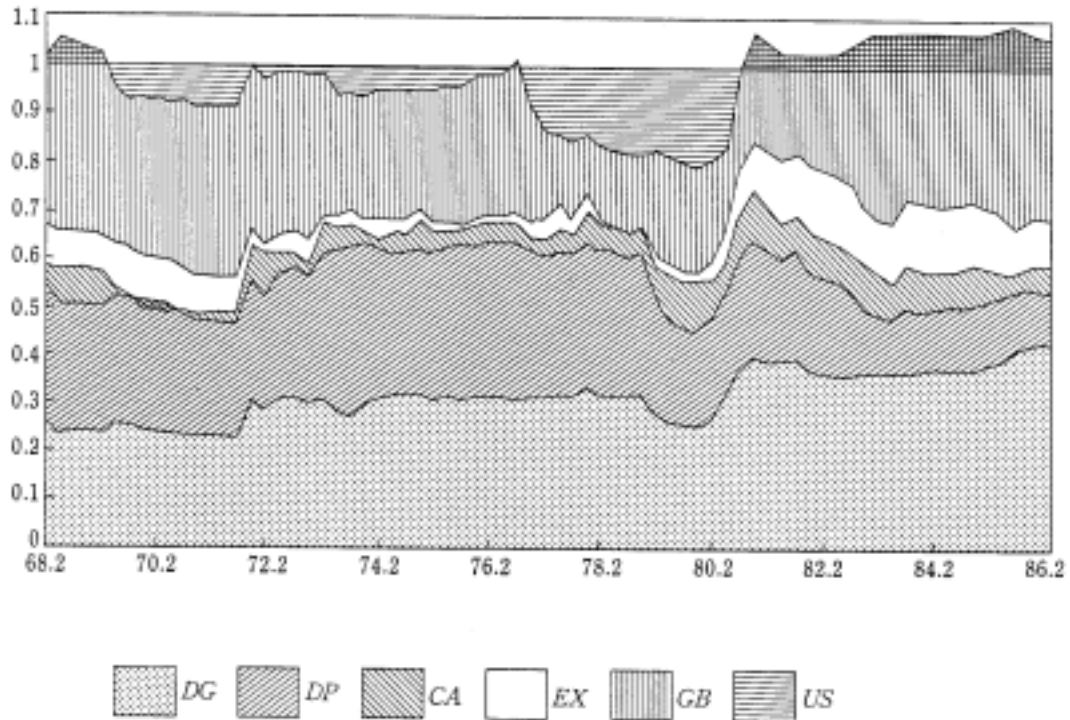
間の関係については新たな洞察が得られる。

同図よりまず観察されることは、実質GNP成長率、インフレ率、および累積国債残高の3大要因が占める率が、(第2次石油ショックの前後の期間を除くと)ほぼ全期間にわたって80パーセント以上に達していることである。この内、景気安定化の対象としての DG は、変動を経験しながらも趨勢的に政策目標として相対的重要性を高めてきており、最近時では40パーセントの比重を占めるに至っている。インフレ率と累積国債残高の相対的重要性は個別には期間によってかなり変動しているが、両者を合わせたものは、1970年代末に記録する40パーセント前半の水準を下限、そして1960年代末の約2/3の水準を上限とした範囲に入っており、係数の変動も減少する。すなわち、 b_2 と b_5 の標準偏差(変動係数)はそれぞれ0.068(0.280)と0.076(0.263)であるのに対し、和のそれは0.075(0.142)となり、両者には負の相関があることが確認される(相関係数 = -0.457)。したがって、前項で議論したように、累積国債残高の動向も結局はインフレ懸念のシグナルとなるものであるとするならば、金融当局の最大の政策目標が物価安定という姿勢は定量的にも支持されることになる。

3大要因以外のいわば対外均衡関連の政策目標は、経常収支、為替レート、そして米国の利子率の3つの目標を合わせても、第2次石油ショック前後に3割前後のウエイトに達するのを例外として、ほぼ一貫して20パーセントを下回っている。なお、図4より、1980年代に入ってから為替レートのウエイトが高まるのは、米国利子率の符号条件が満たされなくなることが一端となっていることが理解されよう。

さて、以上の観察はわれわれの統計モデルがいわば客観的にデータ分析から導き出したものであるが、これが現実に政策当局が公表した政策目標と合致したものとなっているか否か照合しておこう。周知のように、公定歩合の変更時には日本銀行政策委員会議長の談話があり、経済情勢の判断や政策目的が公表される。1970年

図4 政策目標の相対的重要性（金融政策）



から最近時点までの議長談話については、昭和62年版の『経済白書』に簡潔にまとめられており、それを転載したのが表6である。同表では、議長談話の中で目的として明示された政策目標を「」, 清勢判断において示されたものを「○」, そして但し書きとして断りが入れられたものを「」で表している。われわれの採用した6つの政策目標が総て表6にリストアップされている訳ではないが、共通に登場する4つの政策目標についてみると、予想以上に類似性が認められる。

すなわち、まず第1に、議長談話の中でも有効需要の安定化はほぼ一貫して主要目的としてあげられており、これはわれわれの分析で実質GNP成長率が果たす役割に完全に符合する。第2に、物価安定の目的は第1次石油ショック前後期以降ほぼ一貫して議長談話に登場するようになる。しかも、より詳細に考察すると、1980年代に入ると目標としての重要性は相対的に低下しており、これらもわれわれの結果と整合的である。ただし、1980年代においても物価動向が経済情勢の判断材料として用いられてお

り、この点はわれわれの政策目標の内の累積国債残高の動向と関連付けられよう。第3に、対外均衡要因としての国際収支と為替相場については、議長談話では前者も固定相場制期および1978年や1986年の黒字期などに登場するが全体としてはウエイトは低く、他方後者は1970年代の後半から今日まで主要な目的の1つとしてしばしば言及されるようになっている。

このような類似性の存在は、一方ではわれわれの統計モデルのパフォーマンスの目安となると同時に、他方金融当局の基本スタンスが全くデタラメに決定されてきた訳ではなく、かなりの程度システムティックな運営がなされてきたことの客観的な裏付けがなされたものとみなすことができよう。

C. 事後的貢献度

いままでは、6つの政策目標の絶対的有意性ないし相対的重要性を、事前的観点から眺めてきた。ここで「事前的」というのは、標準化された政策目標変数の1単位の変動に対する、基本スタンス決定の感応度係数(β_i)のみの観察に基づいたものという意味であり、いわば個別政

表6 公定歩合変更に関する日銀政策委員会議長談の推移：1970～1987

年 月	公定歩合の変更幅	有効需要	物 価	国際収支	為替相場
1970. 10	6.25→6.0	○	○	—	—
1971. 1	6.0 →5.75	○	—	○	—
5	5.75→5.5	◎	—	○	—
7	5.5 →5.25	◎	—	◎	—
12	5.25→4.75	◎	—	◎	—
1972. 6	4.75→4.25	◎	—	◎	—
1973. 3	4.25→5.0	◎	○	—	○
5	5.0 →5.5	◎	○	—	—
6	5.5 →6.0	◎	◎	—	—
8	6.0 →7.0	○	○	—	—
12	7.0 →9.0	—	○	—	—
1975. 4	9.0 →8.5	○	◎	—	—
6	8.5 →8.0	○	○△	—	—
8	8.0 →7.5	◎	○△	—	—
10	7.5 →6.5	◎	○△	—	—
1977. 3	6.5 →6.0	◎	○△	○	—
4	6.0 →5.0	◎	○△	—	—
9	5.0 →4.25	◎	○△	—	—
1978. 3	4.25→3.5	◎	—	◎	◎
1979. 4	3.5 →4.25	◎	◎	○	◎
7	4.25→5.25	○	◎	—	—
11	5.25→6.25	○	◎	—	◎
1980. 2	6.25→7.25	○	◎	○	◎
3	7.25→9.0	○	◎	—	◎
8	9.0 →8.25	◎	◎	—	○
11	8.25→7.25	○	○△	—	○
1981. 3	7.25→6.25	○	○△	—	○
12	6.25→5.5	○	○△	○	○
1983. 10	5.5 →5.0	◎	○△	—	○△
1986. 1	5.0 →4.5	◎	○△	◎	○△
3	4.5 →4.0	◎	○△	◎	◎
4	4.0 →3.5	◎	—	◎	◎
10	3.5 →3.0	◎	○△	—	◎
1987. 2	3.0 →2.5	◎	—	—	◎

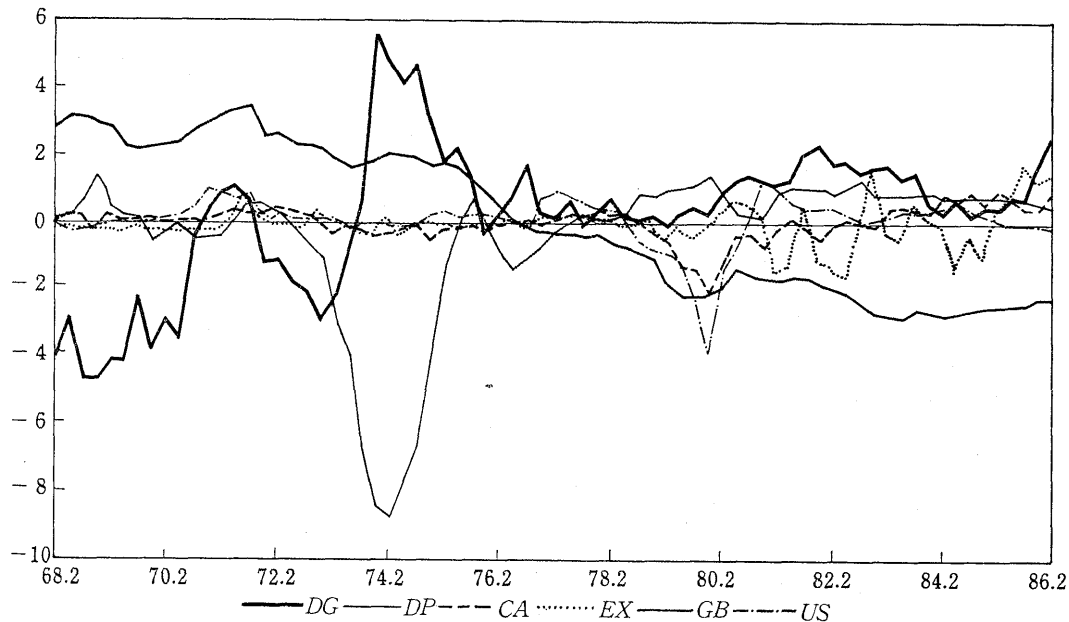
1) ◎は目的として明記されているもの。○は情勢判断において示されたもの。△は但し書きとして断りを入れているもの。

(資料出所) 昭和62年版『経済白書』(経済企画庁編)第Ⅰ-6-6表。

策目標の潜在的な重要性を問題としてきたと言ってもよい。そこで、本項では各政策目標変数の水準自体も考慮した、いわば「事後的」貢献度をみることにする。図5は、基本スタンスの対数オツツを左右する貢献部分($\beta_i x_i$)を、6つの政策目標について同じスケールで描いたもの

である。負の貢献は引締要因、正の貢献は緩和要因となる。貢献ポイントは、1974年第2四半期のDPの-8.7からその直前の期(1974; 1)にDGがあげる5.6の範囲で変動している。同図よりは、以下のような3つの特徴が読み取れよう。

図5 政策目標の事後的貢献度（金融政策）



まず第1に、実質GNP成長率は（1971年の景気後退期を除くと）1970年代初頭までかなり大きな引締要因として働いたが、第1次石油ショックを契機として一変し、以後ほぼ一貫して緩和要因となっている。これはもちろん、高度成長経済から低成長経済への移行を反映したものである。ただし、より詳細に眺めると、第1次石油ショック以降は、表1に示された景気後退期に緩和要因としての貢献を高めるものの、景気上昇期には（貢献は正ながらも）ほとんど中立的に作用していると判断される。

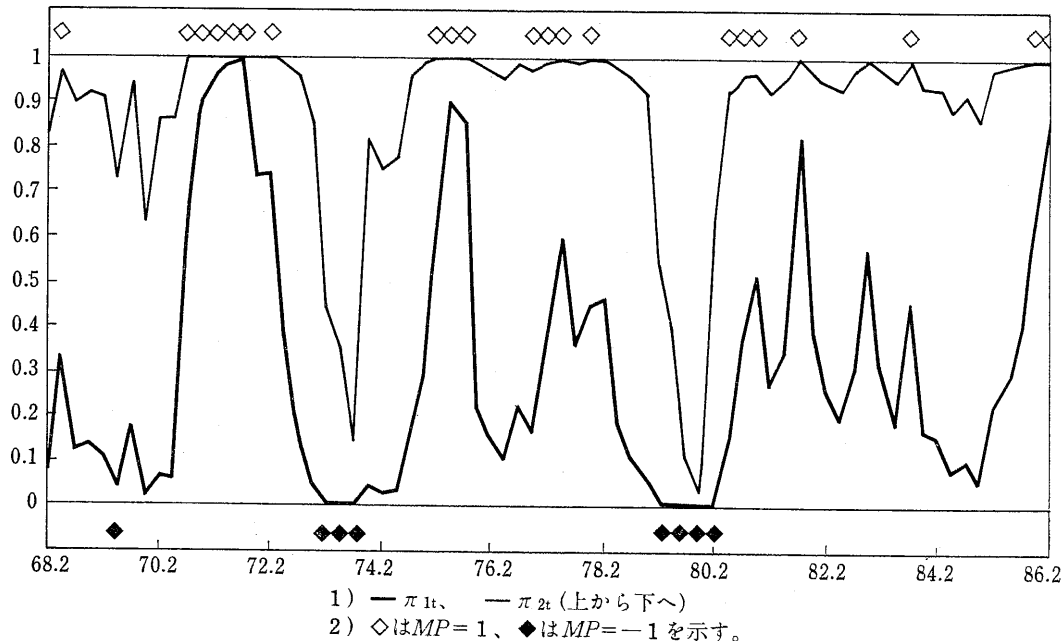
第2に、インフレ率の動向については、第1次石油ショック時の負の貢献が対抗するDGのサンプル期間中最大の緩和方向への貢献を相殺して余りがある程であり、当時実際に公定歩合が引き上げられた事実を説明する。しかし、一般にそれ以外の時期のインフレの引締要因としての貢献ポイントは小さく、第2次石油ショック時にも貢献は正であり、むしろ緩和要因として働いたことになる。もっとも、それはインフレ指標としてGNPデフレーターのをを用いていることが原因の一端ともなっている。図1に見られるように、標準化されたGNPデフレーターの上昇率は、この時期ゼロの水準を下回っているからである。表1ないし表6より明ら

かなように、第2次石油ショック時には公定歩合は引き上げられており、インフレが直接的理由でないとしたならば、それを説明するのは他の政策目標ということになる。いままでの事前的観点からの考察をふまえると、最有力候補は累積国債残高の動向である。図5からも、確かにその兆候は事後的にも認められる。しかしながら、累積国債残高の貢献部分は、第2次石油ショック時には幾分か余分に引締め気味に働くものの、むしろ長期的なトレンドを示しながら1976年を境にして緩和要因から引締要因に転じたことを反映したものである。第2次石油ショック時に特有の引締要因としては、経常収支赤字と米国の高金利の役割が大きいと言えよう。

第3の特徴としては、サンプル期間の後半は（上の2つの特徴に匹敵するような）際立って大きなポイントをあげる個別政策目標は見当たらないことがあげられる。1970年代半以降は、累積国債残高の動向が基調として引締要因として働き、他の諸目標は（対外均衡関連の目標のどれかが交替的に引締要因となることを例外として）概ね緩和要因となっているのも特徴的である。

いずれにしても、事後的貢献度の時系列的推移は、もともと推定されたパラメータが総体的

図6 基本スタンスの確率（金融政策）



には負の安定的な値で推移するために、図5も図1から図3の合成写真に近い。唯一の修整は、上下が逆になっていることである。個別政策目標の貢献の合計点($X_t \beta_t$)は、1980年第1四半期の-6.67から1971年第4四半期の6.67の(偶然にも対称的な)範囲におさまっている。最終サンプル期間の推定値、 $\alpha_1 = -1.190$ 、 $\alpha_2 = -3.706$ 、および $X_t \beta_t = 0$ を前提とすると、合計点1点の増加は緩和スタンスの確率(π_1)を0.23だけ上昇させ、引締スタンスの確率(π_2)を0.02だけ低下させる。逆に、合計点1点の減少は、 π_1 を0.13だけ低下させ、 π_2 を0.04だけ上昇させる。

D. 基本スタンスの確率

政策スタンスの確率をより詳しく考察するために、その時系列的変動をプロットしたのが図6である。同図では、緩和スタンスの確率を下から上に、また引締スタンスの確率を上から下に測っている。この図をどう読むかは、観察者によって異なると思われる。明らかに、公定歩合が切り下げられた時期(図の)に緩和スタンスの確率は高く、逆に公定歩合が切り上げられた時期(図の)に引締スタンスの確率は高

くなっている。しかしながら、問題は確率が「どの位高ければ十分」なのかが明確でないことである。その臨界値がはっきりしなければ、政策の基本スタンスの厳密な予測には役立たないことになる。

図6から観察されるもう1つの傾向は、一般に緩和スタンスの確率の方が引締スタンスの確率よりも、大きな変動幅で変動していることである。これは、(3)式と(4)式を合計点($X_t \beta_t = S_t$)で微分し、(1)と(2)を代入して整理すると、

$$(15) \quad \frac{d\pi_{1t}}{dS_t} \geq \left| \frac{d\pi_{2t}}{dS_t} \right| \iff \pi_{1t} \geq \pi_{2t},$$

が導かれるのに対し、表4よりサンプルの全期間を通して $\alpha_{2t} < \alpha_{1t} < 0$ が成立しているために、 $\pi_{1t} > \pi_{2t}$ となる期間が多いためである。実際、全サンプル期間の73四半期の内、引締スタンスの確率が緩和スタンスの確率を上回ったのは20四半期に過ぎない。

最後に図6から敷衍される1つのエピソードについて議論し、金融政策の分析を終えよう。表1および表6で示されているように、公定歩合は1986年第4四半期に3.5%から3.0%に、また続く1987年の第1四半期には2.5%にまで引

き下げられた。対象サンプルの最終期間である1986年の第2四半期からこの時期までに、特別マクロ経済諸変数に際立った反対方向の変化が起こらなかったことから、この間緩和スタンス

の確率は同水準のまま推移したか、あるいは更に上昇したはずである。すると、われわれの統計モデルは、公定歩合の史上空前の低水準を十分予測できたことになる。

・ 財政政策の目標

表7は、財政政策についての、可変パラメータ・モデルの（2四半期毎の）推定結果である。表3のノンベジアン流の不変パラメータ・モデルの推定結果と比較すると改善がみられるものの、金融政策の場合と比べると、全体的なモデルの適合度は芳しくない。パラメータを可変とすることによって改善が見られたのは、(14)の分散共分散行列において $\lambda = 0.730$ と、かなり大きな推定値が選択されたことが一因である。金融政策の場合は $\lambda = 0.124$ に過ぎなかったことを勘案すると、財政政策の基本スタンスの決定様式は経時的にかなり変動して来たと言えよう。その現れが、全期間を通して有意に働いていた個別政策目標は何もなかったという結果である。

A．個別政策目標

理論的符号条件が全期間を通して満たされているという意味では、実質GNP成長率と米国利子率が2大政策目標と言えよう。しかし、前者は10%水準（片側）でもほとんど有意ではない。後者については、第1次、第2次の両石油ショック時を含む1970年代にほぼ一貫して有意性が高いのが注目される。部分的に符号条件を満足しているものとしては、第1次石油ショック直前から第2次石油ショック時までのインフレ率と1980年代に入ってから経常収支があげられる。残りの政策目標である為替レートと累積国債残高については、（前者の一時期を除いて）符号条件でさえ満たされていない。以下、これらを整理しながら、財政政策の目標をやや詳しく見ていこう。

まず指摘されるべきは、累積国債残高の動向が一貫して理論的符号条件を満たさないことで

ある。すなわち、累積国債残高の増大にもかかわらず、財政政策は拡張気味に運営されてきたということになる。累積国債残高の係数が正となるのは、（ ）1970年代中頃を境としたGB変数の明らかな上方への水準訂正（図3参照）、および（ ）財政政策の基本スタンスを表すFP変数が同じ時期以降それまでの“0”ないし“−1”が目立つ状況から、しばしば“1”の値をとるようになったこと（表1参照）、の2つの傾向を合わせて考えると容易に理解できよう。つまり、われわれが構築した質的データには、1980年代に入る頃から掲げられだした「財政再建」のスローガンは全く反映されていないということになる。もちろん、ここでの基本スタンスは短期のマクロ安定化政策にかかわるものであり、長期的な姿勢の問題とは峻別されるべきであるという考え方も可能である。また、事後的な財政支出と累積国債残高の間の、同時性ないし因果関係の問題もあろう。全体の財政支出に占める公共事業費の経時的推移も重要である。こうした問題については、制御可能性の問題と絡めて、次節で考察する。

次に注目すべきは、金融政策の目標とは対照的に、米国利子率と経常収支といった対外均衡要因が、相対的に重要な政策目標となっていることである。サンプル期間を通して、急速に日本経済が経済大国化し、この間経済摩擦の発生や機関車国論などいろいろな形で海外からの「圧力」が高まった。こうした流れの中で、財政当局は国内均衡要因よりも対外均衡要因を意識しながら基本スタンスを決定していた、とさえなくもない。われわれの統計モデルは、そうした傾向を敏感に検出しているとも解釈可能で

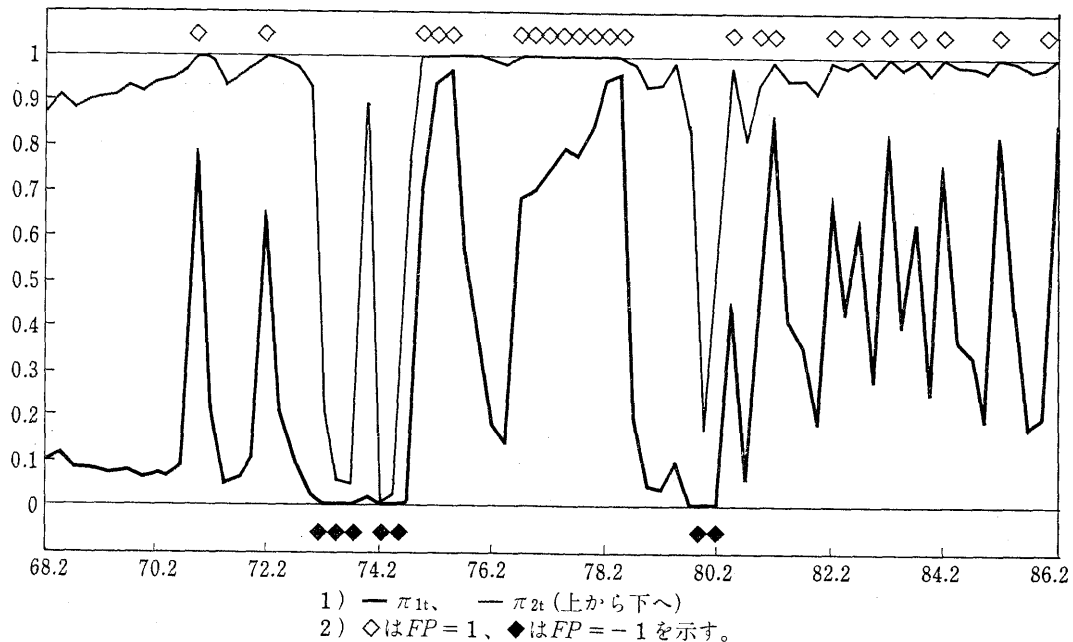
表7 ベイジアン（可変パラメータ）推定値：財政政策

	α_1	α_2	$\beta_1(DG)$	$\beta_2(DP)$	$\beta_3(CA)$	$\beta_4(EX)$	$\beta_5(GB)$	$\beta_6(US)$
1968. 2	-1.100 (0.18)	-3.038 (0.50)	-0.641 (0.17)	-0.659 (0.10)	-0.022 (0.01)	0.038 (0.01)	0.768 (0.08)	-1.275 (0.14)
4	-1.512 (0.26)	-2.944 (0.50)	-0.363 (0.11)	-0.466 (0.07)	-0.062 (0.02)	0.088 (0.03)	1.267 (0.14)	-1.619 (0.17)
1969. 2	-1.429 (0.27)	-3.332 (0.64)	-0.439 (0.14)	-0.577 (0.11)	-0.138 (0.05)	0.159 (0.05)	0.939 (0.11)	-1.202 (0.15)
4	-1.392 (0.32)	-3.666 (0.85)	-0.426 (0.18)	-0.394 (0.08)	-0.222 (0.09)	0.170 (0.05)	0.845 (0.14)	-0.863 (0.22)
1970. 2	-1.332 (0.35)	-4.009 (1.04)	-0.289 (0.13)	-0.042 (0.01)	-0.085 (0.04)	0.109 (0.03)	1.140 (0.20)	-0.847 (0.21)
4	-1.606 (0.42)	-3.996 (1.05)	-0.102 (0.05)	0.047 (0.01)	-0.118 (0.05)	0.055 (0.02)	1.405 (0.26)	-0.653 (0.17)
1971. 2	-0.739 (0.20)	-4.833 (1.27)	-0.223 (0.13)	0.197 (0.05)	1.291 (0.70)	0.482 (0.14)	2.879 (0.56)	-2.952 (0.88)
4	-0.793 (0.26)	-5.094 (1.59)	-0.316 (0.18)	0.102 (0.03)	1.152 (0.67)	0.630 (0.29)	2.773 (0.89)	-2.831 (0.89)
1972. 2	-0.539 (0.19)	-5.279 (1.75)	0.004 (0.00)	-0.530 (0.15)	0.718 (0.42)	1.834 (0.97)	3.268 (1.03)	-3.811 (1.39)
4	-0.392 (0.14)	-5.666 (1.88)	-0.546 (0.36)	-1.442 (0.43)	1.291 (0.82)	1.784 (0.93)	3.132 (0.96)	-3.404 (1.25)
1973. 2	-0.823 (0.29)	-5.244 (1.75)	-0.346 (0.23)	-2.492 (1.03)	1.035 (0.68)	1.995 (1.36)	3.310 (0.99)	-3.747 (1.36)
4	-1.215 (0.44)	-4.809 (1.67)	-0.130 (0.08)	-2.992 (1.35)	1.000 (0.63)	1.752 (1.25)	3.380 (1.00)	-3.989 (1.50)
1974. 2	-0.663 (0.25)	-5.412 (1.92)	-0.762 (0.58)	-2.838 (1.24)	1.535 (1.07)	2.000 (1.43)	3.356 (0.96)	-4.060 (1.50)
4	-0.069 (0.40)	-5.158 (1.81)	-1.222 (0.89)	-1.620 (0.83)	0.836 (0.65)	1.546 (1.11)	2.971 (0.83)	-4.062 (1.47)
1975. 2	-0.285 (0.11)	-5.073 (1.78)	-1.679 (1.20)	-1.851 (0.92)	1.538 (1.26)	1.217 (0.88)	1.971 (0.55)	-4.348 (1.54)
4	-2.317 (1.04)	-3.015 (1.18)	-1.195 (0.84)	-0.271 (0.15)	1.168 (0.92)	0.255 (0.20)	2.379 (0.66)	-4.191 (1.48)
1976. 2	-3.301 (1.56)	-2.337 (0.96)	-1.768 (1.23)	-1.033 (0.58)	0.937 (0.73)	0.018 (0.01)	0.275 (0.09)	-2.325 (0.97)
4	-3.206 (1.55)	-2.508 (1.03)	-2.005 (1.34)	-0.927 (0.51)	0.759 (0.57)	0.419 (0.32)	1.078 (0.39)	-2.904 (1.32)
1977. 2	-2.707 (1.32)	-2.794 (1.13)	-1.854 (1.18)	-0.806 (0.42)	0.687 (0.50)	0.046 (0.03)	2.457 (0.95)	-3.569 (1.63)
4	-1.825 (0.98)	-3.360 (1.37)	-2.043 (1.25)	-1.154 (0.57)	0.311 (0.23)	-0.496 (0.41)	3.079 (1.17)	-2.720 (1.23)
1978. 2	-1.432 (0.80)	-3.640 (1.47)	-2.129 (1.26)	-0.910 (0.41)	0.211 (0.15)	-0.535 (0.43)	3.545 (1.33)	-3.029 (1.38)
4	-2.246 (1.52)	-3.061 (1.37)	-2.192 (1.24)	-0.910 (0.41)	0.016 (0.01)	-0.891 (0.89)	2.527 (1.05)	-3.589 (1.89)
1979. 2	-2.326 (1.59)	-3.603 (1.83)	-2.200 (1.20)	-1.006 (0.44)	0.016 (0.01)	-0.685 (0.68)	2.778 (1.21)	-3.617 (1.86)
4	-2.322 (1.57)	-4.189 (2.21)	-2.275 (1.21)	-1.075 (0.45)	-0.100 (0.07)	-0.492 (0.58)	2.613 (1.08)	-3.258 (1.74)
1980. 2	-1.904 (1.27)	-3.272 (1.72)	-1.592 (0.83)	-0.661 (0.27)	-1.345 (1.09)	0.006 (0.01)	1.634 (0.67)	-3.290 (1.78)
4	-1.403 (0.96)	-2.886 (1.62)	-2.292 (1.19)	0.247 (0.10)	-1.666 (1.40)	-0.006 (0.01)	3.048 (1.25)	-2.196 (1.78)
1981. 2	-0.640 (0.44)	-2.154 (1.18)	-2.268 (1.14)	0.591 (0.23)	-1.617 (1.33)	0.325 (0.38)	2.948 (1.15)	-0.523 (0.50)
4	-0.982 (0.66)	-2.613 (1.49)	-1.581 (0.81)	2.257 (0.95)	-1.115 (0.93)	0.367 (0.43)	2.374 (0.90)	-1.032 (0.92)
1982. 2	-0.998 (0.66)	-2.753 (1.54)	-1.496 (0.76)	2.375 (0.96)	-1.413 (1.16)	0.479 (0.56)	2.962 (1.12)	-1.013 (0.80)
4	-1.006 (0.65)	-2.824 (1.54)	-1.206 (0.60)	1.502 (0.66)	-1.169 (0.92)	-0.073 (0.08)	2.415 (0.96)	-0.919 (0.75)
1983. 2	-1.067 (0.67)	-2.967 (1.59)	-1.178 (0.57)	1.699 (0.75)	-1.431 (1.14)	0.441 (0.60)	2.276 (0.87)	-0.967 (0.71)
4	-1.115 (0.69)	-2.957 (1.55)	-1.316 (0.62)	2.178 (0.95)	-1.117 (0.90)	0.152 (0.19)	2.498 (0.93)	-1.052 (0.72)
1984. 2	-1.143 (0.69)	-3.084 (1.59)	-1.317 (0.65)	2.512 (1.06)	-1.554 (1.30)	0.134 (0.16)	2.577 (0.96)	-0.936 (0.61)
4	-1.388 (0.83)	-3.198 (1.64)	-1.593 (0.77)	2.430 (0.98)	-1.055 (0.89)	-0.202 (0.24)	1.564 (0.58)	-1.083 (0.67)
1985. 2	-1.422 (0.83)	-3.306 (1.67)	-1.665 (0.79)	2.411 (0.93)	-1.467 (1.33)	-0.475 (0.56)	1.376 (0.50)	-1.101 (0.67)
4	-1.690 (0.97)	-3.348 (1.67)	-1.329 (0.61)	2.802 (1.06)	-0.925 (0.84)	0.156 (0.23)	1.061 (0.37)	-0.817 (0.47)
1986. 2	-1.782 (1.01)	-3.385 (1.66)	-1.405 (0.71)	3.063 (1.12)	-1.220 (1.14)	0.213 (0.28)	0.943 (0.31)	-0.917 (0.51)

1) 括弧内は t 検定値の絶対値。

2) “*”は5%水準で有意, “#”は10%水準で有意。

図7 基本スタンスの確率（財政政策）



ある。

さて、もし以上が正しいとし大胆に色分けするならば、前節で得られた金融政策の目標を踏まえると、「対内均衡は金融政策が担当し、対外均衡は財政政策が担当する」という政策割当の図式が描かれる。これは、国際マクロ経済学の教科書に登場する世界（例えば、マンデル＝フレミング・モデル）を想定した場合に、変動相場制下での望ましい政策割当ではないかもしれない。しかしながら、そもそも変動相場制が国際収支の均衡という意味の調整機能を完璧に果たしていないことは周知の事実であり、教科書的な世界は成立しない。すると、ここで得られた（事前的な意味での）政策割当の図式も、ひとつの可能性としては興味深いものである。残念ながら、こうした政策割当が事後的に有効なものであるか否かは政策効果の分析の範疇に属し、本論文の考察の射程外となっている。

B. 基本スタンスの確率

財政政策に関するFP式の推定結果からは、そもそも政策目標の係数が有意に理論的符号条件を満たしているものが少ないことから、意味のある形で金融政策の場合の図4（相対的重要

性）や図5（事後的貢献度）に対応する図を描くことはできない。たとえ描いたとしても、変動が激しく、有用な追加的情報は得られない。このようなことから、金融政策と対照させる意味では、図7として基本スタンスの確率の時系列的変動のみをプロットしておく。同図は金融政策の場合の図6と全く同じ仕様に基づいて描かれている。

一瞥して窺われることは、2つの確率 π_{1t} 、 π_{2t} 共に、財政当局による拡張的なアナウンスメント（図の ）や緊縮的なアナウンスメント（図の ）を、金融政策の場合よりもより忠実にトレースしていることである。これは、係数パラメータの推定結果のパフォーマンスとは対照的であるが、もともと予想される結果でもある。なぜならば、直観的にはパラメータの推定値は(7)式の制約の下で、両確率の適合度がよくなるように求められているが、財政政策の場合にはパラメータの経時的変動が大きいことから、いわば制約条件の制約度が低くなっているからである。原理的には、(7)式の制約がなければ、各期間の確率の適合度は完全になってもおかしくない。金融政策の場合のように係数パラ

メータが経時的に安定的に推移していなければ、確率の時系列的推移自体は基本スタンスの予測には役立たないということになる。

ただし、こうした中でも、1980年代では政策のアナウンスメントがなかった中立期も含めて、緊縮スタンスの確率(π_{2t})はほぼゼロで推

移し、他方拡張スタンスの確率(π_{1t})が全般的に嵩上げされているのが注目される。この期間、財政政策は短期のマクロ安定化政策の一環としては、(拡張スタンスが積極的に持続されていたとは言えないまでも)決して緊縮的ではなかったことの傍証ともなる。

・ 財政金融政策の制御可能性

政策目標についての分析は、政策当局の事前的政策意図を探るものであって、政策分析としてはまだ第1段階の課題に過ぎない。政策分析の第2段階は、事前的政策意図が確かに事後的にも実行されたか否かを確認するものであり、続く第3段階の課題は、そうして発動された政策に効果があったか否かを確認するのが使命となる。既述のように、本論文では第3段階の課題は対象外とし、以下では第2段階の課題について、金融政策と財政政策について考察する。なお、本節の前提としては、原則として政策当局は作為的な理由によって虚偽の政策発動を公表することはしないと想定する。したがって、もし事前的政策意図が達成されないとするならば、それは政策当局に政策変数を制御する能力が欠けているためであると考え。

A. 金融政策の制御可能性

本論文では、金融政策の基本スタンスは公定歩合の切り上げ、切り下げによって表せるものとしてきた。一般に公定歩合政策は、そのアナウンスメント効果を踏まえると、金融政策当局の事前的政策意図を代表させるものとしては最も適切なものと考えられるが、日本の場合には金融政策の制御可能性を論じる場合にも強いインプリケーションをもつ。

なぜならば、日本銀行の短期金融市場の調節は伝統的にインターバンク(コール・手形)市場の利子率操作が主流であって、節目となるべき基本スタンスの変更時に公定歩合の変更がなされてきた〔鈴木・黒田・白川(1988)〕。しかも

重要なのは、短期金融市場での金利動向は長期金融市場にも安定的な関係を保ちつつ波及してきたことである。その結果、例えば公定歩合の動向は銀行貸出市場の金利決定の上でも決定的な役割を果たしてきた〔浅子・内野(1987)〕。こうして見ると、日本経済に駒いては、公定歩合操作は利子率体系の操作という意味ではかなり強い制御可能性を誇ってきたと考えられる。

しかし、これだけで金融政策の制御可能性は高いと結論付けるわけにはいかない。論点は2つある。1つは、近年の金融の自由化・国際化の流れの中で、利子率体系の制御可能性が低下しているのではないか、という懸念である。他は、利子率について制御可能な背景では、数量面での制御可能性について相反する事態が起きているのではないか、という懸念である。

第1の懸念については、今のところそれほど顕在化しているわけではない。しかしながら、浅子・内野(1987)が示したように、公定歩合に代表される政策金利と貸出市場金利の関係には最近のデータが加わるにつれて構造変化の兆候も見られ、それが貸出時におけるプライム・レートの適用率の変化に起因することが示唆されている。間接金融から直接金融へのシフト、預金金利の自由化、プライム・レート方式からスプレッド方式への移行、インターバンク市場とオープン市場の間の裁定取引の増大など、公定歩合が総ての金利体系の出発点となる環境が見直されつつあるのは確かである。こうした流れがより浸透した後には、公定歩合の決定も市場

追随型へと移行されるかもしれない。それが直ちに利子率体系の制御可能性を低下させるか否かは、今後の研究にまたなければならないが、1つの懸念材料であるのは確かであろう。

第2の数量面での制御可能性が問題となるのは、もともと利子率という価格変数と数量変数を同時にコントロールするのは無理があるという視点による。ここで問題となる数量変数は、もちろんマネーサプライである。利子率操作に当たってマネーサプライが内生的に調整される場合、内生的な政策変数が不安定な累積過程をたどる「政策操作変数の不安定性(instrument instability)」問題が生じる可能性がある。これは理論的には、利子率の持続的変動をもたらすショックが発散的であるか、あるいはマネーサプライの変動自体がショックを増幅する場合に起こる。日本経済にこのようなショックが起こったことがあるか否かは予断を許さないが、累積国債残高の増大、国際収支の黒字拡大、外国為替市場への累積的介入など候補は多い。

a. 貨幣乗数の予測可能性

マネーサプライを制御する教科書的なアプローチ法は、ハイパワード・マネー（基礎貨幣）の操作を基本とする。いま、マネーサプライを M 、ハイパワード・マネーを H 、貨幣乗数を m とすると

$$(16) \quad M = mH,$$

が成立する。したがって、マネーサプライの完全制御にはハイパワード・マネーの完全制御に加えて、貨幣乗数が安定していることが必要となる。素朴な（あるいは誇張された）マネタリストの世界では、この2つとも満足されると考える〔例えば、Friedman(1968)〕。これに対して、ケインジアンは貨幣乗数が利子率などの内生的要因によって変動するとし、たとえハイパワード・マネーが完全に制御できたとしても、結果としてマネーサプライを百パーセント制御することは困難であると主張してきたのは周知のことと思われる。

日本経済においては、こうした教科書的理解では不十分という見解がある^(注10)。鈴木・黒田・白川(1988)によると、「ハイパワード・マネー供給の能動的コントロールにより、その乗数倍としてのマネーサプライをコントロールするといういわゆる乗数アプローチを日本銀行が採用したことはない」という。彼らは、 $M (= M_2 + CD)$ 、 H 、および $r (= \text{コール・手形加重平均レート})$ からなる3変数VARモデル(1968;1~1987;4)を分析したところ、 $(\quad) r \rightarrow M$ 、 $(\quad) r \rightarrow H$ 、および $(\quad) M \rightarrow H$ というGrangerの意味での一方方向の因果関係が検出されたとし、「日本銀行による短期金利のコントロールが金融政策運営の起点であることが確認されると同時に、……、乗数アプローチ的な金融政策運営の行われていないことを明確に示している」と結論付けている。ここで検出された因果関係はいわば定性的なものであり、われわれが問題とするマネーサプライの制御可能性に直接応えているわけではない。また、 $(\quad)$ の一方的因果関係の検出は、かえってインターバンク市場の金利がどのように操作されていたかの解釈を困難にさせる。彼らの分析が四半期データに基づいていることを踏まえると、いわゆる「積み調整」によるメカニズム〔例えば安田(1981)参照〕よりも、ハイパワード・マネーのより明示的な役割が期待されるところである。

(16)式より、貨幣乗数が一定ならば M と H は1対1対応し、データの上では因果関係は識別できない。他方、貨幣乗数が全くランダムな変数とすると、マネーサプライの情報がハイパワード・マネーの予測に役立つことはなく、定義によってGrangerの因果関係は認められない。したがって、日本銀行のマネーサプライ・コントロールが鈴木・黒田・白川(1988)の通りならば、少なくとも貨幣乗数は予測可能なシステムティックな変動を示していなければならない。この点は、実は貨幣乗数アプローチがあてはまる世界でもほぼ同様である。すなわち、そこで

(注10) もつとも、逆に金融当局に教科書的理解が足りないとする見解〔小宮(1988)〕もある。

は典型的には $H \rightarrow M$ の一方的因果関係が期待されるが、 H の知識が M の予測に役立つためには、やはり m は全くのランダム変数であってはならない。つまり、いずれの立場をとるにせよ、マネーサプライの制御のためには貨幣乗数の予測可能性が重要な前提条件となると言えよう。

表 8 は四半期レベルの貨幣乗数 ($M_2 + CD$) をもとに、1967年から1986年までの平均と標準偏差を算出したものである。表より、確かに貨幣乗数は一定ではなく、かなり変動していることが読み取れる。貨幣乗数の平均が約10であるから、1年間の標準偏差分の変動は、マネーサプライ伸び率（年率）を5%以上変動させるからである。しかし、貨幣乗数の変動自体はそれほど問題ではなく、より重要な問題はそれが予測可能か否かである。貨幣乗数は現金通貨・預金比率と預金準備率の動向に影響される。後者は法定準備率に若干の超過準備部分が付け加わっただけであり、ほぼ予測可能であり、またそもそもその変動は法定準備率自体が大幅に変更されない限り相対的にはかなり小さい^(注11)。したがって、実質的には貨幣乗数が予測可能か否かは前者の動向に大きく左右される。現金通貨・預金比率は、もっぱら民間非銀行部門のポートフォリオ選択に依存して決定され、その最大の直接的決定要因は（他の事情を一定として）預金金利であろう。銀行預金は、近年でこそ自由金利商品のウエイトが増してきているが、基本的には規制金利商品であり、預金金利は公定歩合に連動して決定されている。そこで、まず貨幣乗数を自己回帰部分と公定歩合でどのくらい説明できるか調べてみよう。

説明変数としての公定歩合は当期と4四半期までのラグ値に固定しておき、貨幣乗数の自己回帰部分を1期から8期のラグまで操作したと

表 8 貨幣乗数 ($M_2 + CD$) の変動

年	平均 (標準偏差)
1967	9.93(.56)
1968	9.61(.59)
1969	9.57(.60)
1970	9.45(.58)
1971	9.86(.46)
1972	10.19(.69)
1973	9.20(.81)
1974	8.40(.50)
1975	8.54(.15)
1976	9.39(.43)
1977	9.65(.51)
1978	9.74(.59)
1979	9.87(.57)
1980	9.59(.34)
1981	10.44(.57)
1982	10.79(.56)
1983	10.93(.58)
1984	10.91(.57)
1985	11.31(.57)
1986	11.51(.69)

- 1) 四半期の末残ベースをもとに算出。
 - 2) ハイパワード・マネーは、日本銀行の負債総額から政府預金部分を除いたもの。
- (資料出所) 経済統計月報 (日本銀行)。

ころ、回帰式の自由度修正決定係数は（5期と6期の逆転を除いて）ほぼ単調に増加した（表9）。サンプル期間は、1969;2から1986;2までの69四半期である。回帰式の説明力が4四半期、すなわち1年前のラグ値が付け加わることによって大幅に増強されるのは、貨幣乗数の変動に季節性が介在していることが示唆される。実際、貨幣乗数は第4四半期に顕著に減少するという季節性を示し、これは年末時の現金通貨の需要増大を如実に反映したものである。自己回帰部分では5期のラグ値もかなり有意であり、貨幣乗数の変動は単なる季節性だけによ

(注11) ただし、貨幣乗数が大きく減少した1973～75年は、法定準備率の引き上げに起因する部分が大である。1980年にみられる、長期上昇トレンドからの短期的乖離も、この時期の法定準備率の引き上げによると考えられる。なお、貨幣乗数の変動要因を詳しく分析したものとしては、堀内・高橋(1981)や田村(1986)がある。

表9 貨幣乗数の回帰式

$$m_t = \sum_{i=1}^q \alpha_i m_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \beta_i \delta_{t-i}$$

ラグ(q)	(a) $\bar{R}^2$	(b) SER	(c) $\beta_i=0$ のF検定値	(d) $\sum \alpha_i$	(e) $\sum \beta_i$
1	.446	.715	$F(5, 62)=1.30$	.542	-.152
2	.492	.684	$F(5, 61)=1.04$	.711	-.072
3	.507	.674	$F(5, 60)=1.15$	.800	-.022
4	.870	.346	$F(5, 59)=11.8^{**}$	1.110	.103
5	.9333	.248	$F(5, 58)=3.45^{**}$	.995	.057
6	.9325	.249	$F(5, 57)=3.18^*$	1.000	.064
7	.936	.243	$F(5, 56)=2.87^*$	1.004	.030
8	.937	.241	$F(5, 55)=2.97^*$	1.009	.018

- 1) サンプル期間は1969;2～1986;2。同期間の被説明変数の平均値は9.924。
- 2) $\bar{R}^2$ は自由度調整済決定係数, SERは誤差項の標準偏差。
- 3) 推定式には定数項も含まれる。
- 4) “*”は%水準で有意, “**”は1%水準で有意。

てもたらされているわけではないことが理解される。5期以上のラグ値は順次追加しても、自由度調整済決定係数はほとんど変化しない。

8四半期前までのラグ値を考慮した場合の推定結果は、表10の(a)欄に示してある。注目すべきは、公定歩合の有意性が個別にはそれほど高くないことであり、これは他の場合もあまり変わらない。ただし、公定歩合が全く有意でないという帰無仮説はF検定の結果、貨幣乗数のラグを4期以上とると棄却される〔表9の(c)〕。個別の係数が有意なのは、4期前までのラグ値を考慮した場合の4期前の公定歩合だけであり、プラスに働く(表10b)。公定歩合、すなわち預金金利の上昇は、(他の事情を一定として)現金通貨・預金比率を低下させ、理論的には貨幣乗数を上昇させる。その効果が1年以上の遅れを伴うのは、マネーサプライとして定期性預金力主の $M_2 + CD$ を対象としているのが一因と考えられる。公定歩合の係数の全体の和は有意な場合には正となり〔表9の(e)〕、一面では上のメカニズムの存在を裏付けてもいる。しかし、この効果は安定的な関係として有意に検出されないことが、むしろ特筆されるべきであろう。この原因としては、公定歩合の変更と同時に預

表10 貨幣乗数の回帰式(8期ラグと4期ラグの場合)

	(a)	(b)
m_{t-1}	.711**(5.37)	.144* (2.15)
m_{t-2}	.209 (1.31)	.096 (1.42)
m_{t-3}	-.126 (.77)	-.019 (.28)
m_{t-4}	.796**(6.22)	.889**(13.0)
m_{t-5}	-.691**(5.08)	
m_{t-6}	-.170 (1.04)	
m_{t-7}	.102 (.61)	
m_{t-8}	.177 (1.37)	
const.	-.165 (.24)	-1.609 (1.71)
δ_t	-.108 (1.52)	-.112 (1.12)
δ_{t-1}	-.022 (.18)	-.080 (.48)
δ_{t-2}	.116 (.98)	.042 (.25)
δ_{t-3}	.044 (.37)	.034 (.20)
δ_{t-4}	-.012 (.16)	.219* (2.12)

- 1) 諸統計値については、表9を参照のこと。
- 2) “*”は5%水準で有意, “**”は1%水準で有意。

金金利以外の金利体系も変動し、他の事情が一定でなくなることが考えられる。個々では有意でないものの全体として有意となるのは、その端的な現れとも言えよう。

公定歩合の影響についてはその解釈がクリア

カットでないとしても、ともかく5四半期以上のラグを考慮すると自由度調整済決定係数が0.93以上と十分高いことから、貨幣乗数の変動はかなり予測可能と判断される^(注12)。これが日本経済において、 $M \rightarrow H$ の一方的因果関係の検出に貢献したと考えられる。ただし既述のように、貨幣乗数の予測可能性自体は教科書的な乗数アプローチの有効性を否定するものではなく、また逆の $H \rightarrow M$ の一方的因果関係の可能性と矛盾するものでもない。必要条件ではあるが、十分条件ではないわけである。しかし、ここでのわれわれの専らの関心は、そもそもマネーサプライの制御が潜在的には可能なものか否かであるから、その意味では両アプローチの制御可能性を同時に否定する証拠が検出されなかったことは、とりあえずの第1関門をパスしたものと評価できよう。

b. マネーサプライ・コントロール

周知のように、日本銀行は1978年以来マネーサプライの「見通し」を公表している。これは、四半期先のマネーサプライの伸び率の見通しという形で公表されるものであるが、金融当局の見通しであるから、一種の中間目標を設定したものと解釈される場合が多い。Ito(1988)は、この「見通し」が単なる予測に過ぎないのか、あるいは日本銀行がマネーサプライの中間目標として設定したものであり、明言しないながらもその達成に努力してきているのか、を統計的に検証している。その結果、()実現値は見通しの予測誤差の許容範囲に入らない場合も多い、()より詳細な仮説検定によると、日本銀行は必ずしも「見通し」の達成を至上命令とせず、ケース・バイ・ケースで裁量性を発揮してきている、という結論に到達している。Itoの分析結果は、マネーサプライの制御可能性との関連で捉えると、中立的なものであろう。すな

わち、日本銀行が見通し達成に最大限のコミットメントを表明したものであるならば、事後的に見通しが外れるということは、制御力がないことを意味する。しかし、もともと「見通し」は見通しであって、裁量の運営が主であるとするならば、事後的観察から制御可能性に問題は生じず、別の観点からの考察が必要となる。Itoの結論は、後者であることを示唆したものである。

別の観点からの考察として、公定歩合の動向とマネーサプライの動向が、整合的か否か検証してみよう。公定歩合を切り上げた金融引締期にはマネーサプライは減少ないし伸び率の鈍化が認められ、逆ならば逆、すなわち公定歩合とマネーサプライの伸び率の間に事後的に負の関係があれば、一応マネーサプライの制御可能性の事後的要件が満たされていることになる。表10の貨幣乗数についてと同様の回帰式を、マネーサプライの四半期伸び率(ΔM = 対数差分)についておこなったところ、表11のような推定結果を得た。マネーサプライのラグ値を5四半期前まで考慮した場合に、自由度調整済決定係数は最大(誤差項の標準偏差 = SER は最小)となり、この時の回帰式は

$$\begin{aligned}
 (17) \quad \Delta M_t = & .625 \Delta M_{t-1} + .196 \Delta M_{t-2} \\
 & \quad (5.17) \quad (1.46) \\
 & - .014 \Delta M_{t-3} + .450 \Delta M_{t-4} - .328 \Delta M_{t-5} \\
 & \quad (.11) \quad (3.34) \quad (2.71) \\
 & + 1.14 - 2.15 \delta_t + 1.97 \delta_{t-1} \\
 & \quad (.65) (3.04) (1.56) \\
 & + .19 \delta_{t-2} + 1.42 \delta_{t-3} - 1.50 \delta_{t-4} \\
 & \quad (.15) \quad (1.18) \quad (2.05)
 \end{aligned}$$

となる。括弧内の t 検定値で判断すると、公定歩合は当期と1年前のラグ値が有意にマネーサプライの伸び率にマイナスに作用(当期の公定歩合の1%の上昇は、マネーサプライの伸び率を年率換算で2.15%減少させる)し、間の期間

(注12) これは、堀内・高橋(1981)の結論と同じである。なお、貨幣乗数の予測可能性をはじめマネーサプライ・コントロールの諸問題については、日本銀行金融研究局(当時)主催の「わが国におけるマネーのコントロールのあり方」をめぐる研究会が包括的な討議を行っている。『金融研究資料』第10号(昭和56年11月)参照。

表11 マネーサプライ（四半期伸び率）の回帰式

$$\Delta M_t = \sum_{i=1}^q \alpha_i \Delta M_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \beta_i \delta_{t-i}$$

ラグ(q)	(a) $\bar{R}^2$	(b) SER	(c) $\beta_i = 0$ の F検定値	(d) $\sum \alpha_i$	(e) $\sum \beta_i$	(f) $\frac{\sum \beta_i}{1 - \sum \alpha_i}$
1	.734	2.75	$F(5, 62) = 2.03$	.866	-.160	-1.19
2	.764	2.59	$F(5, 61) = 3.31^*$	.922	-.140	-1.79
3	.762	2.60	$F(5, 60) = 3.11^*$	.930	-.116	-1.66
4	.777	2.52	$F(5, 59) = 4.17^{**}$	.959	-.092	-2.24
5	.798	2.40	$F(5, 58) = 3.89^{**}$	.928	-.072	-1.00
6	.796	2.41	$F(5, 57) = 3.74^{**}$	.937	-.092	-1.46
7	.7952	2.417	$F(5, 56) = 3.48^{**}$	.951	-.128	-2.61
8	.7946	2.420	$F(5, 55) = 3.46^{**}$	.964	-.192	-5.33

1) サンプル期間は1969;2～1986;2。同期間の被説明変数の平均値は12.4%。

2) $\bar{R}^2$ は自由度調整済決定係数、SERは誤差項の標準偏差。

3) 推定式には定数項も含まれる。

4) “*”は5%水準で有意、“**”は1%水準で有意。

のラグ値はプラスに作用するが有意でない。F検定によると公定歩合は全体として有意であり、係数の合計は-.072と小さいながらも負である。このパターンはマネーサプライのラグの長さには依存せず、かなりロバストである。たとえば、公定歩合がマネーサプライの伸び率に及ぼすインパクトは(17)式の場合が最小となっており、マネーサプライのラグ効果もふまえた長期のインパクトは、他の場合には(17)式の場合のちょうど1%よりも大きめに推定されている(表11参照)。

以上の分析のインプリケーションは、「マネーサプライの制御可能性を否定する根拠は事後的には検出されない」という性質のものであり、積極的に制御可能性を支持するものではない。しかしながら、日本経済ではマネーサプライのほとんどは銀行預金であり、それを支える信用は対民間貸出であることをふまえると、市中銀行の貸出額枠規制（窓口規制）により、日本銀行のマネーサプライの直接的コントロールが有効性を発揮してきたのは一般論としては確かなように思われる。マネーサプライの制御については、特に米国が1979年に新金融調整方式に移行し、中間目標としてのマネーサプライが

最優先項目とされたのにもかかわらず、その後のマネーサプライ・コントロールが不十分であり、制御可能性に疑問が呈せられることとなったのが、その困難さの象徴とされた。日本においても、第1次石油ショック直前のいわゆる過剰流動性期のエピソードと関連して、金融当局のマネーサプライ管理能力に批判が向けられたのは有名である。ただし、この時期の問題は制御可能性よりもむしろ金融当局の情勢判断の誤りに起因する、というのが現在では定説となっている〔小宮(1988)〕。制御しようにもその方向が誤っていたわけである。

日本において、マネーサプライの制御可能性が真価を問われるのは、従来の直接的コントロール方式の有効性が低下し、例えば貨幣乗数アプローチに移行せざるを得なくなる時であろう。その段階では、ハイパワード・マネーの能動的な操作が必要となり、MからHへの一方的因果関係の世界に慣れ親しんだ発想では、制御力をみすみす喪失してしまうことになる。その意味では、日本銀行が最近採用を表明した新金融調節方式は、過渡期における制御能力の確保という観点から十分評価されよう。

B．財政政策の制御可能性

財政政策の基本スタンスは、公共事業についての閣議決定に基づいて決定した。もともとこの方式自体に議論の余地があることから、財政政策の制御可能性については、より詳しい考察が必要と思われる。財政政策の目標に関する推定結果が総体的に芳しくなかったのも、われわれが構築した質的データでは、財政当局の真意が的確に反映されていない可能性を否定できないからである。

まず、表12の一般会計予算関連のデータを見てみよう。表の(a)一般会計歳出・名目GNP比率、および(b)一般会計歳出の対前年度伸び率を見ると、1965年度以降1970年代を通してほぼ一貫して政府規模が拡大し、1980年代に入ってからようやく縮小傾向に転じたことがわかる。これは(c)および(d)欄の公債依存度の数字にも反映されており、政府規模の拡大は租税収入を上回る歳出がなされてきたことによるのが明瞭に読み取れる。

素朴な乗数理論によると、均衡財政の乗数でさえ1に等しく、赤字財政はそれ以上の乗数効果をもつ。したがって、少なくとも公債依存度が正であるかぎり、マクロ経済には拡張的に働くことになる。すると、そもそも日本の財政当局は、1965年度の補正予算で国債発行に踏み切った段階から、以後今日まで拡張スタンスを持続してきたと解釈すべきであろうか。もちろん、この議論は短絡的すぎ、財政当局の基本スタンスの把握としては著しく正確性を欠く。その理由は、以下の(必ずしも排他的でない)3つにまとめることができる。

理論的に考えられる理由の第1は、財政赤字が民間部門の経済活動に与えるマイナス面、すなわちクラウディング・アウト(CO)効果の存在である。CO効果が発生するチャネルは、政府支出と民間支出の間の直接的代替を問題とする直接的CO効果、取引動機に基づく貨幣需要の増大を通じる取引CO効果、国債の供給増がもたらすポートフォリオCO効果等、いくつか考えられる。ただし、理論的にはこうしたCO

表12 一般会計予算関連データ

(単位 %)

年 度	(a) 一般会 計歳出 名目GNP	(b) 一般会 計歳出 伸び 率	(c) 公債依存度 (当初)	(d) 公債依存度 (実績)
1965	11.1	12.4	—	5.2
1966	11.3	17.9	16.9	14.9
1967	11.1	14.8	16.2	13.9
1968	10.8	17.5	11.0	7.8
1969	10.7	15.8	7.3	6.0
1970	10.9	18.0	5.4	4.2
1971	11.5	18.4	4.6	12.4
1972	12.4	21.8	17.0	16.3
1973	12.7	24.6	16.4	12.0
1974	13.8	19.7	12.6	11.3
1975	13.7	24.5	9.4	25.3
1976	14.3	14.1	29.9	29.4
1977	15.3	17.4	29.7	32.9
1978	16.3	20.3	32.0	31.3
1979	17.2	12.6	39.6	34.7
1980	17.7	10.3	33.5	32.6
1981	18.1	9.9	26.2	27.5
1982	17.3	6.2	21.0	29.7
1983	17.8	1.4	26.5	26.6
1984	17.0	0.5	25.0	24.8
1985	16.5	3.7	22.2	23.2
1986	16.0	3.0	20.2	21.0

(資料出所) 財政統計(大蔵省主計局)

効果は必ず発生するわけではなく、経済構造(理論モデルのパラメータ)次第である。パラメータ次第では、クラウディング・アウトの逆、つまりクラウディング・インがもたらされることも可能となる。もっとも、民間経済主体の行動に合理性を追及するいわゆるネオ・リカーディアンの立場では、財政赤字の効果自体は相殺的な取引によって完全に中立化されると考える。われわれが知る限り、いづれのところか日本経済にとってCO効果が決定的に重要であるという実証研究は報告されていない。また、ネオ・リカーディアンの中立性命題についても、どちらかといえば否定的である。CO効果の大小は、政府規模の増大と絡めて政府支出の乗数値の低下が議論される場合に言及されること

表13 一般会計公共事業関係費構成比

年 度	(a) 当初予算	(b) 補正後予算	(c) 決 算	(d) (b)－(a)	(e) (c)－(d)	(f) FPの合計点
1965	18.8(29.0)	18.5(14.0)	19.5(17.2)	－ 0.3	1.0	1
1966	20.2(27.1)	19.8(27.9)	20.4(25.4)	－ 0.4	0.6	0
1967	20.1(13.7)	19.6(14.7)	19.6(10.2)	－ 0.5	0.0	－ 1
1968	18.3(7.0)	18.0(4.7)	19.0(12.7)	－ 0.3	1.0	0
1969	17.8(12.8)	17.4(12.9)	17.8(8.8)	－ 0.4	0.4	0
1970	17.7(17.3)	17.2(17.2)	17.6(17.1)	－ 0.5	0.4	1
1971	17.7(18.1)	19.5(33.6)	19.9(32.3)	1.8	0.4	0
1972	18.7(29.0)	21.8(40.2)	22.0(37.6)	3.1	0.2	1
1973	19.9(32.2)	18.7(7.9)	17.3(－2.4)	－ 1.2	－ 1.4	－ 3
1974	16.6(－0.0)	15.4(4.1)	16.1(20.0)	－ 1.2	0.7	－ 1(1)
1975	13.7(2.4)	15.9(11.8)	16.7(13.5)	2.2	0.8	2
1976	14.5(21.2)	15.4(14.4)	16.0(12.1)	0.9	0.6	2
1977	15.0(21.4)	17.0(31.4)	17.0(26.7)	2.0	0.0	4
1978	15.9(27.3)	16.9(16.4)	17.0(17.1)	1.0	0.1	2
1979	17.0(20.0)	16.8(14.7)	16.5(10.5)	－ 0.2	－ 0.3	－ 1
1980	15.6(1.7)	15.6(2.1)	15.9(7.6)	－ 0.0	0.3	1(1)
1981	14.2(0.0)	14.9(2.9)	15.1(2.8)	0.7	0.2	1
1982	13.4(0.0)	15.3(4.0)	15.3(2.3)	1.9	0.0	2
1983	13.2(0.0)	14.2(－0.8)	14.3(－0.3)	1.0	0.1	2
1984	12.9(－2.0)	13.4(－4.7)	13.7(－2.4)	0.5	0.3	1
1985	12.1(－2.3)	13.0(0.6)	13.0(－2.3)	0.9	－ 0.0	1
1986	11.5(－2.3)	12.9(0.3)	13.1(1.6)	1.4	0.2	2

1) (a)～(c)の括弧内は公共事業関係費の対前年度伸び率。

2) (f)の括弧内は“1”と“－1”の相殺回数。

(資料出所) 財政統計(大蔵省主計局)

が多いが、そもそも日本経済での乗数の低下についても評価が分かれているのが現状である^(注13)。

第2は、均衡財政の意味についてである。素朴な乗数理論の世界は、政府の動学的な予算制約式を考慮する世界とは、必ずしも整合的ではない。後者の世界では、前者の世界の前提のように任意に均衡財政が達成できるとは限らず、長期的に財政収支の均衡が達成されるか否かはマクロ経済の長期均衡の安定性に依存する。しかも、それはまた財政赤字の財源調達手段によっても異なったものとなる。このような場合、

赤字財政が拡張的か否かは、財政赤字の存在だけからは判断できないことになる。第3は、財政赤字の内容についてである。政府支出にもいろいろな項目があり、総てを同列に扱うことはできない。短期のマクロ安定化政策の基本スタンスの判断材料としては、支出項目別の異質性を考慮しない財政赤字全体よりも、政策操作変数としての特性(裁量の余地あり、乗数効果の大きさ、外生性)を備えたものに限定したほうが好ましい。浅子(1987)によると、要求される特性を兼ね備えている支出項目は公共事業費のみである。

(注13) この分野については、薮下・浅子編(1987)所収の諸論文が参考となる。日本経済における政府支出の乗数効果のサーヴェイとしては、望月・松田・佐野(1989)が有用である。

以上、財政当局の基本スタンスを判断するのに、一般会計の歳出全体の動向が必ずしも最適なシグナルとなるわけではないことを議論した。そこで、本論文では浅子(1987)の見解を踏襲し、以下公共事業費の動向を中心に議論することにする。

表13は、一般会計の公共事業関係費の構成比と伸び率（括弧内）を、(a)当初予算、(b)補正後予算、(c)決算、の3通りのベースで示したものである。どのベースで見ても、1960年代中頃の20%近い水準から近年の10%強の水準まで、公共事業費が総予算に占める割合は長期の趨勢としては明らかに低下している。また、当初予算ベースでの伸び率を見ると、1968年、1974～75年を除いてそれまで2桁台であったものが、1980年代に入ってからにはもろにゼロ・シーリングないしマイナス・シーリングの対象となっていることが分かる。その意味では、財政政策の基本スタンスは緊縮的であったとの評価も可能である。しかしながら、短期のマクロ安定化政策としては、長期的趨勢からの短期的な乖離に注目すべきである。こうした観点からは、当初予算と補正後予算の乖離、すなわち補正予算の動向が有用である。

表13の(d)欄は、補正後予算の増成比と当初予算の構成比の差をとったものである。これによると、1960年代は一貫して縮小補正がなされているのに対し、1970年代以降は逆転し、73～74年度および79～80年度の両石油ショック期を除くと、ほぼ一貫して拡大補正されていることが分かる。ここで、公共事業費そのものでなく構成比で比較するのは、予算総額の制約を考慮することによって財政当局の「遣り繰り」がより鮮明になるからである。表1に示したわれわれのFP変数は四半期ベースで構築したものであるが、四半期毎の“1”と“－1”を機械的に加算して年度ベースの指標に変換してみると、(f)欄の「点数」が得られる（括弧内は“1”と“－1”の相殺回数）。この点数と(d)欄の構成比の差は、その時系列的動向がかなり正相関しており

(1965～86年度の相関係数は0.694)、補正予算作成の段階では公共事業についての閣議決定の趣旨が十分反映されていることが理解される。

ところで、補正予算はあくまでも事前的な予算であって、事後的にもそれが実行されたか否かは別の問題であり、これがまさに財政政策の制御可能性の問題となる。補正後予算がどのくらい正確に執行されたかの目安として、決算に表れた実績値との乖離に注目しよう。この場合も、公共事業費そのものよりも、一般会計に占める割合で判断する。(e)欄の決算と補正後予算の構成比の乖離をみると、0を中心として僅かの範囲に分布しており、明らかに(d)欄の補正後予算と当初予算の乖離幅よりも小さい。ちなみに、0からの乖離の絶対値の平均（1965～86年度）を計算すると、(d)の1.02%に対し(e)は0.41%と半分以下となっている。決算が補正後の予算と異なるのは、歳入面の見積もり相違、予備費使用や流用、あるいは歳出面での翌年度繰越や不用額の発生などによるが、公共事業費についてはこうした調整額が相対的には小さいということになる。しかも、1971年度以降については(d)と(e)の符号が一致しており、実績値は補正予算の意図を増幅する形となっており、事後的には必ずしも制御能力が問題視される状況ではないと判断される。1970年度以前については、符号が逆で補正予算の緊縮方針が決算では相殺された形となっている。これは、表12の公債依存度の事後的低下にみられる相対的歳入増が、公共事業費の相対的増大につながったためと考えられる。この時期、表1のFP変数は0をとる場合が多く、裁量的な財政政策の発動が少なかったことも一因であろう。

公共事業費について別の観点から制御可能性をみるために、1968年度以降の公共事業等事業施行状況についてまとめたのが表14である。同表のうち、(b)欄の上半期契約進捗目標率は予算執行のいわゆる「前倒し比率」を示し、経済対策閣僚会議によって決定されるものである。閣議では原則として、まず促進、自然体、抑制

表14 公共事業等事業施行状況

年 度	(a) 基本方針	(b) 上半期契約 進捗目標率	(c) 上半期契約済額対 当初予算現額割合	(d) (c)-(b)	(e) 支出済公共事業 費上半期比率
1968	0	—	65.3	—	36.6
1969	0	—	68.3	—	38.9
1970	0	—	65.8	—	36.5
1971	1	72.2	76.7	4.5	39.4
1972	1	72.4	73.9	1.5	37.2
1973	-1	55.8	54.7	- 1.1	37.8
1974	-1	53.9	52.8	- 1.1	35.3
1975	1	70程度	68.3	- 1.7	38.5
1976	1	—	65.3	—	41.5
1977	1	73	75.1	2.1	42.6
1978	1	73	76.0	3.0	43.8
1979	-1	65~70	66.7	- 3.3~1.7	43.8
1980	-1	60程度	59.6	- 0.4	42.8
1981	1	70.5	70.5	0.0	44.9
1982	1	77.3	77.2	- 0.1	44.4
1983	1	72.5	73.5	1.0	45.5
1984	0	—	72.0	—	45.9
1985	0	—	71.8	—	45.3
1986	1	77.4	77.5	0.1	55.0
1987	1	80.1	80.1	0.0	42.5

1) (a)の“1”=促進, “0”=自然体, “-1”=抑制。1974年度と1980年度は後半期は1に転換。

2) (b)の1973年度は、一旦5月8日に59.6%と公表されたものの、後に7月3日に至って55.8%と下方修正された。

3) (e)は財政資金対民間収支公共事業関係費支出をもとに算出。

(資料出所) 経済統計月報(日本銀行)および大蔵省主計局。

〔順に1, 0, -1とし(a)に表示〕かが決定され、その程度に応じて上半期の契約目標率が設定される。ただし、目標率が設定されない場合もあり、自然体の年度に多いようである。(c)欄は6ヵ月経過時点での、契約済の対予算現額割合(当初)を示したものであり、(d)欄に算出した(c)と(b)の差が目標達成度の目安となる^(注14)。結果は、1971年度と1978年度がやや乖離幅が大きいものの、残りの年度はほぼ目標が達成されていたと判断して差し支えないようである。しかも、乖離幅が相対的に大きい両年度は、共に促進方針の年度であることを踏まえると、目標水

準を上回る達成度は必ずしも制御能力への疑問には直結しないであろう。

以上の考察によっては、財政政策の制御可能性は一応確保されているということになる。しかし、これには留保条件が必要であろう。第1に、前倒し比率の達成度に関しては、それが契約ベースのものであり、実際の政府支出のタイミングとは必ずしも一致しないことである。この点をチェックするために、公共事業費についての対民間収支のデータから上半期比率をとてみると、(e)欄に示されているように、支出ベースでは(1986年度を唯一の例外として)一貫

(注14) 予算現額とは、当年度予算額に前年度繰越、予備費使用額および流用等の増減額を加えたものである。

して50%を上回ることがない。契約ベースの上
半期比率が80%近くまで上昇することを踏ま
え、実際の支出はかなり硬直的になされてい
ると言ってもよいであろう。ちなみに、(c)と(e)
の相関係数(1968～87年度)を計算すると0.537
であり、正の相関があるものの極端に高いとい
うわけではない。第2は、公共事業費以外の支
出項目や「第2の予算」とも呼ばれる財政投融
資の動向、あるいは税収の動向のチェックと、

やはり多面的に捉える必要もあることである。
表12の公債依存度が、当初予算と実績で比較
的大きく乖離する場合があるのは、裁量的な政
策発動による面と同時に、税収見通しの誤り
—すなわち歳入面での制御可能性の欠如—に
よる可能性も否定できない。第3に、公共事業
費についても、中央政府と地方政府のレベル
で整合性がなければならないが、この点の
考察は残されたままになっている。

．お わ り に

本論文では、統計モデルの応用やデータの初
歩的観察に基づいて、日本の財政金融政策の
政策目標と制御可能性について考察してきた。
政策目標に関しては、金融政策と財政政策と
ではかなり異なった傾向が認められたが、そ
れなりの政策割当がなされている可能性も
議論された。相異点の源泉を1つだけ挙げ
るならば、累積国債残高増に対する取り組
みということになる。金融当局はそれを潜
在的なインフレ圧力とみて引締スタンスを
保守するのに対し、財政当局は短期のマク
ロ安定化政策は長期的財政再建とは別の次
元の問題として取り組む。財政金融政策に
共通点も認められ、それはいずれも景気安
定化のウエイトがかなり高いことである。
また、とりわけ1980年代に入ってから
は、金融政策は国内均衡に、そして財政政
策は対外均衡に向けられていたと解釈され
る。ただし、財政政策については統計モデ
ルのパフォーマンスはあまり芳しくなく、
結果の解釈には留保条件が必要である。そ
の点金融政策は、相対的にはかなり安定
的な基本スタンスの決定方式が確立してい
たと言ってよい。

財政当局と金融当局の間の政策割当に関
連しては、そもそも両者に政策協調の意図
があったか否かも興味深い問題であらう。
具体的には、対内均衡と対外均衡で政策
割当がなされていた場合、それが止むを
得ない結果なのか、それと

も政策効果についての「比較優位の原理」
に則ったものなのか、が検証すべきテー
マとなろう。こうした問題は、われわれの
統計モデルでの生起事象を、財政金融政
策で独立としないで同時分布を考えるこ
とによって、ある程度分析が可能であ
る。今後の研究方向としたい。

政策目標変数の動向により基本スタンス
が決められた場合、次の課題は政策意図
が事後的にも実行されたか否かであるが
、この点については財政金融政策とも
に、制御能力は一応合格点にあることが
認められた。もっとも、われわれの分析
は積極的にそれを支持するというよりは
、制御可能性を疑う根拠には欠けると
言った消極的なものとどまっている。当
然ながら、より強いインプリケーション
を得るためには、より緻密な研究が必
要であらう。

第1段階の政策目標の設定、第2段階
の制御可能性の考察の後、本来政策分
析としては第3段階に当たる政策効果
の有効性が議論されなければならない。
基本スタンスが政策目標変数を安定化
する意図のもとにシステムティックに
決められ、しかもその場合の制御可能
性が確保されているならば、マクロ安
定化政策の視界は潜在的には有望なも
のとなる。したがって、マクロ安定化
政策の評価は最終的には有効性次第
ということになるからである。本論文
ではこの課題は意識的に射程外とし
てきたが、日本の財

政金融政策の評価を下すためには別の機会に是非とも取り組むべき研究テーマと考えている。

数 学 付 録

θ_{t-1} に関する事後分布が、平均 $\hat{\theta}_{t-1}$ 、分散 $\hat{\Sigma}_{t-1|t-1}$ の多変量正規分布として与えられたものとする。そのとき、(7)式の下では、 θ_t に関する事前分布はやはり多変量正規分布に従い、その平均は $\hat{\theta}_{t-1}$ 、分散は(9)式の $\hat{\Sigma}_{t|t-1}$ で与えられる。

t 期における観測値 y_t が得られた後、 θ_t に関する事後分布 $g(\theta_t | I^t)$ は以下のように表現される。

$$(A-1) \quad g(\theta_t | I^t) = L(\theta_t, y_t | I^{t-1}) / \int L(\theta_t, y_t | I^{t-1}) d\theta_t$$

ただし、 I^t は t 期に利用可能な情報量を表し、 I^t と I^{t-1} の差には y_t や X_t が入る。(A-1)式の右辺の分母は θ_t には依存しないから、 $g(\theta_t | I^t)$ は θ_t の関数としては、 $L(\theta_t, y_t | I^{t-1})$ に比例的となる。

(A-1)式の右辺を $\hat{\theta}_t$ の回りでテイラー展開すれば、

$$(A-2) \quad \exp[\log\{g(\theta_t | I^t)\}] = \exp[\log\{g(\hat{\theta}_t | I^t)\}]^* \\ + (\theta_t - \hat{\theta}_t)' \left[\frac{\partial \log\{g(\theta_t | I^t)\}}{\partial \theta_t} \right]^* \\ + \frac{1}{2} (\theta_t - \hat{\theta}_t)' \left[\frac{\partial^2 \log\{g(\theta_t | I^t)\}}{\partial \theta_t' \partial \theta_t} \right]^* (\theta_t - \hat{\theta}_t) + o(\|\theta_t - \hat{\theta}_t\|^2)$$

となる。ただし、「*」印は $\theta_t = \hat{\theta}_t$ で評価されていることを示す。さて、 $\hat{\theta}_t$ は(A-1)を最大化することから第2項は0となり、また第4項は $\hat{\theta}_t$ の近傍の θ_t に対しては無限小となり無視されう。したがって、(A-1)はその右辺の分母の逆数（すなわち、比例乗数）を c_t とすると、

$$(A-3) \quad g(\theta_t | I^t) = c_t L(\hat{\theta}_t, y_t | I^{t-1}) \\ \exp\left\{-\frac{1}{2} (\theta_t - \hat{\theta}_t)' \left[-\frac{\partial^2 \log L(\theta_t, y_t | I^{t-1})}{\partial \theta_t' \partial \theta_t} \right]^* (\theta_t - \hat{\theta}_t) \right\},$$

と近似できる。

(A-3)の右辺は、その指数部分が $(2+K)$ 次元の多変量正規分布の密度関数の一部と全く同じものであるから、 $g(\theta_t | I^t)$ は θ_t の密度関数としては、平均が $\hat{\theta}_t$ 、分散共分散行列が(12)で与えられるもので近似され、この時

$$(A-4) \quad c_t^{-1} = L(\hat{\theta}_t, y_t | I^{t-1}) (2\pi)^{(2+K)/2} |\hat{\Sigma}_{t|t}|^{\frac{1}{2}}$$

が成立しなければならない。

以上が、本文中の(11)の導出である。次に、以上をもとに、 Ω の尤度関数を導出しよう。まず、

$$(A-5) \quad h_T(y_1, y_2, \dots, y_T | \Omega) = \prod h(y_t | I^{t-1}, \Omega) \\ = h(y_T | I^{T-1}, \Omega) h(y_{T-1} | I^{T-2}, \Omega) \dots h(y_1 | \Omega)$$

であり、他方

$$(A-6) \quad h(y_t | I^{t-1}, \Omega) = \int L(\theta_t, y_t | I^{t-1}, \Omega) d\theta_t \\ = \frac{L(\hat{\theta}_t, y_t | I^{t-1}, \Omega)}{g(\hat{\theta}_t | I^t, \Omega)}$$

であるから、 $h(y_t | I^{t-1}, \Omega)$ は上述の比例乗数の逆数、すなわち(A-4)に対応する。よって、

$$(A-7) \quad \log h(y_t | I^{t-1}, \Omega) = \log L(\hat{\theta}_t, y_t | I^{t-1}, \Omega) + \frac{1}{2} \log |\hat{\Sigma}_{t|t}|$$

となり、(10)の定義式をふまえると、(13)が求められる。

引用文献

- [1] 浅子和美(1984),「合理的期待形成仮説とマクロ安定化政策」,政策構想フォーラム編『論争—経済政策は有効か』(東洋経済新報社),131~53頁。
- [2] ——— (1987),「政府支出の乗数効果の実証分析」,文献[15]所収,59~95頁。
- [3] ———・内野裕子(1987),「日本の銀行貸出市場—不均衡分析の新しい視点」,『金融研究』第6巻第1号,61~98頁。
- [4] 貝塚啓明(1967),「安定政策の目標と金融政策」,木下和夫編『経済安定と財政金融政策』(日本経済新聞社),145~66頁。
- [5] 釜国男(1987),「金融政策の目標と効果」,『日本経済研究』No47,32~44頁。
- [6] 小宮隆太郎(1988),『現代日本経済』(東京大学出版会)。
- [7] 鈴木淑夫(1984),「日本の金融政策:効果波及経路と有効性」,『金融研究』第3巻第2号,1~15頁。
- [8] ———・黒田晃生・白川浩道(1988),「日本の金融市場調節方式について」,『金融研究』第7巻第4号,43~65頁。
- [9] 竹内克伸編(1988),『年表で見る日本経済の足どり』(財経詳報社)。
- [10] 田村茂(1986),「金融自由化の下での銀行貸出とマネー・サプライ」,『金融調査研究会報告書(7)』,41~58頁。
- [11] 日本銀行金融研究所(1986),『わが国の金融制度』。
- [12] 堀内昭義・高橋俊治(1981),「マネー・サプライ・コントロールの『貨幣乗数アプローチ』」,『経済研究』第32巻第1号,49~66頁。
- [13] 望月徹・松田啓司・佐野尚史(1989),「財政支出乗数に関するサーベイ」,『フィナンシャル・レビュー』第10号,148~156頁。
- [14] 安田正(1981),「マネーサプライ・コントロールのあり方」,『金融研究資料』第10号,37~62頁。
- [15] 薮下史郎・浅子和美編(1987),『日本経済と財政政策』(東洋経済新報社)。
- [16] 吉川洋(1984),『マクロ経済学研究』(東京大学出版会)。
- [17] Friedman, Milton (1968), "The Role of Monetary Policy," *American Economic Review* 58, PP. 1 - 17.
- [18] Ito, Takatoshi (1988), "Monetary Targeting in Japan: 1975 - 1988," Paper presented at the MOF - NBER international symposium on "Macroeconomic Policy in the New Era," November 1 - 2, 1988, Tokyo.
- [19] Kanoh, Satoru(1986), "Recursive Estimation in GLIM," *The Center for International Trade Studies DP*. 86 - 3, Yokohama National University.
- [20] Lucas, Robert E., Jr. (1972), "Expectations and the Neutrality of Money," *Journal of Economic Theory* 4, pp. 103 - 24.
- [21] ——— (1976), "Econometric Policy Evaluation: A Critique," in Karl Brunner and Allan H. Meltzer, eds. *The Phillips Curve and Labor Markets*, North-Holland, pp. 19 - 46.
- [22] Mehra, Raman K. (1972), "Approaches to Adaptive Filtering," *I. E. E. Transactions on Automatic Control* AC-17, pp. 693 - 8.
- [23] Modigliani, Franco (1977), "The Monetarist Controversy or, Should We Forsake Stabilization Policies?" *American Economic Review* 67, pp. 1 - 19.
- [24] Sargent, Thomas J. and Neil Wallace, "Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule," *Journal of Political Economy* 83, pp. 241 - 54.
- [25] Tinbergen, J. (1952), *On the Theory of Economic Policy*, North - Holland.
- [26] Tobin, James (1980), "Stabilization Policy Ten Years After," *Brookings Papers on Economic Activity* 1, pp. 19 - 71.