

金融変数が実体変数に与える影響について

—— Structural VAR モデルによる再検証

岩 淵 純 一

1. はじめに——目的、構成、要旨
 2. Structural VARの基本的枠組
 3. 金融変数が実体変数に与える影響
——Structural VAR による再検証
 4. おわりに
- 補論

1. はじめに——目的、構成、要旨

マネーサプライや金利といった金融変数と実質生産、物価といった実体変数¹⁾との間どのような関係があるのかという問題は、マクロ経済の構造やその変化を捉えるうえで最も基本的な経済分析の課題の一つである。このため、これまでも両変数間の統計的關係について多くの実証分析が行われているが、本論文は、わが国における金融変数と実体変数との間の動学的な関係（時間を考慮した場合の相互依存関係）につき、多変量自己回帰モデル（Vector Autoregressive Model 以下 VAR と略称）の発展型の一つである Structural VAR モデルと呼ばれる最新の手法

を用いて再度検証を行ったものである。

従来の VAR においては、変数間の経済理論的な関係（構造）を明示的に前提せず、変数間の動学的な統計的關係を分析しようとするものであったのに対し、Structural VAR においては、経済理論的にみた場合にある時点において想定されるべき変数間の関係（contemporaneous relationships）を明示的に考慮して（すなわち経済構造を加味するかたちで）変数間の動学的な関係を統計的に分析しようとする点が大きな特徴である。本論文では、金融と実体経済の関係を六つの変数、すなわち金利（コールレート）、マネー（ $M_2 + CD, M_1$ ）、貸出額、為替レート、実質生産、物価からなる Structural VAR モデル

本論文の作成にあたっては、伊藤隆敏（一橋大学）、山本拓（筑波大学）、堀江康熙（同、現日本銀行考査局）、吉野直行（慶応義塾大学）の各氏をはじめ多くの方々から有益なコメントを頂いた。

1) 念のため付言しておけば、正確には物価は名目変数であって実体変数ではないが、以下本論文では、誤解のない限り、景気変動の過程で変動し、金融政策の最終的な判断の拠り所となる実質生産と物価を便宜的に実体変数と総称する。一方、為替レートは金融変数として扱う。

で描写し（計測対象期間は1975年 1月～89年 3月）、1975年以降のこれらの関係をめぐって実証分析を行う。

本論文の構成は次のとおりである。まず、2.では本論文での実証手法であるStructural VARの概要等につき説明する。3.ではその実証結果をいくつかのシミュレーションと合わせて示すとともに、ここで観察されたわが国における金融変数と実体変数の動学的関係から導き出されるインプリケーションを整理して論じる。4.では本研究に残された問題点と今後の課題を述べる。

本論文の分析によって得られた主な実証結果をあらかじめ要約すると以下のとおりである。

- ① 実質生産の変動は自律的要因による割合が大きいものの、 M_2+CD でみたマネーの変動（ショック）に基づく影響は無視しえない大きさのものである。また、 M_2+CD の影響は他のマネー指標（ M_1 ）や金利、貸出額など他の金融変数と比較して相対的に最も強く現われている。
- ② 物価に対して影響する要因としては、 M_2+CD 及び為替レートをそれぞれ出発点とする影響が相対的に大きい。すなわち、広義マネー（ M_2+CD ）増大の物価に対する影響は、比較的迅速（半年～1年後）に現われるうえ、中長期的にもその効果が続くというパターンが認められる。また、為替レートの円安化による物価押し上げ効果は短期的（ほぼ1年以内）に顕著に観察される。
- ③ 短期金利を政策的に操作する場合、その実体変数に対する直接的な影響は、マネー変動の場合の影響を上回るものではない。これは、金利変動の効果は、むしろ金融部

門を介して先ずマネーを変動させ、その結果として間接的に実体変数に影響を与えていることを示唆していると考えられる。

- ④ 為替レートの円安化は、短期的には実質生産を増大させる（景気拡大効果）を持つものの、中長期的には逆に実質生産を減少させる効果（景気後退効果）を持つ。これは、円安化する場合、景気に対して短期的には純輸出拡大効果が重要である一方、中長期的には景気押下げに作用する面（交易条件悪化や物価上昇による実質所得減少等）がより重要になることによるためと推察される。
- ⑤ 金融緩和（金利引き下げないしマネー増大）は、為替レートを中長期的に円安化する効果を持つことが観察されるが、この点と上記②の為替レートと物価の関係を勘案すると、金融緩和のインフレ効果は、為替レートの円安化を通じるルートによって増幅される可能性があると考えられる。
- ⑥ 以上の結果を総合的に評価すれば、マネーとくに M_2+CD 、為替レートの両変数は、金融政策を運営するうえで、その他の変数よりも実体経済との結び付きが深い重要な変数として注視しておく必要がある。但し、最近（とくに1989年第4四半期以降）みられる M_2+CD の増勢の強まりに関しては、本計測の対象期間以降の動きであるのでこうした理解が依然そのまま妥当するか否かはさらに検討が必要である。

2. Structural VAR の基本的枠組

本論文の特色は、わが国における金融変数と実体変数との関係を実証的に分析するに際して、Structural VAR という最新の手法を用いる点にある。そこでここでは、“Struc-

tural VAR”という手法について、標準型 VAR との対比を交えつつ、その概念を多少詳しく説明しよう。

1960～70年代に盛んであった同時方程式体系をベースとした計量経済モデルにおいては、その後、識別制約に対する批判（いわゆる Sims [1980a] の『信じ難い識別制約 (incredible identification)』の批判）がなされ、このなかで開発された標準型 VAR は、先験的な制約をできるだけ排除した形で経済変数間の関係を分析しようとする点に一つの特徴があった。²⁾しかしながら、VAR 的な時系列手法に対しては、Cooley-LeRoy [1985] に代表されるように、「経済変数間の構造的な“因果”関係を推論するにあたって、経済理論による事前的制約のない (“Atheoretical” な) VAR の枠組が果たして妥当か」という反批判が伝統的な計量経済学（いわゆる Cowels Foundation 流の計量経済学）の立場からみられてきた。

Structural VAR は、時系列分析と伝統的計量経済学との間の批判・反批判を背景とし

て生まれた両者の折衷的な手法である。すなわち、Structural VAR とは、分かり易く言えば、VAR が動学的同時方程式で表現された構造型モデルの誘導型に対応する点³⁾を前提として、VAR における変数間の関係に明示的に識別制約を課すことによって対応する構造型モデルを求め、経済変数間の関係の構造的な解釈を試みようとするアプローチである。本論文で応用しようとする Structural VAR と呼ばれる手法は、Blanchard and Watson [1986]、Sims [1986]、Bernanke [1986] によって開発されたものである。彼らの手法は、こうした変数間の関係として同時的關係 (contemporaneous relationships) に識別制約を課す点に特徴があり、こうしたアプローチの先駆けとなったものである。⁴⁾もっとも、ごく最近の研究をみると、モデルの動学的・長期的な関係(モデルのラグ構造)にも識別制約を課す方向に発展してきているようである(例、Blanchard and Quah [1989]、Shapiro and Watson [1988])。⁵⁾

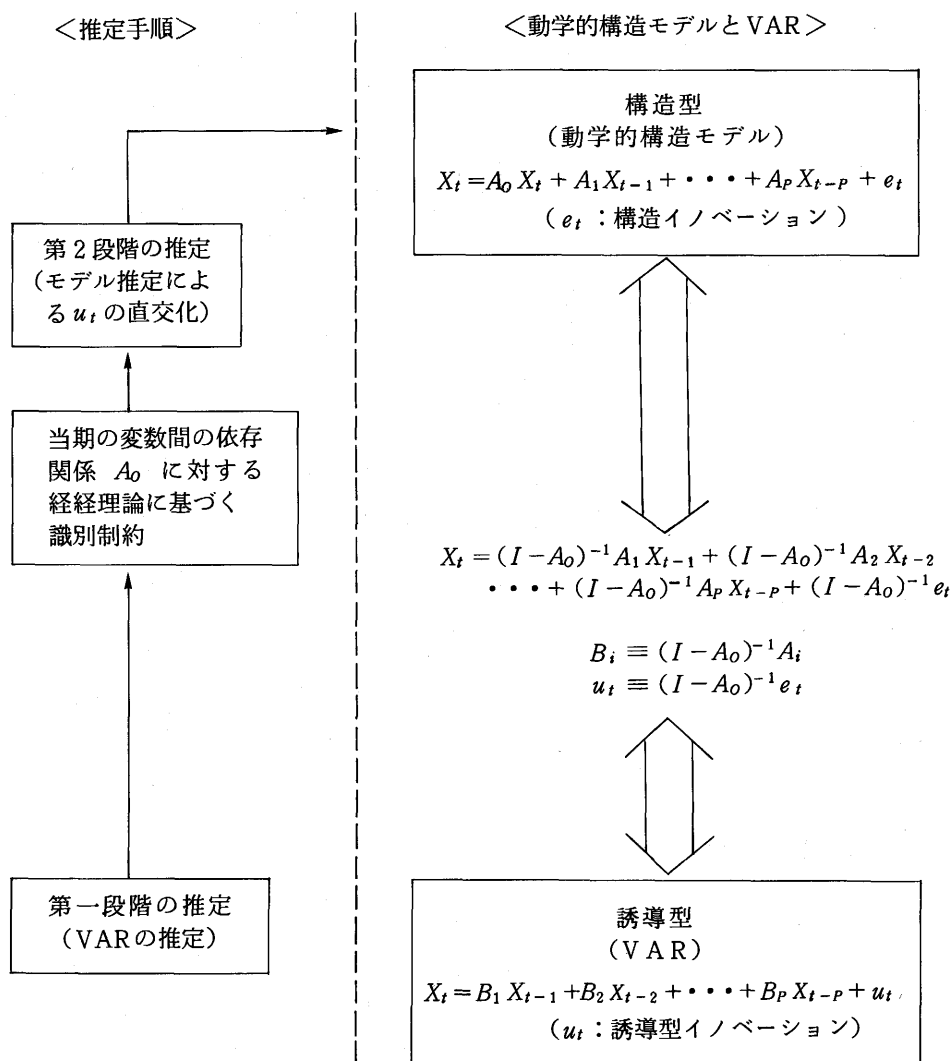
2) VAR は、今日様々な形で何らかの事前的情報 (prior information) によって制約をかける “restricted VAR” の方向に発展していると言えよう。Structural VAR はその一つにほかならない。このほか、最近における有力な “restricted VAR” としては、変数間の co-integration の存在を考慮した制約をかける co-integrated VAR (例、ベクトルエラー修正モデル <VECM>、King, Plosser, Stock and Watson [1987]、Rasche [1990]、Yoshida and Rasche [1990]) が挙げられる。また、Baysian VAR (可変パラメーター型 VAR、Doan, Litterman and Sims [1984]) も、ラグ多項式など等の特定化の際にいわば “fuzzy” な制約をかけるという点では一種の “restricted VAR” と位置付けることができよう。

3) VAR が、動学的同時方程式モデルの誘導型に対応する点は、従来から幅広く認識されている。例えば、加納 [1982]、伊藤・林 [1983]、山本 [1988] を参照。

4) このタイプの Structural VAR の応用例としては、この3論文のほか、Blanchard [1986]、Walsh [1988]、Blanchard and Diamond [1989]、Calomiris and Hubbard [1989]、Blanchard [1989]、Lacker [1990] 等が挙げられる。

5) Blanchard and Quah [1989]、Shapiro and Watson [1988] は共に、経済の短期的変動と長期的変動を規定する要因、換言すれば、経済ショックを一時的なショックと永続的なショックに明示的に分けて識別しようとする研究であり、短期的変動関係については分散共分散行列に対する識別制約、長期的変動関係については長期的乗数がゼロという識別制約 (数学的にはラグ多項式における任意の変数間のパラメーターの

第1図 Structural VARの基本的枠組



(1) Structural VARの基本的な考え方

今、分析の対象とする経済変数の当期における値が、①他の変数の当期の値、②自己及び他の変数の過去 p 期前までの値、③当期に

おいて他の変数の予期せざる変動とは独立的に発生するその変数の予期せざる変動(以下、これを構造イノベーション structural innovation と呼ぶ)によって説明される体系

和がゼロという制約)を課している。例えば Blanchard and Quah は、供給ショックは経済に永続的な変動をもたらすが、需要サイドのショックの影響は一時的であるという仮定、Shapiro and Watson は長期的には Solow and Swan 型経済成長論に表わされるような関係が成立する、との仮定の下でこのような制約を課している。Dea and Ng [1990] はカナダの景気変動にこれらのモデルを適用して分析している。

を考える。

すなわち、分析の対象とする n 個の変数からなるベクトルを X_t 、その構造イノベーションからなるベクトルを e_t とすると、この体系は、

$$X_t = A_0 X_t + A_1 X_{t-1} + \cdots + A_p X_{t-p} + e_t \quad (1)$$

と表わすことができる。⁶⁾ ただし A_0 、 A_1 、 $\cdots A_p$ は各期における変数間の相互依存関係を表わす $n \times n$ の係数行列であり、 A_0 は変数間の当期における相互依存関係(同時的關係)を表わしている。ここで、 A_0 の対角要素は(1)を構成する各式が左辺の各変数のビヘイビアを記述する式として基準化されているものとしてゼロと仮定する。また、各変数の構造イノベーションについては、①ホワイトノイズであること、②相互に無相関であることを仮定する。仮定②は、構造イノベーションが他の変数の予期せざる変動とは独立的に発生する点を示す定義的な仮定であり、構造イノベーションの分散共分散行列を $V(e_t) \equiv \Omega$ と定義すると、この仮定によって Ω は対角行列となる。⁷⁾ 以下では(1)式を動学的構造モデルと呼ぶ。^{8), 9)}

ここで、 $(I - A_0)$ が逆行列を持つとしてそうした逆行列 $(I - A_0)^{-1}$ を両辺左から乗じ、さらに、

$$B_i = (I - A_0)^{-1} A_i \quad (i=1, \dots, p) \quad (2)$$

$$u_t = (I - A_0)^{-1} e_t \quad (3)$$

と定義することによって、(1)式は、

$$X_t = B_1 X_{t-1} + B_2 X_{t-2} + \cdots + B_p X_{t-p} + u_t \quad (4)$$

と変形することができる。

(4)式は(1)式の誘導型に対応しているが、 X_t がその自己回帰で表わされたモデルであり、VARに他ならない。つまり、VARが動学的構造モデルの誘導型であり、またVARには背後に構造型として動学的構造モデルが存在している点が示されたことになる。¹⁰⁾ ここで(4)式におけるイノベーション u_t を構造イノベーション e_t に対比して誘導型イノベーション(reduced-form innovation)と呼ぶこととする。誘導型イノベーションの分散共分散行列は(3)式から、

$$\Sigma = [(I - A_0)^{-1}] \Omega [(I - A_0)^{-1}]' \quad (5)$$

6) ここでは表現を簡単化するため定数項などの各方程式における deterministic 項を捨象して示している。

7) 仮定②自体も一つの識別制約を意味している。

8) 動学的構造モデルは、より一般的には Sims [1986]、Bernanke [1986]、Blanchard [1989] のように、ある変数の構造イノベーションも当期において直接他の変数に影響を与える形で、

$$X_t = A_0 X_t + A_1 X_{t-1} + \cdots + A_p X_{t-p} + M_0 e_t \quad (1)'$$

と表わすことができる(ただし、 M_0 は構造イノベーションと各変数の直接的依存関係を示す対角要素が1に基準化された $n \times n$ の係数行列)。(1)'式では変数間の同時的關係は A_0 および M_0 によって捉えられる。本文中の(1)式は(1)'式において $M_0 = I$ (単位行列) という追加的仮定をおいたものと解釈できる。

9) 動学的構造モデルは、 X_t をあらかじめ内生変数と外生変数に分割して考えた場合、いわゆる動学的同時方程式モデル(dynamic simultaneous equation model)に対応する。また、山本 [1988] の完備線形同時方程式体系(complete linear simultaneous equation system)と基本的に同じものである。

10) 適度識別(just-identified)の場合には(1)式と(4)式は1対1に対応する。

となる。

Structural VAR は、上記の表現を用いて
 いえば、動学的構造モデルと VAR が (1) ~
 (4) 式に示されるようにそれぞれ構造型と誘
 導型に対応する関係にあることを前提とし
 て、次のような 2 段階の手順でモデルを推定
 し、VAR の側から遡って動学的構造モデル
 における変数間の関係及び構造イノベーション
 を導出して分析しようとする手法である。
 すなわち、まず、第 1 段階の推定 (unrestricted
 VAR の推定) として、VAR を最小自乗法等
 により無制約で推定する。次に、第 2 段階の
 推定として、動学的構造モデルを求めるため
 には当期における変数間の相互依存関係 (同
 時的関係) を示す A_0 に関する識別制約が必
 要となることから、理論的に想定される変数
 間の当期における依存関係の有無をあらかじめ
 設定し (具体的には、 A_0 のいくつかの要
 素をゼロとおくゼロ制約を課す)、第 1 段階
 の推定から得る分散共分散行列 Σ をデータと
 して (5) 式を推定する。以上の二つの手順を
 経ることによって A_0 の非ゼロパラメーター、
 及び e_t を得ることができるところから、VAR
 から動学的構造モデルを導出することが可能
 となる。^{11), 12)}

ところで、(4) 式から X_t を無限の過去か
 らのイノベーションの加重和として表わした

その移動平均表現、

$$\begin{aligned} X_t &= C_0 u_t + C_1 u_{t-1} + C_2 u_{t-2} + \cdots \\ &= \sum_{i=0}^{\infty} C_i u_{t-i} \end{aligned} \quad (6)$$

を求めることができるが、¹³⁾ u_t と e_t の間には
 (3) 式の関係が成立していることから、結局、
 (6) 式は (3) 式を代入して、

$$X_t = \sum_{i=0}^{\infty} C_i (I - A_0)^{-1} e_{t-i} \quad (7)$$

と変形できる。(7) 式は、動学的構造モデルの
 移動平均表現に対応している。従って、上の
 手順によって A_0 及び e_t を求めることが可
 能であれば、 C_i は第 1 段階の VAR の推定に
 よって既知であるから (7) 式に基づくインパ
 ルス反応や予測分散分解といったイノベー
 ション分析が可能となり、関心となる構造
 イノベーション e_t が増幅メカニズム
 (propagation mechanism) $C_i (I - A_0)^{-1}$ を通じ
 て、自己及び他の変数に与える動学的影響度
 とそのパターンを分析することができること
 になる。

(2) 標準型 VAR と Structural VAR ——動学的分析手法としての対比

(1) に述べたように、Structural VAR は、
 VAR の側から動学的構造モデルを求めて変
 数間の動学的分析をしようとする手法である

11) 本論文では第 2 段階の推定を最尤法により行う (3. (3) の脚注 46 参照)。

12) Structural VAR は、ここで示したように 2 段階の推定プロセスによって動学的構造モデルを求めている
 が、この点でなぜ始めから (1) 式に示される動学的構造モデルを推定しないのかという疑問もあろう。(1)
 式を直接推定するためには、推定法と識別制約の複雑化が必要となる。論理的には、直接推定した動学的
 構造モデルにおける動学的乗数と Structural VAR における動学的構造モデルにおけるインパルス反応は同
 一となる。

13) ただし

$$C_0 = I, \quad C_i = \sum_{j=1}^{\min(p, i)} B_j C_{i-j} \quad (i=1, 2, \dots)$$

が、なぜ、このように動学的構造モデルを求めて分析するのであろうか。この点に答えるため、前述の Cooley and LeRoy [1985] による VAR 批判を援用しながら、もう少し Structural VAR の基本的な考え方と標準型 VAR との相違を明らかにしておこう。

われわれが分析において興味の対象とするのは、各変数に独立に生起するショック（そのうちいくつかは政策ショック）が、変数間の相互依存関係を通じて増幅され、他の変数に影響を与えていく動学的過程である。しかしながら、そうした動学的過程は VAR で表現される誘導型のレベルでは直接には捉えることはできない。なぜならば、誘導型イノベーション u_t は、各変数の構造イノベーションが混在したものであり、 u_t が X_t に与える影響をそのまま観察しても、ある変数のショックが他の事情を一定にした下で他の変数に与える影響（例えばマネーショックが実質生産に与える影響）や、ある変数の変動が主としてどのようなショックを原因として生じているのかといった点を直接分析していることにはならないからである。

この点を、さらに例示的に M, Y, P の3変数（それぞれマネー、実質生産、物価を示していると仮定する）からなるラグ次数1の動学的構造モデルによって示してみよう。すなわち、ラグ次数1の動学的構造モデルを、

$$X_t = A_0 X_t + A_1 X_{t-1} + e_t$$

ただし、

$$\begin{aligned} X_t &= [M_t, Y_t, P_t]', \\ e_t &= [e_{Mt}, e_{Yt}, e_{Pt}]', \end{aligned}$$

$$A_0 = \begin{bmatrix} 0 & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & 0 & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & 0 \end{bmatrix}$$

とすると、対応する誘導型モデル (VAR) は、

$$\begin{aligned} X_t &= B_1 X_{t-1} + u_t \\ u_t &= [u_{Mt}, u_{Yt}, u_{Pt}]' \end{aligned}$$

となる。 (e_{Mt}, e_{Yt}, e_{Pt}) 、 (u_{Mt}, u_{Yt}, u_{Pt}) はそれぞれ M_t, Y_t, P_t の構造イノベーションと誘導型イノベーションである。ここで u_t と e_t の関係をみると、(3)式の関係が成り立つとすれば、例えば、マネーの誘導型イノベーション u_M はこのままでは、

$$u_{Mt} = d_{11}e_{Mt} + d_{12}e_{Yt} + d_{13}e_{Pt}$$

ただし、 d_{ij} は $(I - A_0)^{-1}$ の ij 要素

のように各構造イノベーションの加重平均の形になっている。すなわち、自己の構造イノベーション e_M のほかに、実質生産、物価の構造イノベーション (e_Y, e_P) に起因する部分を含んでいる（換言すれば、 u_t の分散共分散行列 Σ が対角行列ではない）。

Cooley and LeRoy [1985] は、「少なくとも経済理論に基づく先験的な先決性の制約¹⁴⁾がない限り、VAR によるイノベーション分析が、他の事情を一定とした下での、ある変数のショックから他の変数への動学的影響を分析するツールとして意味をなさない」と指摘しているが、これはまさにこの点に関わっている (Cooley and LeRoy [1985], p.301)。すなわち、この設例でみれば $d_{12} = d_{13} = 0$ が満たされない限り、 u_{Mt} はマネー自身の独立なショックを表していることにならない。

14) 先決性 (predeterminedness) とは、例えば X, Y の2変数があった場合、 X と Y の攪乱項 e_Y が将来及び同時に相関しない、すなわち、

従って、マネーのショックが実質生産に与える影響を考察するためには、あらかじめ $d_{12}=d_{13}=0$ が満たされるように A_0 のいくつかの要素をゼロとする制約を課さなければならないことになる。換言すれば、誘導型イノベーションの分散共分散行列 Σ を対角行列にしなければならない。

標準的な VAR では、分散共分散行列 Σ の対角化を線形代数におけるチョレスキー分解 (Choleski decomposition) に基づいて行うが、これは容易に示されるように、¹⁵⁾ A_0 のいくつかの要素をゼロとおくにあたって、あらかじめ変数間の相互依存関係が常に recursive な関係、つまり、常に $a_{12}=a_{13}=0$ と仮定すること (従って、 A_0 は下三角行列となる) には

かならない (Bernanke [1986]、Blanchard [1989])。^{16), 17)}

これに対して Structural VAR は、①変数間の相互依存関係を recursive な関係に限定せず、変数間の関係について様々な理論的な角度から考慮し、そのうえで②一定のモデルを仮定して A_0 のある要素を任意にゼロとおく制約を課し、推定を通じて Σ を対角化する点に特徴がある。従って、同時的関係に対する識別制約という点では、Structural VAR は標準的 VAR を包摂するものであり、経済学的に興味があると考えられる変数間の関係 (制約) をいろいろな形で課すことかできるという長所を持っている。^{18), 19)}

$E(X_t e_{Yt+k}) = 0$ すべての $k \geq 0$ について
が成立することである (山本 [1988]、p.190参照)。

- 15) チョレスキー分解は、行列 F が正値定符号対称行列のとき、ユニークな下三角行列 G が存在して

$$F = GG'$$

と分解できることを意味するが、線形代数における命題により、 F が正値定符号対称行列ならば、 L を対角要素 1 の下三角行列、 $D = \text{diag}(d_1, d_2, \dots, d_n)$ 、 $G = L \cdot \text{diag}(\sqrt{d_1}, \sqrt{d_2}, \dots, \sqrt{d_n})$ として

$$F = LDL'$$

の関係が成立する。本論文の文脈では Σ が F にあたるが、(5) 式を想定すれば、その形式的同一性より $(I - A_0)^{-1}$ が下三角行列となることが明らかであり、よって、その逆行列である $(I - A_0)$ も下三角行列となることも明らかである。

- 16) VAR における同時的相関に対する異なる見方については、国友 [1986] も参照。また、チョレスキー分解によらない例としては Taylor [1986] も参照。
- 17) 通例試みられるように、いわゆる変数の順序付け (ordering) を変えることによって、変数間の依存関係を変えることは可能である。しかしながら、①順序付けを変更しただけでは異なる recursive な関係を前提に分析していること、②変数の順序付け自体も、上に述べたように、先験的に変数間の recursive とおく暗黙の識別制約である (Blanchard [1989]) ことに注意されたい。
- 18) また、脚注 8 で示したようなより一般的なモデルでは $M_0 \neq I$ とする制約も可能である。

もちろん、これまで Structural VAR が主として批判されてきたように、recursive な関係以外の関係を課したとしても、 A_0 の識別制約には分析者の恣意性が多分に含まれ、先験的には正当化されない。しかしながら、理論的な理解を前提とすれば、相対的に reasonable な変数間の関係はある程度絞られてくると考えられる。本論文では、第 1 段階の推定で得る残差の相関行列の情報を加味しつつ、複数の代替的な制約を試行して分析する。

- 19) 同一の変数セットに対して標準型の VAR を用いた結果と Structural VAR を用いた結果がどの程度結果が異なるのかは、本論中に述べたような両者の識別制約に対する考え方の相違や、同時的関係に対する

3. 金融変数が実体変数に与える影響 ——Structural VAR による再検証

(1) モデルの特定化と使用データ

Structural VAR によってわが国における金融変数と実体変数の動学的関係について検証するにあたって、まず、本論文で採用するモデルにおける①変数とサンプル期間、②使用する具体的なデータ（変数の変換、ラグの次数）、について具体的に説明する。

イ. 分析の対象とする変数とサンプル期間の選択

(分析の対象とする変数)

分析の対象としてどのような変数を選択するかという問題は、実証結果のロバストネスを左右する重要な問題である。例えば、Sims [1980a] が指摘しているように、重要な変数が抜け落ちて関連する変数セットが不完全な場合、グランジャーテスト等によって変数間の spurious な関係が検証される可能性がある（例、Sims [1972] と Sims [1980b] におけるマネーの causal role の違い）。

また、一般にマクロ変数間の関係について、可能な限り構造的な推論を試みようとするのであれば、モデルの compactness と自由度の許す限り、考察しようとする問題に関連する市場の基本的な量的変数や価格変数をもれなくモデルに導入する必要があるだろう。例えば、マクロ的な金融変数と実体変数の関係を検証する場合には、金融と実

体経済との間の相互依存関係を描写する標準的なマクロ体系を組むことを可能とするような変数セットを選択する必要があると考えられる。これらの点をふまえて、本論文における実証では、次のような変数を選択する。

まず、中核となる変数セットとして、Sims [1980b] 以来、これまでの金融変数と実体変数の関係の分析において標準的に採り上げられてきたマネー (M と表示、以下同じ)、金利 (R)、実質生産 (Y)、物価 (P) の 4 変数を選択する。実質生産と物価は実体経済における財市場の動向を表わす変数であり、また、金融政策上の最終目標である。一方、マネーと金利は金融面における通貨市場の動向を表わす変数である。

本論文では、さらに、以下の 2 変数をモデルに追加する。

まず第 1 にクレジット変数 (L) をモデルに導入する。これは、最近のクレジット重視論が強調するような実体変数変動に対するクレジットショックの重要性を評価するためである。クレジット重視論自体を包括的に検証していくためには、銀行のバランスシートの資産サイドにおける貸出以外の変数や、借手の自己資本などのより幅広いクレジット変数を考慮していく必要があるが、ここでは King [1985]、Bernanke [1986] にならって、クレジット重視論における一つの主張である貸出のアベイラビリティー変動の影響を特に考察するという観点か

識別制約という点では Structural VAR が標準的 VAR を包摂するものであるといった方法論上の相違を別とすれば、分析するモデルそれぞれの性質に依存する。一般には、①変数間の同時的相関がどの程度強いのか、②Structural VAR で課す識別制約における変数間の関係と標準型 VAR における特定の順序付けが表わす recursive な関係がどの程度類似しているのか、といった点に依存すると考えられる。

ら、狭義のクレジット、すなわち銀行貸出を導入する。²⁰⁾

第2に為替レート(II)を追加する。金融変数と実体変数の関係に関するこれまでのVARを用いた実証分析をみると、為替レートを含むモデルで分析した例は必ずしも多くない(最近のわが国の実証例としては鈴木[1989]が挙げられる)。しかしながら、①為替レート変動が生産・投資活動に少なからず影響を与えてきたことが予想されること、②内外経済の一体化が進む中で、為替レートを通じた金融政策の波及経路の重要性が増してきたことが予想されること、といった点を考慮すれば、金融変数と実体変数の関係を為替レートを導入した開放経済モデルの中で分析することもマネーやその他の金融変数の実体経済への影響を評価するうえで重要であると考えられる。従って、本論文では、海外の金融・実体経済との関連を表わす変数として為替レートをモデルに加えて分析することとする。²¹⁾

以上を整理して、本論文のモデルの輪郭を明確化しよう。

本論文では、わが国における金融と実体経済のマクロ的な相互依存関係が以上に述べた金利(R)、マネー(M)、実質生産(Y)、物価(P)、貸出(L)、為替レート(II)の6変数からなる動学的構造モデルにより説明さ

れるものと仮定していることになる。

すなわち、(1)式における X_t, e_t をそれぞれ

$$X_t = [R_t, M_t, Y_t, P_t, L_t, II_t]'$$

$$e_t = [e_{Rt}, e_{Mt}, e_{Yt}, e_{Pt}, e_{Lt}, e_{\pi t}]'$$

とすると、動学的構造モデルは

$$\begin{bmatrix} R_t \\ M_t \\ Y_t \\ P_t \\ L_t \\ II_t \end{bmatrix} = A_0 \begin{bmatrix} R_t \\ M_t \\ Y_t \\ P_t \\ L_t \\ II_t \end{bmatrix} + A_1 \begin{bmatrix} R_{t-1} \\ M_{t-1} \\ Y_{t-1} \\ P_{t-1} \\ L_{t-1} \\ II_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + A_p \begin{bmatrix} R_{t-p} \\ M_{t-p} \\ Y_{t-p} \\ P_{t-p} \\ L_{t-p} \\ II_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{Rt} \\ e_{Mt} \\ e_{Yt} \\ e_{Pt} \\ e_{Lt} \\ e_{\pi t} \end{bmatrix} \quad \begin{matrix} (1-a) \\ (1-b) \\ (1-c) \\ (1-d) \\ (1-e) \\ (1-f) \end{matrix}$$

という体系として表わされている。3.(3)で詳しく述べるように、本論文では(1-a)～(1-f)の各式がそれぞれ中央銀行の政策反応関数、通貨市場均衡式(LM関数)、実質生産関数(IS関数)、物価関数(総供給関数)、貸出市場均衡式、為替レート関数を描写するものと解釈していく。

(サンプル期間)

次に推定のためのサンプル期間としては、以下に述べるような理由から、1975年以降89年初までを選択する。

マクロ変数間の関係を分析する際には、その構造的な関係が推定する期間においてなるべく均一な特徴を持つ方が望ましいほか、原理的にはLucas批判が妥当すること

20) 従って、本論文のモデルは、国内の金融市場については通貨、債券、貸出、の3資産を想定し、ワルラス法則を前提に債券市場を落としたものとも解釈できよう。クレジットに明示的な役割を与えたマクロモデルとその必要性については、Blinder [1987]、Bernanke and Blinder [1988]、Brunner and Meltzer [1988]を参照。

21) 金融変数と実体変数の関係を分析するためには、長期金利や、金融と実体経済を結ぶもう一つの重要な市場である株式市場関連の変数(Eichenbaum and Singleton [1986]、桜井 [1989]はこれを導入している)の導入も考えられよう。これらの変数を含んだ分析は今後の課題としておきたい。

から、政策のあり方もなるべく整合的である期間が望ましいと考えられる。²²⁾ こうした点を考えると、わが国の金融変数と実体変数の関係を分析するにあたって、オイルショック後の1975年以降を推定のためのサンプル期間とすることには、いくつかの合理的な理由がある。

第1の理由は、経済構造の変化という視点である。すなわち、わが国経済は、①1970年代半ば頃にはそれまでの高度成長期からいわゆる安定成長期へと移行していたと考えられること、②73年には変動相場制へ移行していたこと、さらに、③米国と比較できる程度に日本の金融市場が整備されてきたのは国債の大量発行の始まった70年代半ば以降であること、など70年代半ばを境にわが国の金融・実体経済構造に多くの特徴的な変化がみられている、というのが理由の一つである。²³⁾

第2の理由は、わが国の金融政策が1975年頃を境にいわゆるマネーサプライ重視政

策に移行したと考えられることである。²⁴⁾ もちろん、わが国の金融政策が75年を境にドラスチックに変化した訳ではなく、また75年以降の政策が本来のマネタリスト的な意味で整合的な政策であったかという点についても議論のあるところであるが (Ito [1989])、少なくとも75年以降をわが国の金融政策を特徴づける時期と位置付けることには大きな異論はなからう。

ロ. 使用するデータ、変数の変換、モデルのラグ次数

推定期間が15年程度と短く、かつ変数の数が六つあることから、推定にあたっては自由度を勘案して月次データを使用する。²⁵⁾ また具体的な推定期間は1975年1月～89年3月とする。²⁶⁾

推定に使用するデータとしては、金融変数については、中央銀行が金融政策の運営において直接的、かつ容易に観察できるという点を基準に選択した。まず、金利変数としてはコールレートを、為替レートとし

22) McCallum [1983] は、Sims [1980b] にみられた金利のイノベーションがマネーのイノベーションよりも実質生産に対する影響度という点で勝っているという実証結果の解釈にあたって、中央銀行が政策上の操作変数として金利を使用した際には、金融政策の直接的な政策ショックはマネーのイノベーションではなく、金利のイノベーションとして現われると指摘した。この指摘にみられるように金融政策のあり方がある程度明確に特徴付けられる期間を対象とする方が実証結果の解釈を限定できると考えられる。さらに、本論文の Structural VAR における識別制約の観点からみても、このような時期を選ぶことによって、ある程度、政策反応関数を明確化できるという利点がある。

23) 厳密には Chow test 等により、統計的にサンプル期間における経済構造の安定性のテストをしなければならない。

24) 日本銀行が $M_2 + CD$ の見通しの発表を開始したのは、1978年7月からであるが、通例はマネーサプライ重視政策に移行したのは75年頃と理解されている (日本銀行調査統計局 [1975]、Shimamoto [1983]、鈴木 [1983]、日本銀行金融研究所 [1986])。

25) Spencer [1989] の指摘するように、月次のような周期の短いデータ (temporally disaggregated data) の場合、各期のイノベーションに noisy な部分が多いためマクロ変数間の基本的な関係を分析するうえで好ましくない面もあるが (Sims [1980b] も参照)、ここでは自由度を勘案して月次データを用いる。

26) 繰り返すまでもなく、推定の始期である75年1月を境にわが国の金融政策のスタンスがドラスティックに変わった訳ではなく、あくまでも便宜的な設定である。また、推定期間の終期は、このリサーチを開始した時点で全てのデータが利用可能であった時点までを選択している。

ては名目為替レートを使用した。金利変数として何を用いるかという点は、金利の効果を考えるうえで重要な問題であるが、本論文ではインターバンク金利を通ずるマネーコントロールを想定し、金利関数を中央銀行の政策反応関数として解釈するという観点からコールレートを選択した。クレジットとしては先に述べたように銀行貸出を用いた。マネーについては、 M_1 と $M_2 + CD$ を代替的に使用し、 M_1 を用いて推定した場合を M_1 のケース、 $M_2 + CD$ を用いた場合を M_2 のケースと呼び区別する。実質生産、物価については、

月次データの場合、GNP 関連データを利用することができない。そこで、月次モデルの際にこれまで標準的に使われてきた鉱工業生産指数、消費者物価指数をそれぞれ用いた。なお、金利、為替レート以外は季調済データを、また、金利以外のデータは対数変換して使用する。²⁷⁾

推定の際に、変数をレベルで用いるのか、階差で用いるのかという点は、変数の定常化の観点から重要な問題であるが、本論文では基本的に各変数の一階の階差をとった階差モデルによって実証する。²⁸⁾ ラグの次数は、尤度比テスト (Likelihood Ratio

27) 具体的に使用するデータは以下のとおり

M	M_1 及び $M_2 + CD$ の季調済平均残高
R	コールレート (無条件物、中心レート) 月中平均
L	全国銀行銀行貸出 (除く信託勘定) + 第2地銀 (旧相銀) + 信用金庫貸出の季調済平均残高
Π	対ドルインターバンク中心レート、月中平均
Y	鉱工業生産指数季調済
P	消費者物価指数 (帰属家賃を除くベース) 季調済

なお、変数の季節調整はいずれもセンサス局法 X-11により、対数変換データは100倍して使用。

28) Stock and Watson [1989] が money-income causality のパズルとして取り上げて詳しく論じているように、単位根を含む非定常の時系列データをどのように定常化 (トレンド除去) するかという点は、VAR による実証のロバストネスを大きく左右する重要な問題の一つである。時系列データの定常性をチェックするにあたっては、Dickey-Fuller Test をはじめとした単位根のテストを行い、その結果に応じて各変数について定常性が確保されるまで階差を取る方法も考えられる。しかしながら、最近の co-integration に関する議論で明かなように、多変数モデルにおいては co-integration に対しての適切な取扱いをしないかぎり、各系列ごとに階差等により定常性を確保したとしても、原理的には misspecification を避けられない可能性がある。従って、より根本的には、変数間の co-integration を考慮したアプローチをとらなければならないであろう (2. の脚注2参照)。これらの点については今後の課題としておきたい。ただし、この点に関わる実証のロバストネスを検討するために、変数をレベルで用いた場合の推定も①トレンドを除去せず変数をレベルで用いるケース (以下、トレンドなしのケースと呼ぶ) と、②線形トレンドによりトレンドを除去した変数をレベルで用いるケース (線形トレンドのケース) の二つに分けて試みた。それらの結果をみると、実体変数に対する金融変数の相対的重要性を評価するうえでは、階差モデルの結果と本質的な違いはない。むしろ、階差モデルの結果は金融変数の実体変数に対する影響が最も小さく現われており、金融変数の影響度を過小評価することはあっても、過大評価する可能性は少ないように思われる。しかしながら、以下では階差モデルの結果の解釈の際に注意を必要とする場合には随時レベルによる推定結果についても言及していくこととする。

test, Sims [1980a]) に基づき 6 期ラグとした。²⁹⁾

(2) 第 1 段階の推定——誘導型モデル (VAR) の推定

まず初めに、Structural VAR における推定の第 1 段階として、(4) 式に示される VAR (誘導型モデル) の推定を行う。ここでは、経済的解釈が困難である VAR の推定された個々のパラメーター自体については報告せず、代わりに変数間の関係の予備的な考察として、VAR の推定と付随的に行うことのできる F テスト (Granger test) によって、6 変数間に観察される Granger causality、すなわち各変数の限界的予測向上力をみることにしたい。

第 1 表の各欄の数字は、Granger causality が成立しないという帰無仮説 (表の行変数の回帰式から列変数の 6 期ラグを除外できるといふ仮説) が F テストによって棄却される有意水準を P-value で示している。従って、各欄の数字が小さいほど帰無仮説が棄却され、列変数が行変数に対して Granger causality を持つことを意味している。第 1 表から読み取ることのできる主な特徴点を整理すると次のとおりである。

① マネーと実質生産、物価との関係を見ると、マネーは M_2 のケースでは、実質生産、物価両方に対して 1 % 有意水準で予測力を持つ。これに対し、 M_1 のケースでは、実

質生産に対しては予測力を持つものの (ただし 8 % 有意水準)、物価に対しては持たない。なお、 M_1 、 M_2 とともに金利以外の他の変数からは限界的に予測されていない。

② 貸出は、 M_2 のケースではマネーと同様に実質生産、物価に対して予測力を持つものの (1~2% の有意水準)、 M_1 のケースでは、いずれに対しても有意な予測力を持たない。

③ 金利は、実質生産、物価、³⁰⁾ 為替レートに対して有意な予測力を持たない。ただし、マネーに対しては M_1 、 M_2 いずれのケースにおいても 1 % 有意水準で予測力を持っている。また、他のいかなる変数からも限界的に予測されておらず、Granger の意味で外生性が強い。

④ 為替レートは貸出と同様に、 M_2 のケースでは実質生産 (9 % 有意水準)、物価 (2 % 有意水準) に対して予測力を持つものの、 M_1 のケースでは、いずれに対しても有意な予測力を持たない。

この F テストの結果をみる限り、Granger causality を基準とした場合、実体変数に対してもっとも密接な関係を持つ金融変数は M_2 でみたマネーであると言えよう。 M_1 は物価に関する関係が観察されないほか、貸出、為替レートも M_1 、 M_2 のケースによって実体変数に対する限界的予測性がロバストではない。また、金利は実体変数に対して限界的予測性を持たないが、マネーに対する予測性は

29) ラグ次数の選択基準としては、赤池、Schwartz、Hannan and Quinne 等の情報量基準が考えられる。この三つの基準によるラグのテストも試みたが、赤池基準で 3 期、他の二つの基準で 1 期と極く短いラグが最適ラグとなった。本論文では、景気循環の周期などを考慮して尤度比テストの結果によった。

30) ただし、レベルで推定したケースでは、金利が物価を限界的に予測しているケースが多い (例えば、 M_2 のケースでは、線形トレンドのケースで有意水準が 0.00、トレンドなしのケースで 0.03、 M_1 のケースでは、前者が 0.04、後者が 0.14 である)。

第1表 Fテスト(Granger test)の結果

(1) M_2 のケース

	R	M	Y	P	L	Π
R	0.02	0.81	0.75	0.54	0.87	0.22
M	0.00	0.00	0.84	0.21	0.48	0.26
Y	0.41	0.00	0.00	0.00	0.01	0.09
P	0.17	0.00	0.06	0.00	0.02	0.02
L	0.08	0.28	0.20	0.69	0.00	0.27
Π	0.84	0.70	0.71	0.85	0.47	0.00

(2) M_1 のケース

	R	M	Y	P	L	Π
R	0.02	0.78	0.63	0.52	0.89	0.21
M	0.00	0.05	0.34	0.91	0.80	0.93
Y	0.46	0.08	0.00	0.05	0.35	0.23
P	0.71	0.30	0.05	0.00	0.89	0.28
L	0.24	0.01	0.18	0.50	0.00	0.49
Π	0.76	0.10	0.84	0.82	0.26	0.00

(注) 各欄の数字は帰無仮説（行変数の回帰式から列変数の6期ラグを除外できる）のFテストにおける有意水準（P-value）を示す。各欄の数字が小さいほど帰無仮説を棄却できる（すなわち、行変数に対して列変数のグランジャー先行性ないし限界予測性が認められる）。

強く、 $R \rightarrow M \rightarrow Y, P$ といったマナーを介した間接的な実体変数との関係を窺わせている。³¹⁾

また、このFテストの結果は、本論文のモデルに含まれる金融変数が、金融政策における情報変数（information variable）としてどの程度有用であるかという点についても一つのインプリケーションを提供している。情報

変数とは、最終目標の将来変動の予測に寄与するような何らかの有用な情報を含み、金融政策当局が最終目標の動向の判断材料とすることができるとなる指標（indicator for monetary policy）³²⁾をいう。情報変数は、中間目標のように実体変数との短期・長期にわたる厳密な意味での構造的関係の成立を要求するのではなく、最終目標に対する一定の予

31) $M \rightarrow Y, P$ 及び $R \rightarrow M$ の関係はレベルで推定した場合でも変わらない。

32) 金融政策における情報変数や中間目標に関する最近の議論については、B.Friedman [1988a,b]、McCallum [1989] を参照。

測性が存在しさえすればよいという比較的弱い実証的關係しか要求しないことから、金融指標に関する現実的な議論として近年注目を集めている(例、Freedman [1989])。Granger causality の成立はそうした適格性の条件の一つにはかならない。従って、以上の結果から判断する限り、本論文のモデルに含まれる金融変数の中では、 M_2 が情報変数として最も優れていると推論できよう。³³⁾、³⁴⁾

(3) 識別制約と第2段階の推定

イ. 変数間の同時的關係に対する識別制約の特定化

第1段階の誘導型モデルにおける分析から、次に動学的構造モデルを求める作業に移る。そのためには、当期³⁵⁾における変数間の依存関係 (A_0) に対して明示的に識別制約を課さなければならない。ここで(1)式における A_0 の識別は、第1段階の推定において $A_1 \cdots A_p$ に関して制約を課していないことから、イノベーション相互間の関係を表わす(3)式における A_0 の識

別に等しい (Blanchard [1986])。そこで(3)式を、

$$u_t = A_0 u_t + e_t \quad (8)$$

のように誘導型イノベーションと構造イノベーションからなる一種の同時方程式体系の形に変形して、この(8)式に基づいて A_0 に対する識別制約を考えよう。

まず第1に以下のような識別のプロトタイプを考える。³⁶⁾ 各変数の誘導型イノベーションをそれぞれ $r_t, m_t, y_t, p_t, l_t, \pi_t$ として、各変数間のイノベーションの關係が以下のような関係にあるものと仮定する。

$$r_t = a_{12} m_t + e_{Rt} \quad (9)$$

$$m_t = a_{21} r_t + a_{23} y_t + a_{24} p_t + e_{Mt} \quad (10)$$

$$y_t = a_{31} r_t + a_{36} \pi_t + e_{Yt} \quad (11)$$

$$p_t = a_{43} y_t + a_{46} \pi_t + e_{Pt} \quad (12)$$

$$l_t = a_{51} r_t + a_{53} y_t + a_{54} p_t + a_{56} \pi_t + e_{Lt} \quad (13)$$

$$\pi_t = a_{61} r_t + e_{\pi t} \quad (14)$$

(9)～(14)式に示される識別制約の意味は以下のとおりである。

33) マネーやクレジット、あるいは長短金利スプレッド(イールドカーブの傾き)、一次産品価格、為替レート等の金融変数について、Fテストを用いた情報変数としての適格性をテストする研究は、米国各連銀のリサーチペーパー等で活発に行なわれている。例えば、Garner [1989]、Bernanke and Blinder [1989]等を参照。ただし、Granger causality の成立の有無はあくまでも情報変数としての必要条件の一つであり、このほか最終目標のインサンプル・アウトサンプル予測の予測性向上等によってもその適格性をチェックする必要がある。

34) Bernanke and Blinder [1989] はFテスト等を用いて、フェデラルファンドレートが主要なマクロ変数のpredictorとして非常に優れており、他の金利やマネタリーアグリゲイトよりも勝っているとしている。本論文の実証結果では、短期名目金利は必ずしも情報変数としては支持されないが、この点、コールレートというむしろ金融政策の操作変数として位置付けられるインターバンク金利に基づく結果である点に注意する必要がある。従って、金利または金利スプレッドの情報変数としての有用性はより包括的に実証されなければならない。

35) 本論文のモデルは月次モデルであることから、変数間の1か月内の関係と対応する。

36) 正確には、 A_0 の要素のいくつかをゼロとおくゼロ制約を課することである。すなわち、この識別のプロトタイプに表わされるモデルでは、 $a_{13}, a_{14}, a_{15}, a_{16}, a_{25}, a_{26}, a_{32}, a_{34}, a_{35}, a_{41}, a_{42}, a_{45}, a_{52}, a_{62}, a_{63}, a_{64}, a_{65}$ の17個の要素がゼロであるとおく制約である。

まず(9)式は、金利の関数であるが、本論文ではこれが基本的に中央銀行の政策反応関数を表わしたものと考える。わが国のいわゆるマネーサプライ重視政策は、一般的には短期金利（インターバンク金利）を操作変数としたマネーコントロールとして理解される（例、鈴木 [1983]、日本銀行金融研究所 [1986]）。³⁷⁾ ³⁸⁾そこで中央銀行がマネーを第一義的に観察して短期金利を操作するケースを想定して、観察される金利イノベーションは、マネーのイノベーションと同時に相関すること、中央銀行の政策スタンスの外生的な変化による金利の独立的な変動を意味する金利の構造イノベーション (e_{Rt}) に依存することを仮定する。³⁹⁾従って、このモデルでは e_{Rt} を主として金融政策による短期金利操作の直接的な“政策ショック”と解釈することになる。⁴⁰⁾

(10)式は、通貨市場の均衡条件、すなわち LM 関数である。ここでは、標準的な

LM 関数を想定して、マネーのイノベーションが、自らの構造イノベーション（例えば通貨需要の独立的な変化等）のほか、名目金利、実質生産、物価のイノベーションに依存する形に設定している。Sims [1986] は彼の6変数モデルにおいて、(9)式、(10)式と同形の識別制約によって(9)式を通貨供給関数、(10)式を通貨需要関数として識別し、それぞれのイノベーションの実質生産、物価に対する動学的影響を分析している。もっとも、こうした解釈は通貨供給と通貨需要の識別が非常に難しい問題であるだけに議論となるところであろう。本論文ではこの点を考慮して Sims のような直接的な解釈はとらない。しかしながら、ここで金利によるマネーサプライコントロール政策を想定し、金利関数を政策反応関数と捉えていることから、間接的には構造イノベーション e_{Rt} が中央銀行サイドの通貨供給ビヘイビアの変化を示すイノベーションとも解釈できよう。⁴¹⁾

37) 本論文では、中央銀行の操作変数が短期金利であるか、準備ないしハイパワードマネーであるのかという点についてはこれ以上論じない。もっとも、Goodhart [1989b, p.329] が指摘するように、金融政策の主要な操作変数は短期市場金利の裁量的決定である、というのが大方の中銀関係者の一致した見解である様に思われる。

38) monetary targeting 政策における政策反応関数の一般型としては、例えば、

$$\Delta R = f(\Delta M_{t-1} - \Delta M_{t-1}^*, X_{t-1})$$

のような関数を想定できよう (B. Friedman [1988b, p.51]、ただし、 ΔM_{t-1}^* はターゲットとなるマネーの増加率、 X_{t-1} は金融政策上関心となる他の変数のベクトル<例えば、インフレ率や雇用指標>)。なお、金利を中心とした政策反応関数については、Barro [1989] 等も参照。

39) (1)式に立ち帰ってみればわかるように、(9)式の制約は金利がマネー以外の変数に全く依存しないことを意味するものではなく、他の変数の過去の値には依存している点に注意されたい。

40) ある変数の構造イノベーションを政策ショックとして捉える点については、Sims [1986]、Bernanke and Blinder [1989, p.2] を参照。

41) 通貨供給関数を限られた変数で識別することは容易なことではない。いずれにせよ、通貨供給関数が完全に金利弾力的、あるいは非弾力的でない場合に通貨供給関数を識別するためには、金利とマネーを相関させなければならない (Friedman [1988b, p.10, 24] 参照)。

(11)式は実質生産 (IS) 関数、(12)式は物価関数である。前者の構造イノベーション e_{Yt} は主として総需要サイドのショック (例、生産や投資の自律的变化) を、後者の構造イノベーション e_{Pt} は供給サイドのショック (例、企業の価格設定スタンスや生産要素価格等の変化) を表わすものと考えられよう。実質生産のイノベーションは、開放体系の IS 関数を想定しながら、金利のイノベーション⁴²⁾と為替レートのイノベーションに依存するものと仮定する。一方、物価のイノベーションは、通常のフィリップス曲線を想定して実質生産のイノベーションに依存するとともに、為替レートのイノベーションにも直接依存する形に設定している。

(13)式は、貸出市場の均衡条件である。貸出のイノベーションは、名目金利、実質生産、物価、為替レートのイノベーションと貸出の構造イノベーション (例、3. (1) で示したような銀行の貸出供給スタンスや貸出アベイラビリティの変化) に依存する。貸出が、為替レートのイノベーションを直接相関させているのは、貸出需要が為替レートの動向にある程度影響を受けるような状況を想定したものである。

最後に(14)式は、為替レートの関数であり、⁴³⁾ 為替レートイノベーションは、金利

のイノベーションと自己の構造イノベーション (市場の為替レート期待や海外要因による変化) から構成されるものと仮定する。

さて、6 変数モデルの場合、第 1 段階の VAR の推定から得られる残差 (推定された誘導型イノベーション) の分散共分散行列には 21 個の異なる要素 (独立の分散・共分散) が存在する。従って、適度識別のケースでは、21 個のパラメータを任意に識別できるが (識別の次数条件)、そのうち 6 個は構造イノベーションに充てられることから、結局 A_0 に関しては 15 個のパラメータが識別できることになる。(9)～(14)式の体系をみると、パラメータ (a_{ij}) の数は 13 個であり適度識別には 2 個不足している。そこで、以下の二つの追加的な制約を考える。

まず第 1 に、マネーのイノベーションと貸出のイノベーションが直接相関するケースを考える。マクロ的にみれば、マネーが増加するためには、背後で銀行貸出が増加している (吉川 [1989]) 関係にあり、マネーと貸出を同時に含むモデルでは両者を如何に関連付けるかが問題となる。また、実際に残差の相関行列 (第 2 表) をみても、両者の間の相関が (特に M_2 のケース) 高い。そこで、マネーストックの変動における民間銀行の貸出ビヘイビアによる部分を特に

42) 実質生産関数に入る金利は、名目金利ではなく実質金利でなければならないとの指摘が考えられる。この点は今後の課題としたい (Bernanke [1986]、Walsh [1988] 参照)。もっとも、実質金利により分析するには、期待インフレ率を如何に計算するかが問題 (通例は、モデルによるインフレ率予測系列を利用するか、完全予見を仮定して一期先の事後的なインフレ率が使用することが多い) となり、慎重な取扱を要する (Litterman and Weiss [1985] 参照)。

43) 一般にアンカバーの金利平価式を考えると金利は、外国金利と為替レートの期待変化率の和となるが、(14)式は外国金利を体系外で所与とし、金利平価式を為替レートの期待変化率で基準化した式を近似したものと解釈できよう。

第2表 残差（推定された誘導型イノベーション）の相関行列

(1) M_2 のケース

	r	m	y	p	ℓ	π
r	1.00	0.050	0.014	-0.212	0.046	0.033
m		1.00	0.000	0.109	0.426	-0.108
y			1.00	0.091	-0.029	0.025
p				1.00	0.100	0.024
ℓ					1.00	0.024
π						1.00

(2) M_1 のケース

	r	m	y	p	ℓ	π
r	1.00	0.297	0.069	-0.168	0.016	0.019
m		1.00	0.102	0.008	-0.105	0.036
y			1.00	0.148	0.004	0.038
p				1.00	0.108	0.007
ℓ					1.00	0.017
π						1.00

特定化して、通貨市場の均衡条件(10)式に l_t を入れ、

$$m_t = a_{21}r_t + a_{23}y_t + a_{24}p_t + a_{25}l_t + e_{Mt} \quad (10)'$$

とした制約を試みる（下線は追加した部分）。⁴⁴⁾

第2に、金利のイノベーションと物価のイノベーションの直接相関を考える。残差の相関行列をみると、金利と物価のイノ

ベーションの間にも比較的大きな負の相関が観察されるが、ここでは金利と物価を依存関係の特定化について、⁴⁵⁾

①物価関数(12)式に金利のイノベーションを導入したケース

$$p_t = a_{41}r_t + a_{43}y_t + a_{46}\pi_t + e_{Pt} \quad (12)'$$

と

②金利関数(9)式に物価のイノベーション

44) この点に関して、バランスシート上で考えれば貸出の変化は必ずマネーの変化に反映される（特に M_2 の場合）のであるから、同じモデル内に両者を同時に入れることは redundant であるとの指摘も考えられよう。しかしながら、Brunner and Meltzer [1988]、Goodhart [1989a, b] が指摘するように、両者は密接な共変動関係にはあるが、同一のものではない。従って、マネーとクレジットの依存関係の下で、monetary shock（本論文の場合 e_{Mt} ）、credit shock（ e_{Lt} ）を考察する必要がある。

45) 金利と物価の関係において考えられる一つの関係はフィッシャー効果である。この点は間接的には制約2における(9)'式で捉えられよう。ただし、本論文のモデルにおける残差の相関行列をみるかぎり、金利と物価の相関は負であり、フィッシャー効果で想定されるような正の関係は検出されていない。

ンを入れた

$$r_t = a_{12}m_t + a_{14}p_t + e_{Rt} \quad (9)'$$

とする二つのケースを考える。前者のケースは物価変動において金利コストの変動が考慮されるケース、後者のケースは、中央銀行の金利操作の際に、マネーと物価の両者を同時に観察してコントロールをしているものと解釈できよう。

以上より、本論文では A_0 についてまず、

① (9)、(10)'、(11)、(12)'、(13)、(14)

とした制約（以下、制約 1 と呼ぶ）

② (9)'、(10)'、(11)、(12)、(13)、(14)

とした制約（以下、制約 2 と呼ぶ）

の二つの制約を考えることとする。

ところで、制約 1、制約 2 ではいずれも実質生産は標準的な IS 関数を想定して、同時的には金利のイノベーションに依存する形に設定されている。しかしながら、金利ではなくマネー、貸出の量的な変動が直接実質生産に影響を与えるケースも十分考えられよう。そこで、実質生産関数の代替的な制約として、(11)式に代わり、

$$y_t = a_{32}m_t + a_{34}p_t + a_{35}l_t + a_{36}\pi_t + e_{Yt} \quad (11)'$$

とした制約 (Bernanke [1986] における y に対する制約とほぼ同形) も試みることに

しよう。ただし、次数条件によるパラメータ数の制限から、上に述べたマネーと貸出、金利と物価の識別制約を採らず、(10)、(12)式はそのままとして、

③ (9)、(10)、(11)'、(12)、(13)、(14)

とした制約を考え、以下、制約 3 と呼ぶ。

ロ. 第 2 段階の推定⁴⁶⁾

第 3 表は、以上の三つの識別制約を課して推定した M_2 のケースにおける変数の同時的関係を示している。推定された A_0 のパラメータは、いくつかを除き概ね理論的に想定される符号条件を示しているといえよう。もっとも、パラメータの有意性は全体的に低く、各式の推定精度は高くない。⁴⁷⁾ しかしながら、同時的関係（本論文のモデルでは 1 か月間の関係）においてある変数間の関係が有意でなかったり、符号条件が合わないということは、動学的分析のコンテキストにおいてもその同時的関係の識別が無意味であるということを必ずしも意味しない。すなわち、Sims [1986]、Calomiris and Hubbard [1989] が指摘しているように、モデルにおける識別制約がどの程度妥当であるかという点は、推定された同時的関係だけではなく、構造イノベーションに対する各変数のインパルス反応の符号及びパターンにより総合的に判断

46) 本論文の推定はすべて時系列分析用ソフト RATS によって行っているが、特に第 2 段階の推定は、RATS に含まれるプログラム (Bernanke, SRC) をベースとしている。このプログラムは、(5) または (8) 式に基づく対数尤度関数

$$-2\log |A| + \log |\Omega| + \text{trace}(\Omega^{-1}ASA')$$

ただし、 $A = I - A_0$ 、 S は推定した分散共分散行列

を最小化している。

なお、Bernanke [1986]、Blanchard [1989] 等はモーメント法を用いている。

47) 言うまでもなく、推定精度の高い方が望ましい。ただし、本論文のような比較的多くの変数を含むモデルでは推定すべきパラメータ数が多く標準誤差が大きくなるケースが多い。

金融研究

第3表 推定された変数の同時的關係 (M₂のケース)

(1) 制約 1

r	$=$	$0.690m$ (0.033)		$+e_R;$	$\sigma(e_R)=0.379$
m	$=$	$-0.098r + 0.001y + 0.046p + 0.564\ell$ (0.168) (0.478) (0.147) (0.065)		$+e_M;$	$\sigma(e_M)=0.159$
y	$=$	$0.037r + 0.009\pi$ (0.028) (0.191)		$+e_Y;$	$\sigma(e_Y)=1.000$
p	$=$	$-0.213r + 0.028y + 0.003\pi$ (0.093) (0.254) (0.636)		$+e_P;$	$\sigma(e_P)=0.300$
ℓ	$=$	$-0.022r - 0.005y + 0.054p + 0.001\pi$ (0.203) (0.560) (0.173) (1.400)		$+e_L;$	$\sigma(e_L)=0.136$
π	$=$	$0.198r$ (0.011)		$+e_\pi;$	$\sigma(e_\pi)=2.500$

(2) 制約 2

r	$=$	$-0.212m - 0.244p$ (0.035) (0.065)		$+e_R;$	$\sigma(e_R)=0.363$
m	$=$	$0.060r + 0.001y + 0.052p + 0.524\ell$ (0.181) (0.496) (0.153) (0.067)		$+e_M;$	$\sigma(e_M)=0.154$
y	$=$	$0.091r + 0.009\pi$ (0.028) (0.191)		$+e_Y;$	$\sigma(e_Y)=1.000$
p	$=$	$0.030y + 0.003\pi$ (0.248) (0.621)		$+e_P;$	$\sigma(e_P)=0.307$
ℓ	$=$	$0.042r - 0.005y + 0.056p + 0.001\pi$ (0.206) (0.564) (0.174) (1.412)		$+e_L;$	$\sigma(e_L)=0.135$
π	$=$	$0.280r$ (0.011)		$+e_\pi;$	$\sigma(e_\pi)=2.500$

(3) 制約 3

r	$=$	$1.178m$ (0.028)		$+e_R;$	$\sigma(e_R)=0.409$
m	$=$	$-0.237r + 0.001y + 0.0001p$ (0.125) (0.391) (0.121)		$+e_M;$	$\sigma(e_M)=0.195$
y	$=$	$0.002m - 0.115p + 0.025\ell + 0.010\pi$ (0.012) (0.023) (0.010) (0.190)		$+e_Y;$	$\sigma(e_Y)=1.004$
p	$=$	$0.038y + 0.002\pi$ (0.248) (0.621)		$+e_P;$	$\sigma(e_P)=0.307$
ℓ	$=$	$0.026r - 0.006y + 0.052p + 0.001\pi$ (0.207) (0.565) (0.174) (1.413)		$+e_L;$	$\sigma(e_L)=0.135$
π	$=$	$0.225r$ (0.011)		$+e_\pi;$	$\sigma(e_\pi)=2.500$

(注) カッコ内は標準誤差。また、 $\sigma(e)$ は各変数の構造イノベーションの標準偏差。

されるべきであると考えられよう。従って、この点については次節以降におけるインパルス反応を論じる際に併せて論じていくこととする。

(4) 実証結果のまとめ

イ. インパルス反応関数及び予測分散分解による分析

前節までの推定によって、動学的構造モデルの移動平均表現に基づいて、金融変数（マネー、金利、貸出、為替レート）と実体変数（実質生産、物価）の動学的関係を分析することが可能となった。そこで、まず、構造イノベーションに基づくインパルス反応関数（第2～5図）及び、予測分散分解（第4～7表）によって考察する。以下では、制約1によるモデルに焦点を当てながら、随時、制約2、3のケースに言及していく。

(金融変数と実質生産の関係)

第2図は、1標準偏差分（one standard deviation shock）の金利、マネー、貸出、為替レートの構造イノベーションに対する48か月先までの累積的インパルス反応（cumulative impulse response）を表わしている。⁴⁸⁾ 図の縦軸のスケールは、パーセンテージ・ポイントを表わしており、例えば、ある時点における累積的インパルス反応の値が0.5であるということは、当期（0時点）において任意の変数に対するショッ

クがあった場合に、そのショックの影響の累積的な結果として、ショックがない場合に比べて実質生産のレベルが近似的に0.5%ポイント高くなることを意味している。なお、 M_1 と M_2 を分けて表示しているマネーのイノベーションに対する反応以外は、いずれも M_2 のケースの反応を示している。⁵⁰⁾

まず第1に、正の金利イノベーションに対する反応をみてみよう。正の金利イノベーションは、実質生産を1年半程度にわたって徐々に低下させた後、消失する形となっており、金利引き上げ、すなわち金融引締め of 景気後退効果が確認される。

次にマネーのイノベーションの効果をみると、実質生産はショック後8～10か月の間増加して1年先頃にピークを打つ形となっている。しかしながら、その効果は急速に消滅し、実質生産に対するマネーのイノベーションの影響が短期的である点が再確認される。また、 M_1 と M_2 のショックに対する反応を比較すると、 M_2 の増加効果の方が大きい。

これに対し、貸出のイノベーションの効果は、当初6か月程度極く僅かながら実質生産を引き下げるものの（この点は M_1 、制約2、3のケースでも同じ）、その後増加に転じて、1年先程度から2年半先にわたり実質生産を徐々に増加させていく。正の貸出イノベーションは、貸出のアベイラビ

48) 累積的インパルスは、各期のインパルス反応（限界的インパルス）を単純に順に足し上げたものである。

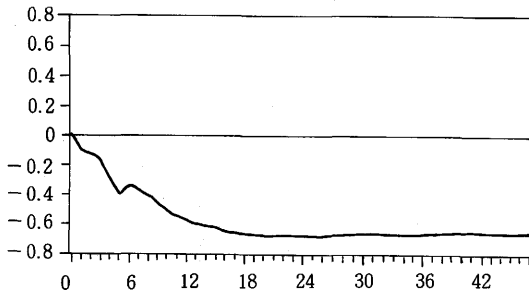
累積的インパルスを使用した例としては、Blanchard [1986]、Bernanke and Blinder [1989] 等を参照。

49) 最近の研究において通常行われるように、インパルス反応や分散分解の信頼区間（例えば1標準偏差のバンド）を表示すべきであるが、この点は今後の課題にしたい。

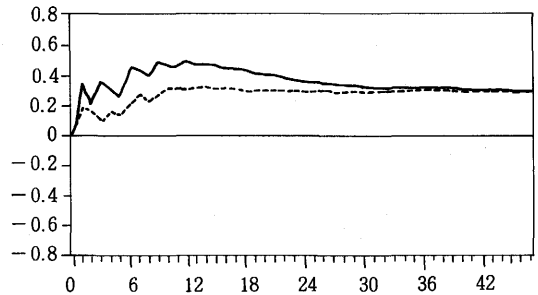
50) 他の金融変数のイノベーションに対する反応は、 M_1 のケース、 M_2 のケースにかかわらずほぼ同じあるのでここでは表示しない（物価の場合も同様）。

第2図 実質生産のインパルス反応<制約1>

① 金利のイノベーションに対する反応

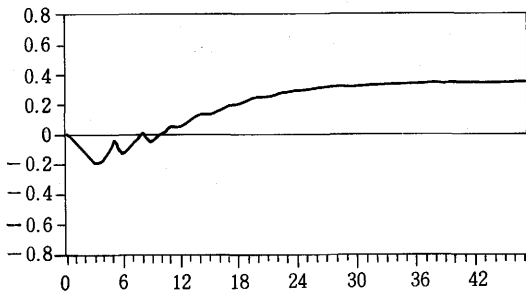


② マネーのイノベーションに対する反応

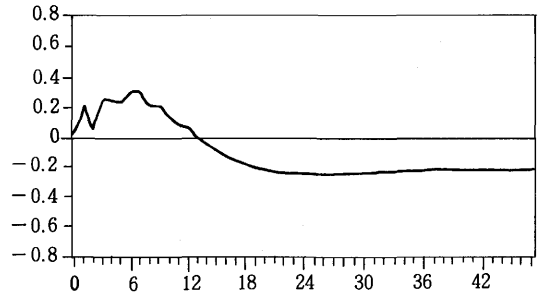


—— M_2 のケース M_1 のケース

③ 貸出のイノベーションに対する反応



④ 為替レートのイノベーションに対する反応



リティーの増加として考えられることから、⁵¹⁾当初の効果が負である点は必ずしも理論的に予想されるものではないが、金利

やマネーの効果に比較して、貸出のイノベーションの効果が中期的に現れてくる点は、一つの特徴的な反応と言えよう。⁵²⁾

51) 貸出のイノベーションに対する金利のインパルスは負であり、このような解釈が正当化される (Calomiris and Hubbard [1989])。

52) 貸出のイノベーションが当初負の効果を持つのは、レベルで推定した場合や、貸出データの業態の範囲を変えた場合でもみられる比較的にロバストな結果である。ちなみに、動学的構造モデルの実質生産関数に

一方、正の為替レートのイノベーションの効果はどうか。⁵³⁾ここでは邦貨建レートを使用していることから、円安ショックを意味しているが、それは当初6か月程度の間は主に実質生産を増加させるものの、その後徐々に減少させ、1年先程度を境にネットの効果が負となっている。この結果は、為替レートの円安化が短期的には景気拡大効果を持つものの、中長期的にはむしろ景気後退効果を持つものと解釈できよう。

次に各変数の n 期先予測の分散に対して各構造イノベーションが相対的にどの程度の説明力をもっているのかという点を示す予測分散分解によって、実質生産の変動に対する各金融変数の相対的な影響度を比較してみよう（第4～7表）。

実質生産の変動は、本論文のモデルが階差モデルであるということもあって、⁵⁴⁾各制約を通じてその7割程度が自己の構造イノベーションによって説明されているが、各金融変数の中では、 M_2 でみた場合のマネーの影響度が相対的に最も大きく現われている。これに対して、貸出のイノベーションは、実質生産と貸出を同時に相関させた制約3（第7表）のケースではやや高く現われているものの、総じて M_1 の影響度と同程度あり、 M_2 の影響度を下回っている。⁵⁵⁾

（金融変数と物価の関係）

物価に対する各金融変数の構造イノベーションの動学的な影響（第3図）の中で特徴的なものは、マネーと為替レートの影響である。

おける貸出のパラメータを制約1のケースで確認すると、 $a_{YL1}=-1.71$ 、 $a_{YL2}=-0.47$ 、 $a_{YL3}=-0.98$ 、 $a_{YL4}=0.50$ 、 $a_{YL5}=1.65$ 、 $a_{YL6}=-0.32$ 、6期ラグのパラメータの総和は -1.33 となっており（ただし、 a_{YL4} は第 i 期前のパラメータ）、インパルス反応にみられる当初の負の効果を裏付けている。

なお、桜井 [1989]（全銀貸出の月次末残データを使用）ではインパルス反応関数が示されていないため、この点を比較できないが、その実証結果における残差の相関行列をみる限り、貸出と鉱工業生産指数の相関が各サンプルにおいて負（ $-0.2 \sim -0.3$ 程度）になっており、やはり極く短期の両者の関係が負であることを窺わせている。

53) 本論文では、名目為替レートを使用しているが、実質為替レートをを用いても以下の結果は本質的に変わらない。

54) Eichenbaum and Singleton [1986] 参照。

55) レベルで推定した場合の Y の48期先予測分散分解（制約1のケース）を示すと次のとおり（カッコ内は、トレンドなしのケース）。

階差モデルに比べて、自己のイノベーションの寄与度は低下しており、金融変数の効果が全般的に高まっている。ただし、本文中に述べたような実質生産に対する金融変数間の相対的重要性は（為替レート的重要性が増しているものの）、階差モデルのケースと根本的には異ならない。

	e_Y	e_R	e_M	e_P	e_L	e_π
M_1 の ケース	59.6 (58.5)	4.8 (4.8)	3.0 (4.1)	6.4 (6.5)	12.3 (5.3)	13.6 (20.4)
M_2 の ケース	43.9 (46.3)	7.9 (6.8)	15.3 (19.4)	8.2 (7.8)	8.1 (4.4)	16.2 (15.1)

金 融 研 究

第4表 構造イノベーションの動学的効果——予測分散分解(制約1)

(1) M_2 のケース

(イ) 実質生産の分散分解

予測のスパン	e_Y	e_R	e_M	e_P	e_L	e_π
1期先	99.9	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
6 "	73.1	2.9	9.1	7.4	1.6	5.6
12 "	69.1	3.5	10.7	7.0	2.9	6.5
24 "	68.1	3.6	10.7	6.9	3.2	7.1
48 "	68.1	3.6	10.7	6.9	3.3	7.1

(ロ) 物価の分散分解

予測のスパン	e_P	e_R	e_M	e_Y	e_L	e_π
1期先	92.7	5.7	0.4	0.8	0.1	0.0
6 "	72.0	7.7	7.5	4.8	0.6	7.1
12 "	58.2	8.1	12.1	5.3	2.6	13.5
24 "	55.9	10.1	12.8	5.1	2.6	13.2
48 "	55.7	10.5	12.8	5.0	2.5	13.1

(ハ) 各変数の分散分解 (48期先)

	e_R	e_M	e_Y	e_P	e_L	e_π
R	71.6	9.9	1.0	3.1	3.0	11.0
M	24.0	42.9	4.3	6.1	16.0	6.3
Y	3.6	10.7	68.1	6.9	3.3	7.1
P	10.5	12.8	5.0	55.7	2.5	13.1
L	4.2	4.4	5.7	2.0	76.7	6.7
Π	1.6	2.5	0.9	1.5	1.9	91.2

金融変数が実体変数に与える影響について

第5表 構造イノベーションの動学的効果——予測分散分解(制約1)

(2) M_1 のケース

(イ) 実質生産の分散分解

予測のスパン	e_Y	e_R	e_M	e_P	e_L	e_π
1期先	99.6	0.2	0.0	0.0	0.0	0.1
6 "	79.5	3.3	2.4	7.0	2.1	5.3
12 "	75.0	4.5	3.2	6.7	4.0	6.3
24 "	73.6	4.6	3.1	6.6	4.8	6.9
48 "	73.5	4.7	3.1	6.6	4.9	6.9

(ロ) 物価の分散分解

予測のスパン	e_P	e_R	e_M	e_Y	e_L	e_π
1期先	94.1	3.1	0.1	2.4	0.0	0.0
6 "	80.1	4.0	2.4	7.6	0.4	5.1
12 "	69.2	5.0	4.1	8.9	2.1	10.4
24 "	67.9	6.0	4.3	8.8	2.4	10.3
48 "	67.9	6.1	4.3	8.8	2.4	10.3

(ハ) 各変数の分散分解 (48期先)

	e_R	e_M	e_M	e_P	e_L	e_π
R	75.3	6.4	1.7	3.0	3.2	10.1
M	12.2	74.4	5.6	0.6	4.2	3.0
Y	4.7	3.1	73.5	6.6	4.9	6.9
P	6.1	4.3	8.8	67.9	2.4	10.3
L	3.7	9.9	7.6	2.0	70.9	5.7
Π	2.1	4.5	1.1	1.4	2.8	87.5

金 融 研 究

第6表 構造イノベーションの動学的効果——予測分散分解 (制約2)

	e_R	e_M	e_Y	e_P	e_L	e_π
R	76.2 (76.4)	2.5 (2.8)	1.0 (1.6)	7.1 (5.8)	2.0 (3.1)	10.9 (10.1)
M	10.8 (13.3)	51.1 (73.4)	4.1 (5.3)	9.1 (0.6)	18.3 (4.0)	6.3 (3.0)
Y	4.6 (5.8)	10.3 (3.4)	68.0 (73.0)	5.7 (5.8)	4.0 (4.9)	7.1 (6.9)
P	4.5 (2.8)	14.4 (4.4)	5.0 (8.9)	60.5 (70.9)	2.1 (2.5)	13.2 (10.4)
L	4.1 (3.7)	4.1 (10.2)	5.6 (7.4)	1.6 (1.8)	77.6 (70.9)	6.6 (5.7)
Π	2.1 (2.5)	2.5 (4.4)	0.9 (1.1)	1.1 (1.2)	1.9 (2.8)	91.2 (87.7)

(注) 各変数の分散分解 (48期先、カッコ内は M_1 のケース)

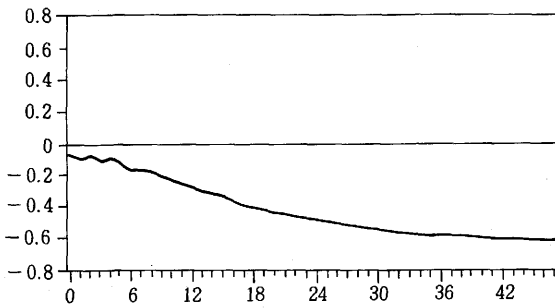
第7表 構造イノベーションの動学的効果——予測分散分解 (制約3)

	e_R	e_M	e_Y	e_P	e_L	e_π
R	58.0 (79.0)	23.1 (3.0)	1.0 (1.0)	3.8 (3.9)	3.2 (2.7)	10.7 (10.2)
M	30.7 (13.1)	46.2 (73.8)	4.3 (5.1)	5.9 (0.9)	6.2 (3.8)	6.5 (3.0)
Y	4.6 (5.2)	11.7 (3.5)	63.0 (65.0)	5.7 (14.6)	8.3 (4.5)	6.4 (6.8)
P	9.0 (2.8)	11.6 (4.4)	5.1 (21.4)	54.0 (58.7)	8.1 (2.0)	11.8 (10.4)
L	3.8 (3.4)	4.7 (10.0)	5.6 (8.3)	1.8 (1.2)	77.6 (71.2)	6.3 (5.6)
Π	2.1 (2.4)	2.9 (4.4)	1.0 (1.3)	1.4 (1.3)	3.0 (2.9)	89.3 (87.4)

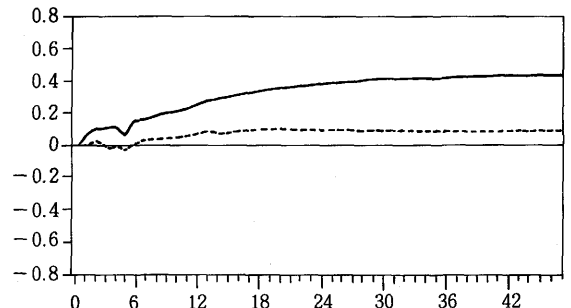
(注) 各変数の分散分解 (48期先、カッコ内は M_1 のケース)

第3図 物価のインパルス反応<制約1>

① 金利のイノベーションに対する反応

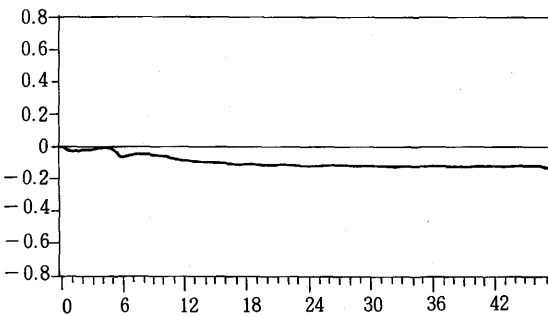


② マネーのイノベーションに対する反応

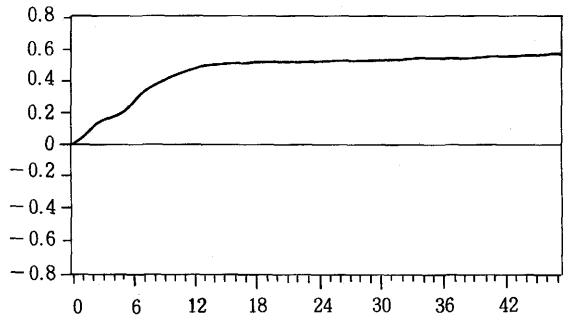


—— M_2 のケース - - - - M_1 のケース

③ 貸出のイノベーションに対する反応



④ 為替レートイノベーションに対する反応



マネーのイノベーションは、 M_2 のケースでみると、物価を徐々に、かつ継続的に押し上げていく効果が明確に現われている。また、その押し上げ効果は、3年後以降も僅かながら観察され、物価に対する影

響が中長期的である点が窺える。もっとも、 M_1 のケースではこのインパルスを見る限り目立った効果は現われていない。⁵⁶⁾ 一方、為替レートのイノベーションも顕著な物価押し上げ効果をもっている。特に為替

56) 制約1のケースと図示していない制約2、3を比較すると、マネーの累積的效果は制約2、3の方において大きく現われる。ただし、その場合でも M_1 の効果は最大で0.2%ポイント程度である。

レートの影響が当初1年程度の間に現われた後、急速に減退する点は、マネーの効果徐徐に現われ、中長期的にピークとなっていくのと対照的な特徴である。物価変動に対して M_2 でみたマネー、及び為替レートの影響が大きい点は、予測分散分解においても確認される。⁵⁷⁾

正の金利イノベーションの効果は、マネー (M_2) に対する反応と同様なパターンで徐々に物価を引き下げていく形となっているが、その影響度は、金利が物価関数に入っている制約1のケースを除けば、 M_2 、為替レートの影響を大きく下回っている。

以上の金利、マネー、為替レートの3変数の物価に対する影響は、理論的にみれば概ね妥当なものといえよう。しかしながら、貸出のイノベーションのインパルス反応は僅かではあるが符号は負となっており、貸出のアベイラビリティの増加が景気拡大方向に働くことを考えれば、こうした結果は、このままでは解釈が困難であるかもしれない。⁵⁸⁾ もっとも、予測分散分解や累積的インパルス反応の大きさから判断する限

り、物価に対する影響度は総じて小さい。

以上は、実体変数に対する金融変数の影響という観点から考察したが、次に①金利とマネー、②為替レートと金利、マネー、の二つの重要な金融変数相互の関係についても観察しよう。

(金利とマネー)

金利とマネーの関係は、金利によるマネーサプライコントロールとして特徴付けられる金融政策の下では、政策のコントロールアビリティにも関わってくることから、実証的にも注意が払われてきた(大久保[1983] ほか)。本論文では、金利として金融政策の操作変数と考えられる短期金利(インターバンク金利)を用いており、しかも金利関数を金利によるマネーサプライコントロールを想定した政策反応関数と識別していることから、この点について直接的なインプリケーションを得ることができる。

実証結果(第4図)をみる限り、マネーに対する金利変動の影響は大きく、金利引上げに対して、マネーの減少が着実にみられる点が確認される(累積的インパルスは

57) レベルで推定した場合のPの48期先予測分散分解(制約1のケース)を示すと次のとおり(カッコ内は、トレンドなしのケース)。

階差モデルに比べて、マネーと為替レートの影響がかなり大きく増加している。これに対し、金利の影響はやや低下している。

	e_P	e_R	e_M	e_Y	e_L	e_π
M_1 の ケース	16.1 (11.4)	2.3 (0.4)	22.8 (27.7)	20.8 (21.1)	9.9 (1.0)	27.8 (38.1)
M_2 の ケース	13.0 (16.7)	4.2 (1.1)	40.1 (37.6)	9.2 (11.5)	2.2 (5.9)	30.9 (26.8)

58) 貸出のイノベーションに対する負の反応は、レベルで推定した場合や、貸出データの業態の範囲を変えた場合でも観察される。また、動学的構造モデルの実質生産関数におけるパラメーターの値も、制約1のケースで、 $a_{PL1}=-0.29$ 、 $a_{PL2}=-0.23$ 、 $a_{PL3}=0.22$ 、 $a_{PL4}=0.25$ 、 $a_{PL5}=0.26$ 、 $a_{PL6}=-0.59$ 、 $\sum a_{PLi}=-0.37$ と負になっている。

第4図②に示されるとおり、 M_1 、 M_2 とも負の値である。一方、また、限界的なインパルス（第4図①）をみると、 M_1 の反応が大きくかつ振れているのに対し、 M_2 はそのマグニチュードは小さいものの、安定的な反応を示している。限界的なインパルスは一種の弾力性を示すと解釈できることから、こうした、 M_1 と M_2 の反応パターンの違いは、金利弾力性の点で、狭義マネー（ M_1 ）の方が、広義マネー（ M_2 ）より大きいこと（大久保 [1983]）、すなわち、限界的に一単位の金利引上げがみられた場合、 M_1 が大きな限界的な変化を伴いながら減少していくのに対し、 M_2 は比較的安定的に減少していくことを示しているといえよう。⁵⁹⁾

（為替レートと金利、マネー）

金融政策の変更が、為替レートに対してどのような影響を与えるのかという点も一つの重要なポイントである。予測分散分解でみるかぎり、モデル内の6変数のうち、為替レートは最も自律性の強い変数であるが、インパルス反応（第5図）をみると次のような特徴が窺える。まず、正の金利イノベーション（金利引き上げ）に対しては、為替レートは当初から増価（円高化）し、その後も概ね増価効果が続いている。これに対してマネーのイノベーションは、当初6か月程度は主として増価方向に働く

が、⁶⁰⁾その後減価に転じ、1年半先以降のネット効果は減価（円安化）方向に働いている。従ってこれらを総合的に判断すれば、金融緩和（金利引き下げ、マネーの増大）の為替レートに対する効果は、短期的には必ずしも明確でないものの、中長期的には円安効果が顕現化してくるものと解釈できよう。

ロ. インサンプル予測による要因分解

前項でみた予測分散分解は、推定期間におけるある変数の構造イノベーションが、各変数の変動に対して平均的にみてどの程度重要であったのかという点を表しているものと考えられる。従って、ある特定の時期における変数の変動に限ってみた場合、この分析だけからは、それが主としてどのようなショックから生じていたのかという点は必ずしも明らかではない。そこで、予測分散分解の結果を補完するために、1975年1月～89年3月における実際の実質生産、物価の変動に対して、各金融変数のショックがどの程度影響を与えていたのかという点を、動学的構造モデルの移動平均表現(8)式に基づくインサンプル予測による要因分解（historical decomposition、補論参照）を用いて考察してみよう。

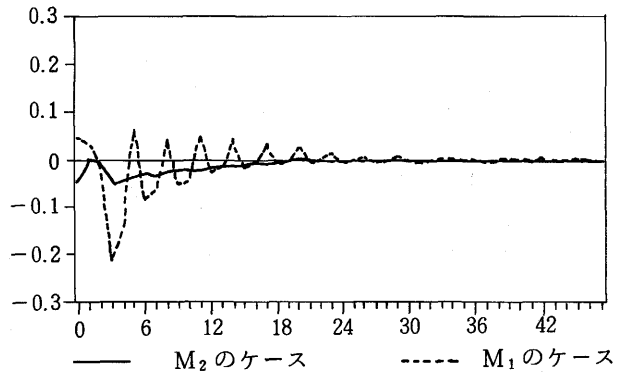
インサンプル予測による要因分解は、ある特定の期間における変数の実際の値を、モデルの移動平均表現に基づく予測で説明

59) 金利弾力性の大きいマネタリーアグリゲイトに伴う政策のコントローラビリティの問題については Freedman [1989] 等を参照。

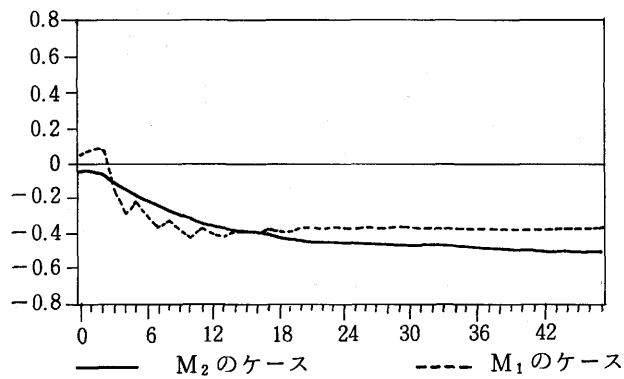
60) マネーのイノベーションに対して、当初為替レートが増価するのは、Dornbusch 型のオープンモデルで予想される結果（マネーのイノベーションに対して為替レートが減価方向にオーバーシュートする）と矛盾するかもしれない。しかし、本論文のモデルでは、インパルス反応をみる限りマネーのイノベーションは金利を当初上昇させており、金利の低下が想定されている Dornbusch 型のモデルとこの点で基本的に異なっている。

第4図 金利のイノベーションに対するマネーのインパルス反応<制約1>

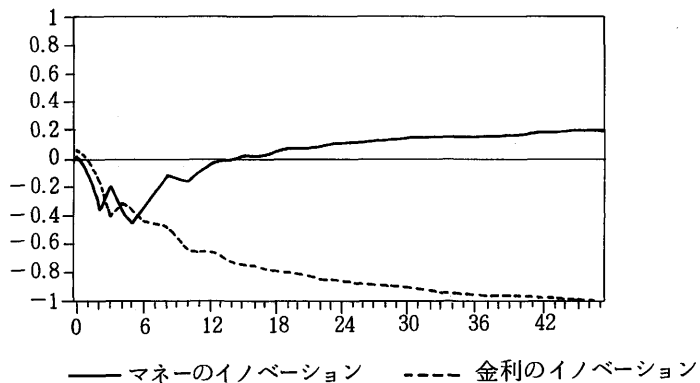
① 限界的インパルス



② 累積的インパルス



第5図 金利、マネーのイノベーションに対する為替レートへのインパルス反応<制約1>



される部分と、説明されない部分、すなわちその間に発生したイノベーション（予期されざる変動）に起因する予測誤差の部分に分け、さらに後者を各変数のイノベーションごとに分解するものである。ここでは、サンプル期間を1年ごとに区切り（ただしサンプルの最後<88年 1月以降>のみ15か月）、各年の1月を発射台とした12か月予測に基づいて要因分解を行った。

第6図、第7図は、制約1による M_2 のケースの結果を示している。図の最上段に示した系列はそれぞれ、1975年 1月～89年 3月における実質生産、物価に関する予測誤差から自己のイノベーションに起因する部分を除いた系列（以下、これを“自己を除く予測誤差”と呼ぶ）であり、その下の5系列は、これを図の左に表示した変数の構造イノベーションに起因する部分ごとに分解した系列である（実際の予測は1年ごとに区切って実施しているが、便宜的に各系列について連続的にプロットしている）。従って、2段目以下の5系列を足し上げれば、自己を除く予測誤差の系列となるが、この自己を除く予測誤差の変動パターンとその大きさに近いイノベーショ

ン系列の変数が、ある時点における実質生産、物価の変動要因として重要であったと解釈できる。⁶¹⁾

第6図をみると、実質生産の変動については、予測分散分解に示されたように比較的自律性が高いこともあって、自己を除く予測誤差自体はそれほど大きくかつ特徴的な変動は示していない。ただし、①相対的にみれば全期間にわたって自己を除く予測誤差に対するマネーのイノベーションの寄与度が高いこと、②為替レート of イノベーションの寄与度は80年代以前ではあまりみられないものの、80年代入り後は強まっていること、③85年以降、物価のイノベーションの影響がそれ以前に比べ相対的に小さいこと、といった特徴点を読み取ることができる。

物価の変動については（第7図）、自己を除く予測誤差も大きく変動し、かつ金融変数の影響も全般的に実質生産に比べて高く現われている。なかでも一つの特徴的な点は、為替レート of イノベーションの影響であろう。為替レートの影響は、物価変動に対して、例えば、77年初めから78年中の期間や、85年半ばから87年中の期間（いずれ

61) 予測分散分解と同様に、各構造イノベーションに起因する部分を自乗することによって、各時点における変数の相対的重要性を比較できる。1975年 1月～89年 3月を三つの期間に区切って示すと次のとおり。

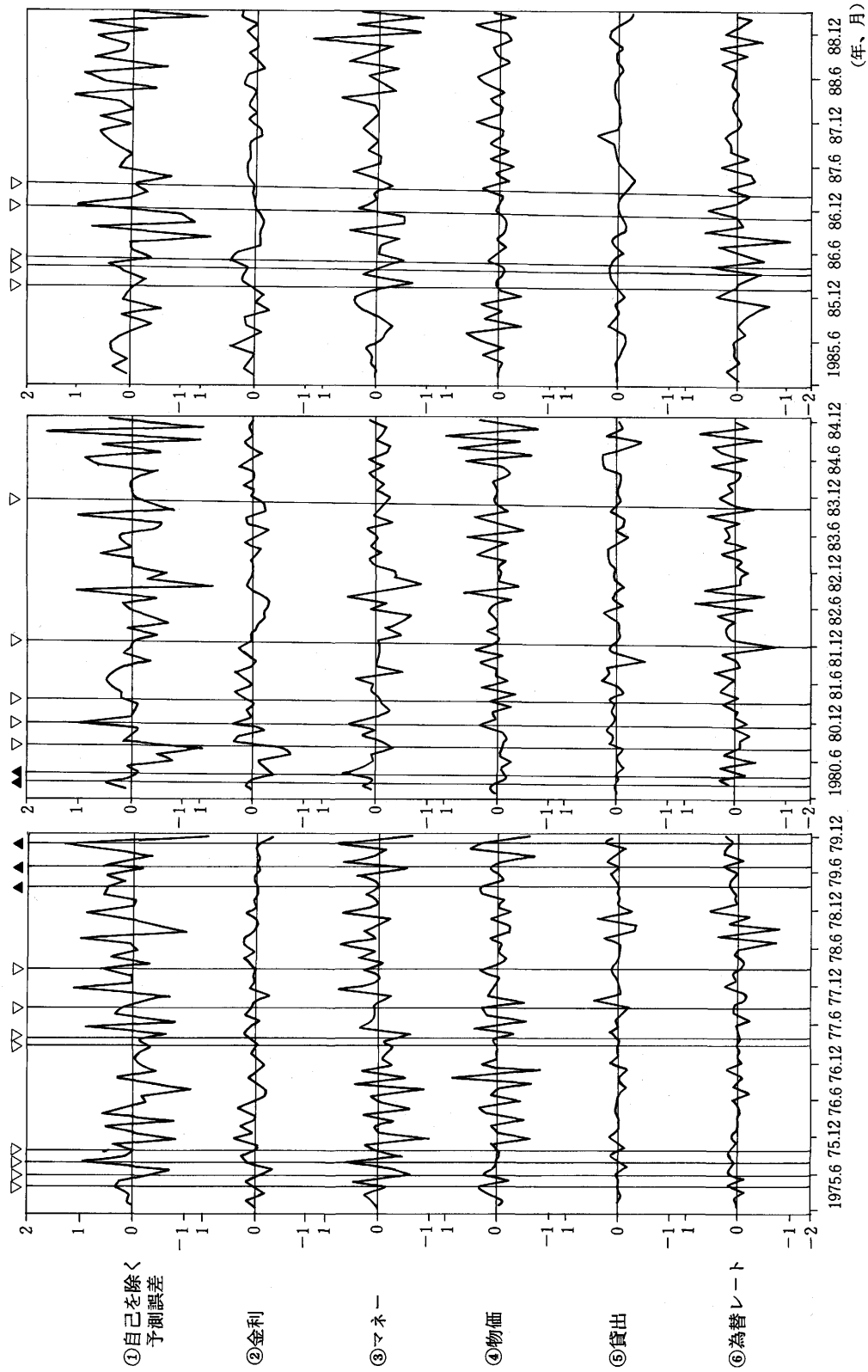
① 実質生産

	Y	R	M	P	L	Π
1975/1～79/12	76.5	1.6	10.2	7.2	1.5	3.0
80/1～84/12	76.0	3.1	5.3	7.2	1.8	6.5
85/1～89/3	74.5	2.1	11.8	3.8	1.3	6.5

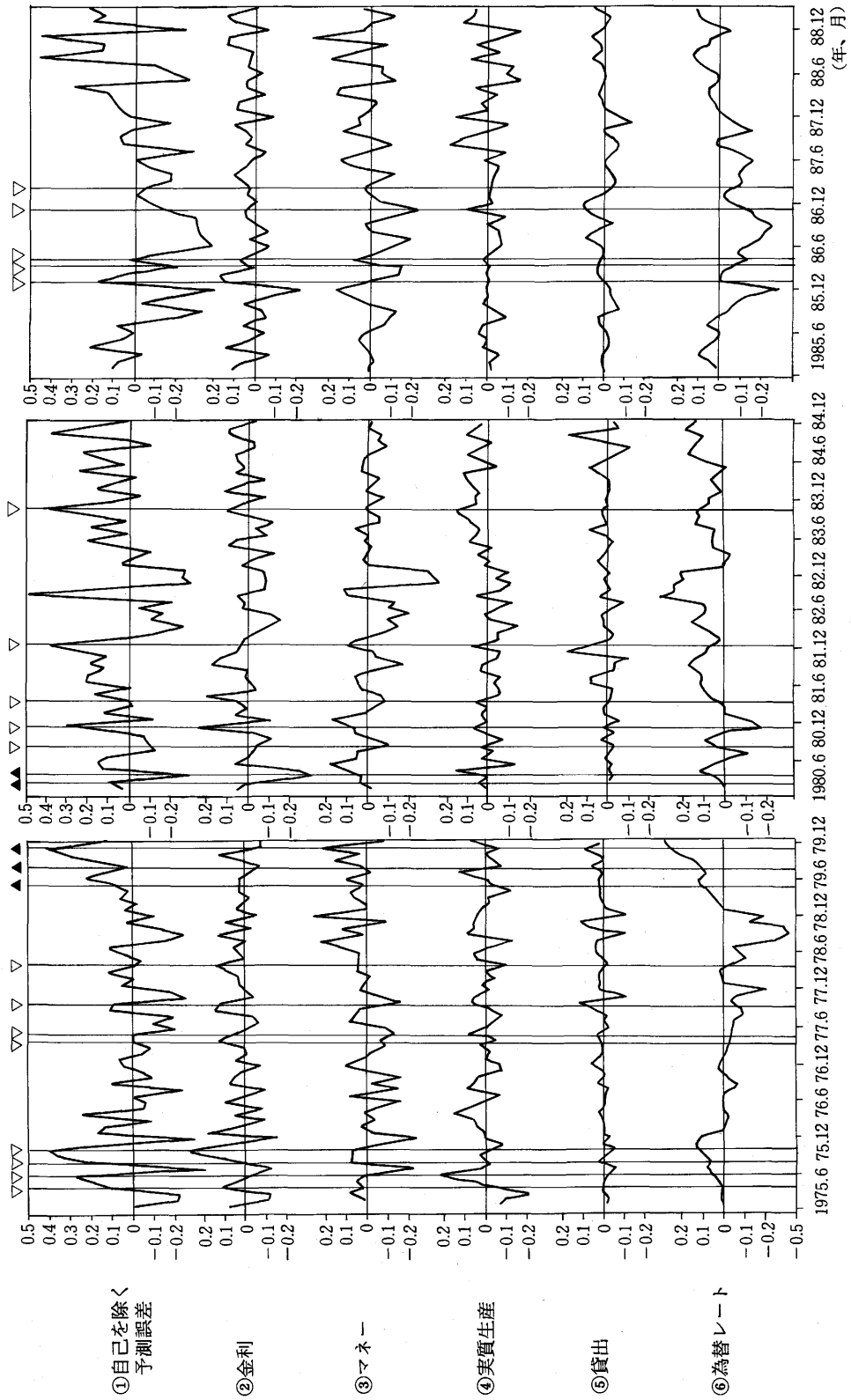
② 物価

	P	R	M	Y	L	Π
1975/1～79/12	73.5	5.7	6.9	4.1	1.4	8.4
80/1～84/12	66.1	8.3	8.8	3.9	2.6	10.4
85/1～89/3	65.9	6.2	10.8	5.3	1.9	10.5

第6図 実質生産変動の要因分解＜制約1、 M_2 のケース＞



第7図 物価変動の要因分解<制約1、 M_2 のケース>



(注) ▲ (▼) は、公定歩合引き上げ (下げ) が実施された時点。

も円高化した時期)において比較的大きく物価の引き下げ方向に効いている一方、79年中、及び81年初めから83年初めにかけての期間(いずれも円安化した時期)では逆に押し上げ方向に大きく効いている。これらの期間はそれぞれ比較的急速な円高化、円安化の局面に対応しており、⁶²⁾物価変動に対する為替レート変動の重要性を明瞭に示している。また、マネーの変動も相対的に自己を除く予測誤差の変動パターンにかなり寄与しているといえよう。特に87年以降は金利イノベーションの影響と合わせ、総じて物価に対して押し上げ方向に効いている形となっている点が注目される。

(5) 実証結果のインプリケーション

最後にこれまでの実証結果のインプリケーションを、①実質生産や物価の変動要因⁶³⁾としての金融変数の重要性、②本論文のモデルに含まれる金融変数の金融指標としての有用性、の2点から整理することにした。

(実体変数変動に対する金融変数の重要性)

実体変数変動に対するマネーの重要性を評価してみると、本実証結果のインプリケーションは、マネーとして M_1 を考えるか、 M_2 を考えるかによってかなり異なったものとなるという点である。すなわち、まず第1に実質生産の変動要因としてのマネーの重要性についてみると、これまでのわが国における実

証研究と同様に、 M_1 でみたマネーの実体的効果は極めて小さい。しかしながら、実質生産の変動が基本的に生産や投資の自律的変動を意味する自己のイノベーションによるところが大きいとはいえ、 M_2 でみたマネーの影響はインパルス反応でみると短期的に顕著な実質生産変動効果を持つほか、予測分散分解、インサンプル要因分解によっても必ずしも無視できない程度の影響度を持っている。

また、このような M_1 と M_2 におけるマネーの影響度の違いは物価に関しても同様であり、 M_2 でみたマネーはマネーの増大が中長期的に物価上昇に現われていく形で理論的にみても比較的妥当な動学的な影響パターンを示し、かつ影響度も相対的に大きいのに対し、 M_1 でみたマネーは総じて物価に対して関連が薄い結果となっている。

もっとも、マネーの実体変数に対する変動要因としての重要性を総合的に判断するためには、マネーの機能のうちどの機能を重視すべきなのか(取引機能か、価値貯蔵機能か)、あるいは一国の財・サービスの売買や経済主体の支出行動において最も基本的なマネーはどういう概念でとらえたマネーなのか、といった点について理論的・実証的に別途考察しておく必要がある。

第2に、マネー・ショックとクレジット・ショックのどちらが相対的に実体経済への影響という点で重要であるのかという観点(いわゆる Money vs Credit の観点) からみると、

62) 例えば、1977年1月1ドル291円台→79年1月197円台、85年8月237円台→87年12月128円台、79年1月197円台→79年12月240円台、81年3月208円台→83年1月232円台、である。

63) ただし、Bernanke [1986] も指摘しているように、本論文で観察された金融変数の構造イノベーションと実体変数の関係が、必ずしも causal な関係ではなく、マネー等が将来の実体変数に関する新情報に反応した expectational な関係であるという可能性は原理的には否定できない。しかしながら、この点は本論文の枠組の限界であり、別個に考察するほかはない。

米国における King [1985]、Bernanke [1986] の結果と同様、本論文の実証結果においても、マネー・ショックを凌駕するほどの貸出アバビリティのショックの影響は観察されず、クレジット重視論の強調するようなクレジット・ショックの重要性を立証することはできなかった。ただし、本論文における貸出のイノベーションの動学的効果には、インパルス反応でみる限り、必ずしも理論的に妥当でないものもみられている。このため、貸出に対する識別制約が妥当でないか、あるいは貸出自体が窓口指導といった直接的政策規制の強く受けた変数であることから、そのような政策ショックの効果を十分に識別していないといった問題点を含んでいる可能性がある。従って、クレジットの重要性についてはこうした政策規制の効果の検出方法を含めより綿密な検討が必要であるように思われる。

第3に、本論文では金利のイノベーションを金融政策における短期金利操作の直接的なショックとして捉えて識別した。金利のイノベーションに示される政策効果は、インパルス反応をみる限り概ね妥当なものである。ただし、予測分散分解によって実質生産、物価への影響度という点でみると、マネーのイノベーションに勝るものではなかった。しかしながら、この結果は金利操作による政策イノベーションが実体経済に対して重要ではないということを示すものではない。金融政策の波及メカニズムを考えると、金利イノベーションは波及メカニズムの最初の部分に生じたショックであり、その効果は、その後通貨市場やその他の市場を通じて生産・投資活動に拡散していくものと考えられる。従って、本論文の結果は金利のイノベーションが直接的に実質生産や物価に与えるよ

りも、むしろ波及メカニズムにおけるその間の市場を通じて間接的に実質生産や物価に波及していく過程の重要性を示唆するものであると考えられる。

第4に、為替レート変動が実質生産や物価の変動に対して無視できない影響を持っていることが観察された。また、本論文のモデルによって開放体系における金融政策の効果について、ある程度の間接的な推論が可能である。例えば、金融緩和のケース（金利引き下げ）を考えてみると、他の条件を一定とした場合、為替レートを減価させるとの結果となっていることから、実質生産の増加効果が為替レートを通じて増幅される点を窺わせている。また、物価に対しても、金融緩和は中長期的に物価を押し上げていくと同時に、一方で為替レートを中長期的に減価させる効果も持つことから、金融緩和のインフレ効果も為替レートを通じるルートにより増幅される可能性があることを示していると考えられる。

（金融指標としての有用性）

次に、本論文のモデルで取り扱った金融変数の金融指標としての有用性について考えてみよう。本論文のモデルでは、金利は金融政策の操作変数としてとらえていることから、マネー、貸出、為替レートの3変数が金融指標の候補となると言えよう。実証結果をみる限り、この3変数の中で最終的政策目標である物価に対する金融指標としての有用性が高い変数は、 M_2 および為替レートである。すなわち、 M_2 は第一段階の推定と共に検証した Granger causality の観点からみても物価に対して高い予測性を持つことに加え、インパルス反応、予測分散分解等においても物価

に対する高い説明力が観察された。また、為替レートもインパルス反応、予測分散分解において物価との密接な関係が示されたほか、特に、インサンプル予測に基づく要因分解では、為替レートが特徴的な変動を示した局面において物価変動の重要な要因となっていること点が示された。さらに、両者の物価変動に対する影響の動学的パターンをみると、前者が主として短期的に影響、後者は比較的中長期的にも持続する影響を与えるとの結果となっている点は、物価変動に対する異なる情報を示すものとして評価できよう。従って、金融政策の運営上、この両変数は並列的に注視していくべき金融指標であると考えられる。

本論文の分析は、構造イノベーションに基づく分析であることから、以上の結果は Granger causality による予測性から判断した情報変数の場合よりも、ある程度構造的な意味での金融指標としての有用性を示していると考えられる。ただし、中間目標としてのこれらの変数の適格性については、長期的な関係や制御可能性に関する追加的な検証をまっ

4. おわりに

本論文では、金利（コールレート）、マネー（ $M_2 + CD$ 、 M_1 ）、貸出、為替レート、実質生産、物価の 6 変数からなる Structural VAR モデルによりわが国における金融変数と実体変数の関係の相互依存状況を動学的関係を含めて検証した。

本論文の実証結果をみる限り、わが国においては $M_2 + CD$ でみたマネーの変動が実質生産、物価の変動に対して相対的に密接な関係を持つほか、物価の変動に対しては、為替レート変動の寄与度が大きいことが明らかと

なった。従って、金融政策の運営においては、これら 2 変数を引き続き注視していくことが重要であるといえよう。

本論文で実証の方法として用いた Structural VAR モデルは、従来の VAR モデルを基礎としながら経済理論の観点からみてできるだけ整合性のとれた形で経済構造の解釈を試みるために (Sims [1988])、モデルの推定に際して変数間の関係に明示的な識別制約を課そうとするアプローチであった。経済変数間の関係を分析するにあたって、先験的な理論的仮定を排除して恣意性のない分析を行うことと、理論に基づいて識別制約を課し構造的な解釈を試みようとすることは、多かれ少なかれトレードオフの関係にあり、どちらを重視して分析するかは分析者の判断によるものといえよう。しかしながら、景気変動の原因分析や、政策効果の分析のように基本的に経済変数間の構造的な解釈が要求されてくる場合には、識別問題は決して避けて通れる問題ではない。この点で、Structural VAR は、先験的な仮定を排除すると同時に構造的解釈もある程度可能にする、言わば折衷的な分析を目指すアプローチであり、時系列分析の持つメリットを生かしながら、かつ構造的な解釈をも併せて可能にするような分析につき今後あるべきひとつの方向性を提供していると評価できる。

このように Structural VAR による実証分析は優れた側面をいくつか持っているが、本論文における分析においては、いくつかの問題点が残されている。すなわち、Structural VAR を用いて得られた本論文の実証結果は、従来の標準型 VAR を用いて得られた結果と比較した場合、結果的にそれほど際立って異なる特徴がみられないことである。このこと

は、いずれの手法によるにせよ得られた結果はわが国経済変数間の関係の特性についての頑強さを意味していると考えられなくもないが、一方では Structural VAR を用いた場合に変数間で本来抽出されるべき動学的な関係が本論文の分析では必ずしも的確に得られていない可能性もあることを意味している。そうした点からみて特に問題となりうるのは、統計学的観点（推計結果の自由度の確保）からみてやむを得ない面があるにせよ、諸変数間に経済理論上みられる構造的な関係（識別制約）を同一時点の月次ベースの変数間で考えている点である（これは少なくとも四半期ベースで考えるべきものであるかもしれない）。また変数間でのそうした識別制約の付し方についても、理論上本論文とは別の各種の考え方がより妥当である可能性もある。こうした点は今後なお検討の余地があるといえる。また変数間の識別制約については、本論文では同時的關係に対する制約に限定しており、経済の姿を捉える上でより重要な動学的な意味での識別制約までは考慮していない。ごく最近では、こうした長期的・動学的な構造まで考慮した方向へと Structural VAR を発展・拡張する試みも出てきており（例えば Blanchard and Quah [1988]、Shapiro and Watson [1989]）、これらの理論的成果をも採り入れて実証分析を進めることは、今後に残された課題である。

補論 インサンプル予測を用いた要因分解について

3.(4)におけるインサンプル予測を用いた要因分解 (historical decomposition) は、予測分

散分解と同様に VAR の移動平均表現による分析の一つである (RATS マニュアル [1988]、応用例としては Burbidge and Harrison [1985]、日本銀行調査統計局 [1985]、McMillan [1988] などが挙げられる)。

今、サンプル期間を第 1 期から第 s 期とし、この間における任意のサブサンプル、第 1 期から第 T 期を考える。 T 期より h 期後の X の値を X_{T+h} ($h=1, 2, \dots$ 、ただし $T+h \leq s$) とすれば、動学的構造モデルにおける X_{T+h} は移動平均表現 (7) 式を用いて、

$$X_{T+h} = \sum_{i=0}^{\infty} F_i e_{T+h-i} \quad (15)$$

$$\text{ただし、} F_i = C_i (I - A_0)^{-1}$$

と書き表わすことができるが、上に述べたサンプル期間の分割を考慮すれば上式はさらに次式のように書き換えることができる。

$$X_{T+h} = \sum_{i=0}^{\infty} F_i e_{T+h-i} + \sum_{i=0}^{h-1} F_i e_{T+h-i} \quad (16)$$

すなわち X_{T+h} は、① T 期までの情報に基づく h 期先予測 (基礎予測、base projection) と、② $T+1$ 期から $T+h$ 期までに生じた各変数の構造イノベーションの加重和に起因する部分の二つの和として表現できる。また、(16) 式の右辺第 1 項を左辺に移項して、

$$X_{T+h} - \sum_{i=0}^{\infty} F_i e_{T+h-i} = \sum_{i=0}^{h-1} F_i e_{T+h-i} \quad (17)$$

とすれば、 T 期までの情報に基づく h 期先予測の予測誤差が $T+1$ 期から $T+h$ 期までに生じた各変数の構造イノベーションの加重和となる関係を導くことができる。⁶⁴⁾

64) (15) 式から (17) 式への展開は、VAR の移動平均表現を用いた予測のエッセンスを示したものに他ならない。山本 [1988] の第 5 章、第 8 章を参照。

ここで既知である $T+1$ 期から $T+h$ 期の各期の現実値を左辺第 1 項に代入していけば、各期の現実値に対する基礎予測の予測誤差を得ることから、これをさらに各変数に対する構造イノベーション (e の各要素) ごとに分解することができる。

分析にあたっては 2 通りの方法が考えられる。すなわち、①(17) 式の関係性をベースに、任意の変数の予測誤差が主としてどの変数のイノベーションから構成されているのかという点をみる方法と、あるいは、②(16) 式をベースに、関心となる変数の基礎予測に任意

の変数のイノベーションを加えた値がその変数の現実値にどの程度近いかを比較する方法である。本論文では前者を用いたが、いずれによっても関心となる変数のある特定の時点における現実値がどのような要因から主に説明されるのかという点についての評価が可能となる。

以 上

[日本銀行金融研究所研究第 1 課 (現人事局)]

【参考文献】

- 伊藤隆敏・林文雄、「合理的期待形成とマクロモデル」、貝塚・浜田・藪下(編)、『マクロ経済学と経済政策』、第 4 章、東京大学出版会、1983 年
- 加納 悟、「時系列分析と時系列モデル」、『季刊現代経済』49、1982 年 8 月
- 国友直人、「時系列における因果尺度と日本経済のマクロ分析」、林・中村(編)『日本経済と経済統計』第 9 章、東京大学出版会、1986 年
- 日本銀行金融研究所、『わが国の金融制度』、1986 年
- 日本銀行調査統計局、「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』、1975 年 7 月
- 、「VAR (多変量自己回帰) モデルについて」、検討資料、1985 年 8 月
- 大久保 隆、『マネーサプライと金融政策』、東洋経済新報社、1983 年
- 桜井宏二郎、「金融構造と実体経済」、『経済経営研究』、日本開発銀行設備投資研究所、1989 年 8 月
- 鈴木淑夫、『日本金融経済論』、東洋経済新報社、1983 年
- 、「90 年代の日本の金融政策」、『週刊東洋経済』、東洋経済新報社、1989 年 10 月 7 日
- 山本 拓、『経済の時系列分析』、創文社、1988 年
- 吉川 洋、「マネーサプライと実体経済」、『経済学論集』、東京大学、1989 年 10 月
- Barro, R.J., "Interest-Rate Targeting", *Journal of Monetary Economics* 23-1, January 1989.
- Bernanke, B.S., "Alternative Explanations of the Money-Income Correlation", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 25, Autumn 1986.
- and A.S. Blinder, "Credit, Money, and Aggregate Demand", *American Economic Review* 78-2, May 1988.
- and ———, "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission", Federal Reserve Bank of Philadelphia Working Paper 89-10, 1989.
- Blanchard, O.J., "Empirical Structural Evidence on Wages, Prices, and Employment in the U.S.", NBER Working Paper 2044, October 1986.
- , "A Traditional Interpretation of Macroeconomic Fluctuations", *American Economic Review*, May 1989.
- , and P. Diamond, "The Beveridge Curve", *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 1989.

- , and D. Quah, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *American Economic Review*, September 1989.
- , and M. Watson, "Are Business Cycles All Alike?", in R. Gordon, ed., *The American Business Cycle: Continuity and Change*, NBER and University of Chicago Press, 1986.
- Blinder, A.S., "Credit Rationing and Effective Supply Failures", *Economic Journal*, June 1987.
- Brunner, K., and A.H. Meltzer, "Money and Credit in the Monetary Transmission Process", *American Economic Review* 78-2, May 1988.
- Burbidge, J., and A. Harrison, "A Historical Decomposition of the Great Depression to Determine the Role of Money", *Journal of Monetary Economics* 16, July 1986.
- Calomiris, C.W., and R. Hubbard, "Price Flexibility, Credit Availability, and Economic Fluctuations: Evidence from the United States, 1894-1909", *Quarterly Journal of Economics*, August 1989.
- Cooley, T.F., and S.F. LeRoy, "Atheoretical Macroeconometrics: A Critique", *Journal of Monetary Economics* 16, November 1985.
- Dea, C., and Serena Ng, "Source of Business Cycles in Canada," Bank of Canada Working Paper 90-4, February 1990.
- Doan, T.A., *RATS User's Manual*, Ver. 3.00, 1988.
- , R. Litterman, and C.A. Sims, "Forecasting and Conditional Projection Using Realistic Prior Distributions", *Economic Reviews* 3-1.
- Eichenbaum, M., and K.J. Singleton, "Do Equilibrium Real Business Cycle Theories Explain Postwar U.S. Business Cycles?", *NBER Macroeconomic Annual*, 1986.
- Freedman, C., "Monetary Policy in the 1990s - Lessons and Challenges", mimeo, Paper Prepared for the Economic Policy Symposium by Federal Reserve Bank of Kansas City, August 1989.
- Friedman, B.M., "Monetary Policy Without Quantity Variables", *American Economic Review* 78-2, May 1988a.
- , "Target and Instruments of Monetary Policy", NBER Working Paper 2668, July 1988b.
- Garner, C.A., "Market Indicators for Monetary Policy", Federal Reserve Bank of Kansas City, Discussion Paper RWP89-08, 1989.
- Goodhart, C.A.E., *Money, Information and Uncertainty*, 2nd ed., Macmillan, 1989a.
- , "The Conduct of Monetary Policy", *Economic Journal* 99, June 1989b.
- Ito, T., "Is the Bank of Japan a Closet Monetarist? Monetary Targeting in Japan, 1978-88", NBER Working Paper, 2879, March 1989.
- King, S.R., "Monetary Transmission Through Banks Loans or Bank Liabilities?", *Journal of Money, Credit, and Banking*, August 1986.
- King, R.G., C.I. Plosser, J.H. Stock, and M.W. Watson, "Stochastic Trends and Economic Fluctuations", NBER Working Paper 2229, April 1987.
- Lacker, J.M., "Inside Money and Real Output: A Reinterpretation", *Journal of Macroeconomics* 12-1, Winter 1990.
- Litterman, R., and A. Weiss, "Money, Real Interest Rate, and Output: A Reinterpretation of Postwar U.S. Data", *Econometrica* 53, January 1985.
- McCallum, B.T., "A Reconsideration of Sim's Evidence Concerning Monetarism", *Economic Letters* 13, 1983.
- , "Targets, Indicators and Instruments of Monetary Policy", NBER Working Paper 3047, July 1989.
- McMillan, W.D., "Money Growth Volatility and the Macroeconomy", *Journal of Money, Credit, and Banking*, August 1988.
- Rasche, R.H., "Equilibrium Income and Interest Elasticities of the Demand for M_1 in Japan", mimeo, March 1990.
- Shapiro, M., and M. Watson, "Sources of Business Cycle Fluctuations", *NBER Macroeconomic Annual*, 1988.
- Sims, C.A., "Money, Income and Causality", *American Economic Review* 62, September 1972.

- , "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, January 1980a.
- , "Comparison of Interwar and Postwar Business Cycles: Monetarism Reconsidered", *American Economic Review*, May 1980b.
- , "Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis ?", *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Winter 1986.
- , "Models and Their Uses", mimeo, December 1988.
- Shimamoto, S., "Monetary Control in Japan", in P. Meek, ed., *Central Bank Views on Monetary Targeting*, Federal Reserve Bank of New York, 1983.
- Spencer, D.E., "Does Money Matter? The Robustness of Evidence from Vector Autoregressions", *Journal of Money, Credit and Banking* 21-4, November 1989.
- Stock, J.H., and M.W. Watson, "Interpreting the Evidence on Money-Income Causality", *Journal of Econometrics* 40, 1989.
- Taylor, J., "Improvement in Macroeconomic Stability: The Role of Wages and Prices", *The American Business Cycle: Continuity and Change*, 1986.
- Walsh, C.E., "Monetary Targeting and Inflation: 1976-1984", *Economic Review*, Federal Reserve Bank of San Francisco, 1988.
- Yoshida, T., and R.H. Rasche, "The M_2 Demand in Japan: Shifted and Unstable?", *Bank of Japan Monetary and Economic Studies* 8-2, September 1990.