

VAR による金融政策の分析：展望

照山 博司*

要 約

本稿に与えられた課題は、VAR モデル (vector autoregressive model; ベクトル値自己回帰モデル) を用いた金融政策の実証分析の分野を展望することである。第Ⅱ節では、「構造 VAR」モデルについて若干の説明をした後、Christiano-Eichenbaum-Evans の方法 (たとえば, Christiano, Eichenbaum, and Evans 1999) を中心に、金融政策のショックを識別することおよび VAR による分析を行うことの意味と目的を、複数の意見を対比しながら概説する。

第Ⅲ節では、VAR を適用した日本の金融政策に関する先行研究を展望することを通じて、具体的な金融政策のショックの識別方法や、これまでの VAR による日本の金融政策の分析がどのような結論を導いているのかを比較検討する。ここでは、岩淵 (1990)、北坂 (1993)、West (1993)、吉川 (1996)、Kasa and Popper (1997)、Miyao (2000)、Shioji (2000)、杉原・三平・高橋・武田 (2000) の研究を中心に展望する。日本の金融政策に関する諸研究の結果を比較することによって、日本においても、「金融政策のショック」の物価・生産の変動における重要性については、必ずしも統一的な見解が得られていないという、アメリカと同様の状況にあることが示される。

第Ⅳ節では、それらの先行研究も踏まえつつ、実際に VAR を用いて1970年代以降の日本の金融政策の分析を試みることによって、さらに具体的に、VAR を利用した金融政策の分析に関する諸問題を展望する。ここでは、「物価パズル」、金融政策の操作変数 (政策変数)、金融政策のショックの識別の際の「再帰的構造」の仮定、金融政策のショックの重要性、などに関わる諸問題を検討する。その結果、日本の当該期間についての、物価、生産、政策金利、貨幣、および、物価の先行指標、という基本的なマクロ5変数からなる VAR モデルは、変数の同時点相互依存関係に「再帰的構造」を仮定した識別方法を採用限り、金融政策のショックの伝播に関して、その「再帰的構造」の順序やどのような貨幣の指標を用いるかに関わらず、比較的安定した結果を導くことが示される。しかし、「再帰的構造」を仮定しない識別方法を採用する場合には、結果は大きく変わる可能性があることも、Leeper, Sims, and Zha (1996) などによる非再帰的な識別方法を適用した結果によって示される。

以上では、VAR による金融政策の分析が「金融政策のショック」の分析を意味することとなっていたが、第Ⅴ節では、Leeper, Sims, Zha らの研究者を中心とする、VAR によるシミュレーションを利用した「金融政策のルール」の分析の試みの最近の展開 (たとえば、Sims 1998b, Sims and Zha 1998) を紹介し、その有用性と限界について考える。最後に、第Ⅵ節において、VAR の係数の安定性の検討を通じて、「金融政策のルール」の転換および

* 京都大学経済研究所助教授

経済の構造変化の可能性を考察する。ただし、そこでのVARの係数の安定性の検定の結果からは、日本の1970年代以降の構造変化について確定的な結論を導くことができなかった。また、関連して、同節では、日本の「テイラー・ルール」と物価・生産の安定性の関係についても若干の考察を行う。

I. はじめに

経済の動学的な反応を実証的に分析する手段として、VARモデル(vector autoregressive model；ベクトル値自己回帰モデル)は、現在、マクロ経済学の分野で幅広く利用されている。マクロ経済分析にVARの手法を導入したSims(1972, 1980a, b)の関心の中心は、金融政策と景気循環の関係にあった。以来、金融政策とマクロ経済の関係をめぐるさまざまな実証分析においても、VARは重要な分析手段としての役割を担ってきたといえる。しかし、VARによる金融政策の分析という観点から、近年の関連研究を眺めると、Simsの先駆的な貢献から20年以上を経た現在でも、VARによる金融政策の分析に対する有用性やその目的といった基本的な問題についてさえ、研究者間で意見に大きなばらつきがみられている。

本稿では、最近の貢献を中心として、金融政策のVAR分析の研究を展望する。まず、VAR分析が、「金融政策のショック」を識別するこ

とを通じて、金融政策に関するどのような問題を明らかとしようとしているのかを、さまざまな意見を対比させながら概観する(第II節)。続いて、VARによる金融政策のショックの識別方法に焦点を当てた文献展望を行うが、その際に、日本の金融政策の分析に関連した先行研究では、どのような金融政策のショックの識別方法が用いられ、どのような結果が得られているのかを検討すること(第III節)、および、1970年代から最近までの日本経済を、代表的な金融政策のショックの識別方法を用いて実際に分析すること(第IV節)、という2つの視点を通じた展望を試みることにする。続いて、Simsらによって最近展開されているVARによる金融政策のシミュレーション分析の試みを紹介する(第V節)。最後に、「金融政策のルール」の転換という観点を中心に、本稿の分析期間に関する構造変化の可能性に言及する(第VI節)。

II. 金融政策のショックとVAR

II-1. 金融政策のショック

金融政策の影響を実証的に検討することを目的とする研究分野のひとつに、VARモデルを用いて、金融政策のショックを識別し、その経済変数への波及を分析する分野がある。¹⁾本稿で

は、この分野の最近の展開および日本の金融政策分析へのその適用を中心とした展望を行うが、その始めに、「金融政策のショック」とは何を指すものであり、なぜ「金融政策のショック」を識別することが問題とされるのか、について検討することにしたい。

中央銀行が金融政策の実行にあたって誘導目

標とする「操作変数」を I_t (以下、添え字 t は時点を示す) と表し、これを「政策変数」とよぶことにしよう。²⁾ 政策変数 I_t は次のように2つの部分に分けられると考えよう。

$$I_t = \phi(\Omega_t) + \mu_t. \quad (1)$$

ここで、 Ω_t は中央銀行が金融政策実施に際して用いる情報集合 (現在および過去の経済状態) である。 Ω_t の関数である $\phi(\cdot)$ は、政策変数の変動のうち、それらの情報に基づいて決定される部分を示す。したがって、(1)式右辺の第1項は、内生的に決まる政策変数の変動部分、すなわち、金融政策の「政策反応関数」または「金融政策のルール」とよばれる部分である。³⁾ 一方、(1)式右辺第2項の μ_t は、政策ルールおよびそのための情報 Ω_t に基づかない政策変数の外生的な変更、すなわち、現在および過去の経済状態に依存しないような政策変数の変更を示し、これが「金融政策のショック」といわれる部分である。「ショック」といわれるのは、続くII-2節で述べるように、確率的に発生する予測できない部分とみなされているためである。

金融政策のショックが、具体的にどのような要因に基づいて発生すると考えるかは、(1)式をどのように解釈するかにも依存する。まず、(1)式が実際の金融政策の決定方式を (近似的に) 表しているとみなす場合には、原則的な政策運営から乖離した、各時点特有の経済状況判断

(国際政策協調の必要性や金融危機の発生など) に基づく政策変更を金融政策のショックと考えることができる。また、政策当局者の個別の政策目的に対する比重の変更にも、ショックに区分できるものがあるかもしれない (Sims 1987, Christiano, Eichenbaum, and Evans 1999)。一方、(1)式を、情報 Ω_t が観測された場合に、民間の経済主体が予測する金融政策の反応様式と解釈することもできる。この場合には、以上に加えて、政策当局者が一貫した立場で政策運営に当たっていた場合にも、その決定過程に民間主体が捕捉できないような部分があれば、政策変更の一部がショックとして捉えられることになる (Leeper, Sims, and Zha 1996, Zha 1997, Leeper and Zha 1999)。⁴⁾ さらに、分析上は、(1)式は事後的なデータによって計測されることになるため、実際の政策実行時点での経済情報の観測誤差も、計測上は政策ショック μ_t に含まれることになる (Sims 1987, Christiano, Eichenbaum, and Evans 1999)。⁵⁾ このように金融政策のショックの源泉はさまざまに考えられるが、その具体的な内容にまで考察が及ぶことは少ないようである。その理由は、分析の主眼が (それがどのように発生するかにかかわらず) 金融政策の外生的変動要因を識別し、その経済変数への波及を分析することにあるためである。

II-2. 「構造 VAR モデル」

それでは、金融政策のショックを内生的な政

1) この分野の研究の展望と解説を含む論文として、Leeper, Sims, and Zha (1996), Bagliano and Favero (1998), Christiano, Eichenbaum, and Evans (1999) などがある。

2) 金融政策の「操作変数 (操作目標)」とは、中央銀行がその政策手段を用いることによって、直接その水準を誘導しようとする変数である。たとえば、短期市場金利、準備預金残高、ハイパワードマネー (マネタリーベース) などがこれに当たる。

3) 本稿では、(金融政策の) 政策反応関数と金融政策のルールという言葉 (この分野での一般的用法にしたがって) 同じ意味に用いる。この場合の「ルール」とは、明文的に規定された政策決定方式に限らず、中央銀行が、過去や現在の経済状態の情報 Ω_t および (それに基づいて) 予測した将来の経済状態に対応して、政策変数を誘導する行動様式全般を示す広い意味で使われている言葉である。この意味での「ルール」については、Taylor (1993a) Chapter 1, Taylor (1993b) を参照。

4) このように考えると、Zha (1997) のように、(1)式全体を政策反応関数とよぶこともできる。

策反応と分離してその効果をみることに、どのような意味があるのだろうか。この点をみるために、まず、VARによる金融政策のショックの識別について説明することにしよう。⁶⁾

いま、分析対象とする n 個の経済変数の t 期の値からなるベクトルを $X_t = (x_{1,t}, x_{2,t}, \dots, x_{n,t})'$ とする。これらの経済変数は、同時点で相互に依存し、過去の互いの値にも依存すると共に、経済的なショックの影響を受けて変動していると考えよう。それらの依存関係を近似的に線形で、

$$A_0 X_t = A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_p X_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

として表すことができるとする。^{7),8)}ここで、 A_i ($i = 0, \dots, p$) は、 $n \times n$ の定数からなる係数行列であり、 ε_t が n 個のショックからなるベクトルである。これらのショックは異なった時点間では相関を持たず、また、同時点での相関関係もない、平均がゼロの同一な分布にしたがっ

て発生する確率変数として捉えられる性質のものであるとする。これは、経済に発生するショックは、その本源的な段階まで遡れば、相互に独立したショックから成っているという考え方に基づいている。もし、2つのショックの間に相関関係があれば、それは2つのショックが共通のさらに本源的なショックを含んでいるためであると考えるのである。⁹⁾このような相互に独立な段階まで分解されたショックは「構造ショック (structural shocks)」とよばれる。このとき、 ε_t の共分散行列 D は対角行列となる。(2)式は「構造VAR (structural VAR)」といわれる。¹⁰⁾

推計に当たっては、構造形(2)から得られる次のような誘導形が用いられる。

$$X_t = B_1 X_{t-1} + B_2 X_{t-2} + \dots + B_p X_{t-p} + u_t, \quad (3)$$

ここで、 $B_i = A_0^{-1} A_i$ ($i = 0, \dots, p$), $u_t = A_0^{-1} \varepsilon_t$ である。¹¹⁾ここで、誘導形(3)の攪乱項 u_t の共分散

5) したがって、この観測誤差がもたらすショックは、政策反応関数を(観測誤差が修正された時点で)事後的に計測する者に対してのショックであり、民間主体にとっての政策ショックとは異なる。金融政策のショックの分析は、それが民間経済に及ぼす影響を分析することが目的であるから、先の2つのショックの可能性のように、民間主体にとってのショックを考えるべきであり、このような計測上のショックは、本来は金融政策のショックから区別されるべきものであるといえる。ただし、政策当局と民間の間で経済状態を推測する精度(観測誤差の大きさ)に差があれば、当局のその把握する情報に基づく行動の一部は、民間にとってのショックとなり得るであろう。なお、金融政策のショックの識別とは観点が異なるが、Orphanides (1997) などによって、金融政策のルール(テイラー・ルール)を現実の政策決定時点で利用可能であった(改訂前の経済統計)情報を用いて推計する試みも行われている。

6) VARについての解説および展望としては、「構造VAR」まで含む文献として、Hamilton (1994) Chapter 11, Canova (1995a, b), Endres (1995) Chapter 5, Amisano and Giannini (1997), Watson (1999), Favero (2001) Chapter 6 などがある。Favero (2001) は、とくに金融政策のショックの識別に関する文献を中心とした解説を行っている。Walsh (1998) Chapter 1, Chapter 9 も同様の視点からの解説である。

7) より一般的に、定常確率過程のWold表現から説明が始められる場合も多いが、ここでは、Christiano, Eichenbaum, and Evans (1999), Favero (2001) などにならって、(有限次の)VAR表現で表すことができるとした場合から始めることとする。

8) 定数項は省略して表記する(以下同様)が、実際の推計にあたっては定数項を含めている。

9) このような考え方からは、本源的なショックが多数あると考えられる場合には、十分に多くの種類のショックを区別して分析できるだけの、VARに含まれる変数の数が必要ということになるが、変数の数が増えるとVARの各方程式に含まれる説明変数の数も多くなり、限られた数の標本に基づく信頼のおける推計を困難にするという実用上の問題がある。Leeper, Sims, and Zha (1996) や Sims and Zha (1998) は、多くの変数を用いて「構造VAR」を推計しようとする試みである。

行列を V とすると、

$$V = A_0^{-1}D(A_0^{-1})', \quad (4)$$

という関係がある。誘導形の攪乱項 u_t は、一般には複数の「構造ショック」を含んでいるため、 u_t から「構造ショック」を識別することが必要となる。誘導形からは、 (B_1, B_2, \dots, B_p) の pn^2 個の係数と、対称行列である u_t の共分散行列 V の要素として $n(n+1)/2$ 個の係数が推計される。一方、構造形(2)を得るためには、 (A_0, A_1, \dots, A_p) の $(p+1)n^2$ 個の係数（の推計値）と、対角行列である ε_t の共分散行列 D の要素の n 個の係数（の推計値）を識別することが必要となる。したがって、誘導形から構造形を識別し、「構造ショック」を得るためには少なくとも $n(n+1)/2$ 個の識別のための条件が必要となる。

多くの場合、「構造VAR」の識別条件は、同時点相関関係を示す A_0 の要素に対する制約条件として表される。この A_0 の対角要素を1と基準化すれば、残る制約条件は $n(n-1)/2$ 個となる。¹²⁾すなわち、(4)式の関係において、 D および A_0 の制約なく決定できる要素の数が、 V の独立な要素の数以下でなくてはならない。この条件は「次数条件 (order condition)」といわ

れる。ただし、次数条件が満たされていても、必ずしも識別が可能であるわけではない。すなわち、 $l (\geq n(n-1)/2)$ 個の制約条件を満たす下でも、(4)式の分解が一意的でない場合が存在する。¹³⁾分解が一意的である代表的な識別条件は、変数が同時点で「再帰的 (recursive)」関係にあるとするものである。これは、共分散行列 V が、コレスキー分解 (Cholesky decomposition) という一意な分解を持つことを利用した識別方法である。コレスキー分解は、対称な正値定符号行列 V について、 $V=PP'$ (ここで、 $P=FD^{1/2}$, F は対角要素が1であるような下三角行列、 D はすべての対角要素が正であるような対角行列) という一意な分解を指す。 $F^{-1}=A_0$ とすれば、 A_0 は対角要素が1であるような下三角行列、

$$A_0 = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & \cdots & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{n1} & a_{n2} & a_{n3} & \cdots & 1 \end{pmatrix}, \quad (5)$$

となるから、同時点の依存関係が上式を満たす $n(n-1)/2$ 個のゼロ制約を課すことによって「構造ショック」を識別していることになる。

10) 略してSVARといわれることもある。また、identified VARとよばれることもある (Leeper, Sims, and Zha, 1996, など)。Canova (1995b) では semistructural VARとよんでいる。これらの名称では、(2)式の各方程式が経済の構造を示しているわけではないことから、“structural”という言葉を用いていないものと思われる。Bernanke (1986) は、(2)式を「構造形」とよぶのは、(同時点の変数間の依存構造が) 明示的な経済理論に基づいているという意味からで、不変な「構造パラメータ」によって示される経済構造を示すという意味とは異なる、という趣旨の説明をしている。関連して、Sims (1986), McCallum (1999) も参照。このように、「構造VAR」という場合の「構造」という用語は多少混乱を生むものであるが、本稿では慣例にしたがい「構造VAR」という呼称を用いる。

11) 誘導形は、各式に最小二乗法を適用することで (漸近的に) 最尤推定量を得ることが可能である。たとえば、山本 (1988) 第8章, Hamilton (1994) Chapter 11, など参照。一方、構造形を推計する場合には、それが同時方程式体系であることを考慮した推計が必要となる。

12) または、 D の対角要素を1と基準化することもできる。

13) Hamilton (1994) Chapter 11, Christiano, Eichenbaum, and Evans (1999) など参照。これらの文献では、次数条件が満たされていても識別可能でないような例として、VARのうちの2つの方程式が同じ同時点相関関係の構造を持っている場合があげられている。このような場合は、識別のための「階数条件 (rank condition)」が満たされていない。

コレスキー分解を利用した識別法は Sims (1980b) によって提唱されたものであり、この場合の構造が再帰的構造といわれるものである。(2)式が示すように、 X に含まれる変数は、時間を経ればすべて相互に依存する可能性が許されている。したがって、(5)式のように同時点のショック間に再帰的な依存関係があるとするのは、ある変数に特定のショックに対する調整の時間的遅れが存在するという構造を考えていることになる。しかし、一般には、すべての「構造ショック」に経済学的意味を与えた上で、各経済変数のそれら「構造ショック」に対する同時点での反応の遅れが(5)式で示される再帰的な関係をもたらしことを説得的に説明することは難しい場合も多い。そのため、同時点の依存関係を示す A_0 に再帰的ではない制約を課すことによって、構造形を識別しようとする試みが、Bernanke (1986), Blanchard and Watson (1986), Sims (1986) らによって始められた。¹⁴⁾ 金融政策 (のショック) の VAR 分析に関する研究分野で用いられている「構造ショック」の識別手法の多くも、同時点相関に制約を置く方法が中心である。

このように識別された「構造ショック」の影響が、 X_t の要素である経済変数間をどのように伝播していくかを示す指標が、「インパルス応答関数 (impulse response function)」である。 $t = 0$ 時点において、 ε_0 の l 番目の要素として示される「構造ショック」に σ_l の大きさのショックが発生したとする。このとき、 X_h ($h = 0, 1, 2, \dots$) の m 番目の要素 $x_{m,h}$ が、0 期の当該「構造ショック」(インパルス) に反応して変化する大きさが、 l 番目のショックに対する $x_{m,h}$ ($h = 0, 1, 2, \dots$) のインパルス応答 (関数) といわれるものである。VAR 分析におけるショックの「波及過程」とは、イン

パルス応答が示す、特定のショックが時間を通じて経済変数間をどのように伝播していったかという過程を指す。インパルス応答は、VAR 分析において中心的な役割を果たしており、金融政策の VAR 分析においても、金融政策 (のショック) の「波及過程」をインパルス応答関数を見ることによって明らかとすることが主要な目的のひとつである。これに対し、VAR の各係数の推計値自体に興味は払われることは少ない。その理由は、通常、それらの係数の値は、何らかの経済構造を示す「構造パラメータ」としての意味を持っていないためである (Rudebusch, 1998)。また、VAR におけるショックの波及過程も、ショックの波及経路を規定する経済構造を推察する手がかりとはなるが、その経済構造自体を示すものではない。このため、以下に見る Christiano-Eichenbaum-Evans の考え方のように、金融政策の VAR 分析において、インパルス応答関数の推計結果がもたらす情報の有用性を重視しつつも、その経済構造に対する分析に果たす役割は限定的に捉える立場も存在している。

II-3. Christiano-Eichenbaum-Evans の ブロック再帰的 VAR モデル

続いて、金融政策のショックの代表的な識別方法のひとつである Christiano, Eichenbaum, and Evans (1997, 1999) による方法をみることで、VAR による金融政策のショックの識別とその目的について考えることにしよう。Christiano-Eichenbaum-Evans は、 X_t の n 個の要素を、

$$X_t = \begin{pmatrix} X_{1t} \\ I_t \\ X_{2t} \end{pmatrix}, \quad (6)$$

14) これらの再帰的構造を課さないショックの識別を行う VAR モデルを指して「構造 VAR」という場合もあるが、再帰的構造の (順序の) 仮定に (経済学的な) 意味がある場合には、コレスキー分解によるショックの識別を行う VAR モデルも「構造 VAR」に分類されるといえる。コレスキー分解と「構造ショック」の識別の関係については、Keating (1996) も参照のこと。

と3つの変数のグループに区分している。ここで、 $X_1 = (x_1, \dots, x_{k-1})'$ 、 I はスカラー変数、 $X_2 = (x_{k+1}, \dots, x_n)'$ である。 X_1 は、実質生産量や物価水準などの経済状態を示す $k-1$ 個の変数（以下、非金融変数という）、 I は(1)式で示される金融政策の政策変数、 X_2 は貨幣量などの政策変数以外の $n-k$ 個の金融変数からなる。そのうえで、「(i)非金融変数は同時点での金融政策および金融変数のショックには反応しない」と仮定される。これは、生産や価格決定に調整の遅れが存在するという仮定に対応している。さらに、「(ii)金融政策の情報集合には、同時点の非金融変数（のショック）は含まれるが、同時点の金融変数（のショック）は含まれない」と仮定されている。これは、中央銀行が政策変数を直接制御することを通じて、金融変数に影響を及ぼすという政策変数の先決性を示しており、金融変数に発生するショック（たとえば貨幣需要ショック）は、市場を通じて政策変数に同時点で波及しないということ意味している。ただし、そうであっても、政策変数の誘導水準の決定に際して、同時点の金融変数のショックが参照されている場合には、この仮定は正当化されないことにも注意しておこう（Gordon and Leeper 1994, Kim 1999）。これらの仮定に応じて行列 A_0 は次のようなブロックに分割される。

$$A_0 = \begin{pmatrix} G_{11} & O & O \\ ((k-1) \times [k-1]) & ((k-1) \times 1) & ((k-1) \times [n-k]) \\ G_{21} & 1 & O \\ (1 \times [k-1]) & & (1 \times [n-k]) \\ G_{31} & G_{32} & G_{33} \\ ([n-k] \times [k-1]) & ([n-k] \times 1) & ([n-k] \times [n-k]) \end{pmatrix}, \quad (7)$$

ここで、 G は行列のブロック、 $()$ 内は各ブロックの行列の次元、 O はゼロ行列であるブロックを示す。 A_0 は各ブロックについてみた場合には再帰的な構造になっており、このような

構造は「ブロック再帰的 (block recursive)」といわれている。 G_{11} 、 G_{33} の各ブロック内は再帰的な構造を仮定していないため、このような制約のみでは、すべての「構造ショック」を識別することはできない。しかし、金融政策のショックの識別とその経済への波及過程の分析に関心を限定する場合には、 G_{11} 、 G_{33} の構造の識別は必要とならないことを Christiano, Eichenbaum, and Evans (1999) が示している。すなわち、(4)式および(7)式を満たす A_0 は複数存在するが、 I_t の「構造ショック」((2)式の ε_t の第 k 要素) に対する $x_{j,t+h}$ ($j=1, 2, \dots, n; h=0, 1, \dots$) の反応（インパルス応答）は、それらの A_0 すべてで共通であることを示すことができる。したがって、便宜的に G_{11} 、 G_{33} ブロック内に下三角行列を仮定してコレスキー分解によって求めた A_0 の下での金融政策ショックに対する各変数のインパルス応答は、そのような仮定をしない場合のインパルス応答と同じとなる。したがって、金融政策のショックに対するインパルス応答のみを問題とする場合には、非金融変数 (X_1) 間および金融変数間 (X_2) の同時点相関構造を特定することなく、任意の順序でのコレスキー分解によって金融政策のショックとその波及過程が識別できることになる。¹⁵⁾

II-4. 金融政策のショックの波及の分析の目的

金融政策のなかで、金融政策のショックとその波及が特に意味を持つ理由は何であろうか。(1)式が示すように、一般には、金融政策は外生的なショックとしてのみ捉えられるものではなく、政策目標（物価や経済活動の安定化）を実現すべく、経済状況を参照しながら遂行されていると考えることが妥当である。したがって、

15) 以上では、政策変数 I_t はひとつであると考えていたが、Keating (1996) は、金融政策変数 I_t が複数の変数からなる場合（たとえば、以下で述べるように、 I_t を準備預金市場部門の変数と考える場合など）にも、それらの変数間の再帰的關係（「コレスキー順序付け (Cholesky ordering)」といわれることもある）のみを特定化できれば、同様の性質が導かれることを示している。

金融政策としては、むしろフィードバック・ルールとして捉えられる内生的な反応部分が主要であると考えられる。Dotsey (1999) や McCallum (1999) は、経済主体の最適化行動に基づく（すなわち、「経済構造」を明示した）マクロ経済モデルによるシミュレーションを行った結果、政策ルールの相違が経済変数の変動に与える影響は極めて大きいという結論が得られたとしている。¹⁶⁾ また、McCallum (1999) でも指摘されているように、近年の金融政策のルール（テイラー・ルール）に関する多くの実証分析では、政策変数の変動の主要な部分は、ショックによるものではなく、ルールによる内生的な変動であるという結果も得られている。¹⁷⁾ このような理論的・実証的観点から、Dotsey や McCallum は、金融政策の効果をみるためには、役割の小さい外生的な政策ショックの効果を見るだけでは不十分であり、むしろ、金融政策のルールとして捉えられる部分の果たす役割を見ることが重要であるため、政策ショックの効果のみを見る金融政策の VAR 分析の意義は小さいと考えている。Cochrane (1994) においても同様の主張が見られる。¹⁸⁾

これらの批判に対し、VAR による金融政策のショックの分析の有用性は別にあるという観点もある。そのような見解は、Rotemberg and Woodford (1997) や Christiano, Eichenbaum, and Evans (1999) において明確に述べられている。彼らによれば、金融政策の効果の分析（たとえば、政策ルールの経済安定化に与える影響の分析）を行うための経済モデルの現実妥当性を判断する基準として、実際に計測された金融政策

のショックの波及過程を参照するために、その情報を提供する分析用具として、VAR 分析の役割がある。すなわち、金融政策のルールの変更の影響や、異なった政策ルール間の効果を比較するためには、政策変更により民間経済主体の行動も変化するという「ルーカス批判 (Lucas critique)」を考慮して、政策変更の影響を受けない「構造パラメータ」を明示的に示した経済主体の最適化行動に基づく経済モデルによる分析が必要となる。このとき、分析結果は当然利用する経済モデルの仮定に依存して異なり得るが、その場合に、現実の金融政策のショックの波及過程を十分に描写できるか否かによって、複数の候補の中でどの経済モデルが用いられるべきか、ないし、分析に用いようとするモデルが妥当といえるか、の判断基準とする、ということである。この目的にとっては、まず、「政策ルール」の変更を伴わない下での（すなわち経済主体の政策に対処する行動が変化しない下での）、経済変数の反応様式を知っておかなければならない。そのため、ショックに対する反応を調べる必要があるのである。さらに、「構造ショック」のうちで、金融政策のショックに着目する理由は、モデル分析の主眼が金融政策の効果の分析であることから自然であるし、また、Christiano, Eichenbaum, and Evans (1999) は、異なった経済モデルの間では、金融政策のショックに対する経済変数の反応に関する顕著に異なる示唆がみられることもその理由であるとしている。¹⁹⁾ これらの研究者は、金融政策のショックの分析が金融政策の効果そのものの検討に利用できる範囲は小さいと

16) もちろん、そのような結果は用いられた特定のシミュレーション・モデルにおける仮定に依存するため、そのモデルが現実に照らして正しいということを前提とした上でのことである。

17) たとえば、アメリカについての Taylor (1993), Clarida, Galí, and Gertler (2000), 日本についての鎌田・武藤 (2000), Clarida, Galí, and Gertler (1998) の日本を含む先進 6 ヶ国の比較、および Bernake and Gertler (1999) の日米比較など、多くのテイラー・ルールの推計例がこの事実を示している。

18) もちろん、金融政策の「ショック」が経済に与える影響が小さいか否かという問題を明らかとすること自体が、金融政策の VAR 分析の目的のひとつである。また、金融政策の効果は予測された部分とされない部分で異なり得るため、両者を区分して考えることも重要である。この点を VAR によるインパルス応答の解釈と関連付けた分析例として Cochrane (1998) がある。

いう点では、Cochrane, Dotsey, McCallumらと共通の意見であるが、金融政策の効果の分析のための経済モデルの選択基準としての有用性があるとする点で異なっているといえよう。

一般には、VARにおいて「構造ショック」が識別できたとしても、経済の「構造」は識別できない。しかし、金融政策のショックのVAR分析においては、多くの研究者が金融政策のルールまたは政策反応関数を識別できると考えている。(テイラー・ルールに関する諸研究と同じく、)金融政策のVAR分析の分野においても、Bernanke and Blinder (1992)の研究以来、金融政策の政策変数は短期市場金利(アメリカの場合はフェデラルファンドレート；以下、FFレート、日本の場合はコールレート)であるとみなされる場合が多い。短期金利が中央銀行によって誘導されているとすれば、(7)式で示されるVARモデルの同時点依存関係を示す係数行列 A_0 の k 行目に対応する(2)式のうちの

$$I_t = -G_{21}X_{1t} + G_{k,t-1}X_{t-1} + \dots + G_{k,t-p}X_{t-p} + \varepsilon_{k,t}, \quad (8)$$

(ただし、 $G_{k,j}$ は A_{-j} の第 k 行ベクトル、 $\varepsilon_{k,t}$ は ε_t の第 k 要素を表す)が政策反応関数および政策ショックを示すと解釈できる(たとえば、Rudebusch, 1998)。²⁰⁾

ただし、VARモデル内において金融政策のルールを特定することができたとしても、VARの枠組みでは金融政策の効果进行分析することはできない。それは、「ルーカス批判」が指摘するように、過去に実際にとられてきた政

策と異なる政策反応関数の下では、他のVARの係数も変化してしまうと考えられるからである。にもかかわらず、以下の第V節でみるように、推計されたVARの係数の下で、政策反応関数の係数だけを変更した場合の影響をみよとする政策効果の分析も存在している。West (1993), Bernanke, Gertler, and Watson (1997), Sims and Zha (1998), Sims (1998b), Hanson (2000a)などによる最近の研究事例は、推計された「構造VAR」システムの中の政策反応関数を示す方程式(金利方程式)の係数の推計値を、実際と異なった値に設定した場合に、経済変数(物価や生産)の(金融政策のショック以外の「構造ショック」に対する)インパルス応答や、その下で生み出される経済変数の変動をシミュレーションしている(このようなシミュレーションは“counterfactual simulation”といわれることもある)。経済構造を特定できないVARを利用したこのようなシミュレーションは、「ルーカス批判」の対象となるものであるが、これらの研究者はそれを認識した上で、留保条件付で政策シミュレーションを行っているといえる。実際上、「ルーカス批判」が想定するような状況が、どの程度重大に結果に影響を及ぼすかについての意見は研究者間で相違があるが、これらの研究は、Christiano-Eichenbaum-Evansが考えるよりも、政策評価という、より積極的な有用性をVAR分析が持ち得ると考えている点で共通している。

II-5. 「物価パズル」と「流動性パズル」

さて、前述のように、VARにおける金融政

19) このような観点から具体的な経済モデルの比較を行った例として、Christiano, Eichenbaum, and Evans (1996b)がある。また、Rotemberg and Woodford (1997)はモデル・シミュレーションの際のパラメータの値の設定の基礎を、VARによる推計結果に置いている。また、Bagliano and Favero (1998), Favero (2001)も、Christiano-Eichenbaum-Evansの見解を引用して、この立場に賛意を示している。

20) ただし、Rudebusch (1998)は、このように解釈されたVARにおける政策反応関数が、実際の政策ルールを正しく定式化しているかどうかは疑問であると考えている。また、この式が示しているものは、政策反応関数の(構造を示すものではないという意味での)「誘導形」であって、VARにおける係数と政策反応関数の「構造パラメータ」の関係は明確ではない。McCallum (1999)も参照。

策のショックの「波及過程」とは、金融政策のショックが、時間の経過と共に各変数間の相互依存関係を通じて伝播されていく過程を意味し、インパルス応答がこれを示す指標とされている。したがって、インパルス応答の形態を調べるのが重要となるが、インパルス応答自体は直接的にショック波及の経路の経済構造を示すものではない。むしろ、インパルス応答の形態と整合的なショックの「波及過程」を示す何らかの経済モデルを構築（または選択）することによって始めて、ショックの波及経路の経済構造を説明することができることになる。このとき問題となるのは、経済モデルの通常の仮定の下では得られないようなインパルス応答が推計された場合である。Sims (1986) などの立場は、「構造 VAR」の識別条件の妥当性は、推計されたインパルス応答の符号・形態をも勘案して判断すべきであるというものである。もし、さまざまな経済モデルに共通するようなショックの波及過程と矛盾するようなインパルス応答が得られた場合には、何らかの定式化（構造制約の仮定や VAR に含まれる変数の選択）の誤りがある可能性が高いことになる。

一方、Christiano, Eichenbaum, and Evans (1999) らのように、インパルス応答の形態を説明できる経済モデルが現実妥当的なものであるとする立場から、文字通り解釈すれば、既存の経済モデルによって観測されたインパルス応答が説明できなければ、それを説明できるような新しい経済モデルを構築する必要があることになる。しかし、それは用いている「構造ショック」の識別条件が正しいことを前提とした判断であり、金融政策のショックの識別条件のみに関して見ても、さまざまな識別条件が並存し、研究者間で合意ができていないことを考

えれば、そのような方針は現実的とはいえない。実際に、Christiano, Eichenbaum, and Evans (1999) も、比較対象とするどのような経済モデルにおいても説明できないようなインパルス応答が得られた場合には、その「構造 VAR」の識別条件を棄却するという方針をとっている。

以上のような議論と関連して、金融政策の VAR 分析において、「物価パズル (price puzzle)」という（推計結果上の）現象がしばしば発生することがある。「物価パズル」とは、金融政策の引締めのショックが物価水準の持続的な上昇をもたらす (Christiano, Eichenbaum, and Evans, 1999, pp.97–98), というインパルス応答が推計される場合を指す。²¹⁾これが「パズル」とよばれるのは、通常の経済理論に照らして変則的な実証結果であると解釈されているためである。したがって、上述の Sims や Christiano らの基準によれば、これらの「パズル」は「構造 VAR」の何らかの定式化の誤りの存在を示唆していることになる。後述のように、Sims (1992) 以来、商品価格などの物価の先行指標を VAR に加えると、「物価パズル」は解消またはその程度が緩和される場合が多いため、「物価パズル」は金融政策当局の情報集合の定式化の誤りのために発生すると解釈されるようになり、現在では、多くの金融政策の VAR 分析において先行物価指標が変数に加えられることになっている。²²⁾

さらに、同様な推計上の現象として「流動性パズル (liquidity puzzle)」とよばれるものもある。「流動性パズル」といわれる現象は、インパルス応答において、貨幣量の増大が、金利を引き下げるのではなく、逆に引き上げる効果を持つことを指す (Strongin, 1995, p.464)。²³⁾ Strongin (1995), Bernanke and Mihov (1998a)

21) 線形モデルである VAR においては、インパルス応答のショックに対する反応は対称的であるから、「物価パズル」は、金融政策の緩和的ショックが物価水準を持続的に下落させることも意味する。なお、「物価パズル」の定義は研究者間で若干異なっている。たとえば、Sims and Zha (1998) では、「金融引締めが物価の下落をもたらすという結果が明らかに得られない (p. 2)」ような推計結果とされている。「物価パズル」については、Sims (1992), Eichenbaum (1992), Christiano, Eichenbaum, and Evans (1996a), Leeper, Sims, and Zha (1996), Hanson (2000b), 杉原ほか (2000) なども参照。

らでは、中央銀行の金融調節方式における政策変数の定式化の誤りが、その原因であると考え

ている。

Ⅲ．日本の金融政策についての研究の展望－金融政策のショックの識別の観点から

前節では、VARを用いた金融政策のショックの識別とその分析の意義について説明した。本節では、これまでの日本に関する金融政策のVAR分析を展望する。それら研究は、最近に至るまでのこの分野の成果にも関心を払ったものである。さまざまな識別方法の具体例ともなっている。したがって、日本の金融政策のVAR分析を展望することは、金融政策のショックの方法に関する代表的な文献を概観することにもなる。なお、金融政策のショックの識別方法の大部分は、同時点制約(2)式の A_0 に対する制約)によるものであり、以下の研究についてもこれが当てはまる。

さらに、次節以降では、本節で展望した識別方法や先行研究の結果に留意しながら、1970年代以降の日本の金融政策に関するVAR分析を実際に行うことで、さらに具体的な説明を進めることにする。そこで行う日本の金融政策のVAR分析においては、本節で言及する先行研究と重複する部分や結果を再確認する部分も存在することになる。なお、これまでみてきたように、金融政策のVAR分析といっても、その目的は多様であるため、以下の研究紹介では、

金融政策のショックの識別方法および金融政策のショックの重要性に焦点を絞ることとしたい。

Ⅲ－1．政策変数としてのコールレート

(1)式が示すように、金融政策のショックは、政策変数の「構造ショック」として捉えることができる。したがって、まず、金融政策の政策変数(操作変数)を特定化する必要がある。さらに、政策変数を特定することができたとしても、金融政策の情報集合 Ω_t に同時点(t 時点)の他の経済変数が含まれる場合には、誘導形VARの政策変数に関する方程式の攪乱項には、金融政策のショック以外の「構造ショック」も同時に含まれることになるため、何らかの識別条件により、政策変数方程式の攪乱項から金融政策のショックを識別しなければならない。一般に、金融政策の政策変数は、短期市場金利(銀行間金利)またはハイパワードマネー、準備預金量などの集計貨幣量であると考えられる。したがって、金融政策のショックの識別のためには、中央銀行が直接的に影響を及ぼしうる貨幣市場で決定される金利と貨幣量を対象に、貨

22) Christiano, Eichenbaum, and Evans (1999) は、金融引締めがインフレーションをもたらす経済モデルも存在することに言及している。たとえば、IV-2節で触れる Barth and Ramey (2000) のモデルも、それに属する。彼らが、そのような経済モデルを正しいと判断しない理由は、商品価格などの先行価格指標を考慮した場合には、「物価パズル」が解消されることが根拠となっている。このように、金融政策のVAR分析の分野では、「物価パズル」が「VARの定式化のインフォーマルなテスト」(Hanson, 2000a, p. 1)として利用される場合がしばしばみられる。

23) その他に、Favero (2001) は、「流動性パズル」を、「(正の)貨幣ショックに対して、同時点で金利がほとんど下落せず、さらに、その後上昇するようなインパルス応答の現象(p. 178)」を指すものとしている。「流動性パズル」については、Leeper and Gordon 1992, Gordon and Leeper 1994, Leeper, Sims, and Zha 1996, Pagan and Robertson 1998なども参照。

幣需要関数（のショック）と貨幣供給関数（のショック）を識別する必要がある。²⁴⁾第Ⅱ-3節で見た、Christiano-Eichenbaum-Evansの方法は、金融政策変数は金融変数（貨幣量、金利など）に対して同時点で先決性を持つというブロック再帰的構造を仮定することで、金融政策のショックを他の金融変数のショックから識別するものである。具体的には、Christiano-Eichenbaum-Evansはアメリカの金融調節方式に基づいて、FFレートまたは非借入準備を政策変数と考えることが適切であるとしている。この枠組みでは、たとえば、FFレートを政策変数と考えることは、貨幣（この場合は準備）供給関数は、同時点の貨幣（準備）需要のショックに対して完全に弾力的であると仮定することになる。

日本の場合、日本銀行が誘導目標とする政策変数は、コールレートである。²⁵⁾（集計貨幣量でなく）短期市場金利を政策変数と考えて、金融政策のショックを識別しようとするVAR分析は、Bernanke and Blinder (1992), Sims

(1986, 1992)以降広く行われているが、日本について比較的早い時期に行われたこのような観点からの研究として、岩淵(1990)がある。岩淵は、コールレート、貨幣量 (M_t , 以下 $M1$ と表記, または M_2+CD , 同 $M2CD$), 銀行貸出残高, 為替レート, (実質)生産(鉱工業生産指数), 物価(消費者物価指数)からなる6変数VARモデルの, 1975年から1989年までの月次データによる推計であり, Bernanke (1986)などにより提案された非再帰的な「構造VAR」を応用して行われている。²⁶⁾

岩淵(1990)は、コールレートを金融政策の政策変数((6)式の I_t)とし、構造形における金利方程式((8)式)を政策反応関数とみなして、その攪乱項を金融政策のショック μ_t と解釈している。ただし、同時点相関の構造に関する考え方は、Christiano-Eichenbaum-Evansの仮定とは異なっている。まず、金融政策の情報集合 Ω_t に含まれる同時点の経済変数は貨幣量のみであると仮定している。²⁷⁾この仮定はChristiano-Eichenbaum-Evansのブロック再帰モデルと2つ

24) この貨幣供給関数が政策反応関数であり、貨幣供給のショックが金融政策のショックである。従来のマクロ経済学では、ハイパワードマネーが中央銀行の政策変数であると考えていた。より広義の貨幣を考えた場合には、その供給ショックには、金融政策のショック以外にも民間金融機関等による貨幣供給のショックが含まれることになるが、「信用乗数」が安定していれば、ハイパワードマネーの操作によって広義の貨幣供給を誘導することが可能なため、それら貨幣の供給ショックが主に金融政策のショックを反映したものであると考えることができる、というのが教科書的な説明である。

25) 日本の準備預金制度の下での、「積みの進捗率」の操作を通じて準備預金市場の金利予測に働きかける、コールレート誘導の仕組みについては、神崎(1988), 翁(1993), Okina(1993)による説明を参照(神崎1988は上記アメリカの金融調節方式との比較も行っている)。なお、日本銀行は、1995年以降、短期市場金利の誘導目標の対外的公表を始め、さらに、無担保コール市場における翌日物金利の誘導水準を具体的に示すようになった(宮野谷2000)。(ただし、2001年3月から始まった「量的緩和政策」の期間中、誘導目標は無担保コール翌日物金利から日銀当座預金残高に変更されている。)短期金利による金融調節とハイパワードマネーの制御の関係については、植田・植草(1988), 植田(1993), 吉川(1996)第7章なども参照。林(2000), 細野・杉原・三平(2001)第2章は日々の金融調節の実際を考慮して、準備預金市場の「流動性効果」を実証的に分析した研究である。日々の金融調節の枠組みの現状については、宮野谷(2000)が説明している。

26) 通常、水準変数は対数値が用いられており、また定常化のために階差が取られることも多い。本稿で展望する論文でも、推計に際して(季節性に関する調整なども含む)さまざまな変数の変換が行われているが、以下、個別の研究の変数の変換については言及しないこととする。推計に用いられた変数の正確な定義は原論文を参照されたい。

27) ただし、岩淵(1990)は3通りの識別制約を考えており、そのうちのひとつは、貨幣量のみでなく物価も同時点でコールレートに影響を与えるとされている。

の点で異なる。第1点は、非金融変数の同時点（同月）の値は、金融政策の情報集合には含まれないと考えている点である。Sims (1986) による定式化を始め、Leeper, Sims, and Zha (1996) や Sims and Zha (1998), Sims (1998), Leeper and Zha (1999), Kim (1999), 後述の Shioji (2000) などにも同様の定式化が見られる。彼らはその理由として、中央銀行は遅れを持ってしかそれらの経済変数を観測できないため、少なくとも月次のような単位期間の短い推計では、中央銀行の情報集合からそれらを除くことが妥当であるとしている。一方、Christiano, Eichenbaum, and Evans (1999) では、中央銀行は同時点で産出量や物価を直ちに観測できないが、それらを推測するための（過去のそれら経済変数自体の値以上の）多くの情報を持っているため、同時点の非金融政策変数を情報から除くよりは含める方が適切であると主張している。すなわち、（観測誤差は伴うかもしれないが、）中央銀行は政策決定時点の経済状態をかなり正確に把握できるとしているのである。²⁸⁾ 第2点は、同時点の貨幣量が金融政策の情報集合に含まれている点である。Christiano-Eichenbaum-Evans が同時点の貨幣量を除いているのは、中央銀行による政策変数の制御の下で、貨幣供給量が内生的に決まる状況を前提として、政策変数の金融変数に対する同時点での先決性を定式化したことによる。しかし、第Ⅱ-3節でも述べたように、中央銀行がその政策変数の誘導水準の決定に同時点の貨幣量（貨幣需要のショック）を参照している場合には、それも中央銀行の情報集合に含まれることになる。²⁹⁾ 岩淵は、この理由（「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」、岩淵1990, p.94）から、政策反応関数に同時点の貨幣量を含めている。

岩淵 (1990) の識別制約を第Ⅱ-3節の記号を適用して示すと、

$$X_t = \begin{pmatrix} X_{1t} \\ I_t \\ X_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} X_{1t} \\ r_t \\ m_t \end{pmatrix},$$

ここで、 r_t はコールレート、 m_t は貨幣量、 X_{1t} は貸出残高を含んだ4つの非金融変数のベクトル、として、

$$A_0 = \begin{pmatrix} & G_{11} & & G_{12} & & 0 \\ 0 & & O & & 1 & a_{kn} \\ 0 & a_{k+1,2} & \cdots & a_{k+1,k-1} & a_{k+1,k} & 1 \end{pmatrix},$$

である (a_{ij} は行列 A_0 の第 (i, j) 要素を示す)。4×4 行列 G_{11} 内は、「総需要＝総供給分析」を基本とした解釈により再帰的構造となっている（なお、政策部門と金融部門に対応する第1列の要素がゼロであるのは、これらの部門の変数が同時点での為替レート [= X_{1t} の第1要素] に依存しないという岩淵の仮定を示している）。金利 r_t が同時点ですべての変数に影響を及ぼすとしているため、非金融部門と政策および金融部門はブロック再帰的構造になっていない。その推計結果を金融政策のショックのインパルスについてみると、まず、金融政策の引締めのショックに対して、物価は持続的に下落するというインパルス応答が得られており、「物価パズル」は発生していない。また、生産および貨幣量 (M1 または M2 CD) は引締めのショックの後、持続的に減少している。さらに、金融政策のショックの各経済変数の変動への影響の大きさを、「予測誤差分散分解」によってみた場合には、その物価、生産、貸出、為替レートへの影響は極めて限られたものとなるという結

28) Sims and Zha (1998) もその可能性を認めている (p. 25)。

29) なお、以上の議論からも分かるように、本稿では、ある変数が中央銀行の「情報集合に含まれる」とは、その変数を観測できるということのみでなく、金融政策の決定がその変数に（予測のための情報として間接的に用いられる場合も含めて）依存しているということの意味するものとする。

果が報告されている。

なお、「予測誤差分散分解 (forecasting error variance decomposition)」とは、各変数の変動に対する各「構造ショック」の寄与度の指標として、VAR分析においてしばしば用いられるものである。VARの変数のベクトル X の要素 x_m の t 期の情報に基づく h 期先の予測誤差は、 $x_{m,t+h} - E_t(x_{m,t+h})$ (ここで、 E_t は t 期の条件付期待値)であり、その分散(すなわち予測の平均2乗誤差)が予測誤差分散である。この予測誤差分散を、各「構造ショック」の相対的貢献度に振り分けたもの(予測誤差の原因である各「構造ショック」が、その分散の何パーセントを説明するか)が予測誤差分散分解である。

コールレートが政策変数であるとする解釈は、北坂(1993)においてもみられる。北坂(1993)では、生産(実質GNP)、物価(GNPデフレーター)、コールレート、貨幣量(M2CD)からなる4変数を用いた四半期データによる分析が、1955年から88年にかけて行われており、さらに、Sims(1980b)による(小標本の偏りを考慮した)尤度比検定によって、VARの係数の変化が検討されている。その結果、1970年が構造変化の時点と特定されている。「構造ショック」の識別はコレスキー分解によるものであるが、誘導形VARの攪乱項の回帰分析を予備的に行い、その結果を参照して、2つの期間で異なった分解の順序を採用している。採用された識別制約においては、いずれの期間もコールレートの同時点内での先決性は高く、前期(1969年以前)は他の3つの変数から同時点での影響はなく、後期(1970年以降)は物価のみから影響を受けるとして金融政策のショックが識別されている。³⁰⁾北坂の結果を、金融政策のショックの影響という視点から解釈すると、

引締めのショックは、後期には生産を増大させるが、前期には減少させていたという結果となっている(pp.151-152)。³¹⁾また、引締めのショックに対し、物価は前期にはわずかにしか反応しないが、後期には下落すると報告されている(p.153)。予測誤差分散分解の結果からは、生産に対する金融政策のショックの影響は前期には非常に小さいが、後期にはやや大きくなること、物価に対する影響は期間を通じて小さいこと、が示されている。

吉川(1996)は、1950年代から80年代にかけての期間のコールレートと主要な経済変数の動向の歴史的経緯を詳しく調べることで、それが日本銀行の政策変数として機能していることを示している。吉川(1996)は、景気循環の過程でコールレートが何ヶ月にもわたって固定ないし平準化される傾向があったことを指摘し、このことは、日本銀行がコールレートを制御してきたことを示しているに他ならないため、「コールレートの変化は必然的に日銀の政策スタンスの変化を反映したものである。日銀が自ら積極的にコールレートを変更する場合でも、あるいはまた、日銀の行動とは独立の外部のショックに対応してコールレートが変化することを容認する場合でも、いずれについてもこのことはあてはまる。(p.67)」と結論している。³²⁾さらに、このような解釈の下に、1958年から1972年と73年から90年までの2つの期間について、月次データで、生産(鉱工業生産指数)、物価(消費者物価指数)、純輸出対生産比、コールレートの4変数を用いたVARを推計し、金融政策のショック(誘導形VARにおけるコールレート方程式の攪乱項)に対するインパルス応答を調べている。結果は、期間にかかわらず、引締めのショックは生産を減少させるこ

30) 北坂(1993)では、「利子率ショック」とよんでいるが、その解釈は金融政策のショックである。

31) なお、北坂(1993)では、変数の同時点依存関係を示す係数行列 A_0 にさらに追加的なゼロ制約を課してインパルス応答を推計した場合には、後期にも引締めのショックが生産を減少させる影響がみられるとしている。

32) なお、吉川(1996)の実証結果は、吉川ほか(1993)に基づいている。また、コールレートの変動が、たとえばFFレートに比べて小さいことは、Ueda(1993)も指摘している。

とを示し、物価は1973年以降には生産よりも長いラグを伴って（ショックから1年後）に下落を始めるが、72年以前には相対的に反応が小さい（ただし、大部分の期間は正のインパルス応答を示す）、というものである。³³⁾

最近の、杉原ほか（2000）による研究は、この分野のさまざまな研究成果を取り入れて、第Ⅱ－3節で見たブロック再帰的VARや非再帰的「構造VAR」、さらにBlanchard and Quah（1989）などによる係数に「長期制約」を課す「構造VAR」に基づく5つの定式化に基づいた推計結果を比較している。³⁴⁾彼らのVARでも、基本的にはコールレートが政策変数であると考えられている。推計期間は1980年から1999年までであり、四半期データによる推計である。³⁵⁾彼らは、以上の複数の識別制約の仮定に基づく推計結果の妥当性を、とくに「物価パズル」という観点を重視して、インパルス応答の符号および形状によって判断し、（実質）生産量（実質GDP）、物価（GDPデフレーター）、卸売物価、コールレート、貨幣量（M2CD）の5変数からなるChristiano-Eichenbaum-Evansタイプのブロック再帰的VARの結果を中心に採用している。ここで変数に卸売物価が加えられているのは、それが物価水準全般の先行指標としての

情報を持っていると考えられるためである。このような物価の先行指標は、Sims（1992）以来、「物価パズル」を解消するために、多くの研究において取り入れられてきた。それは、「物価パズル」が生じる主な理由は、中央銀行が物価を予測するための情報が、VAR上の中央銀行の情報集合として十分考慮されていなかったためである、という解釈に基づく。たとえば、将来の物価上昇が予測されたことから引締めの金融政策が採用され、（引締めの政策が物価上昇を完全には抑制することができなかったために）実際にインフレーションが発生したとする。このとき、VARにおいて、中央銀行の物価予測を反映するような変数が欠落していた場合には、そのような中央銀行の政策は金融政策のショックと捉えられ、あたかも引締めの政策ショックが引き続く物価上昇を引き起こしたかのような推計結果を導くことになる。実際に、先行物価指標を含んで推計すると「物価パズル」が解消またはその程度が緩和する事例が多いため、そのような変数を含んで推計することが一般化した。^{36), 37)}

杉原ほか（2000）の中心とするこの定式化は、本稿第Ⅳ－2節の推計で「5変数ブロック再帰モデル」とよんでいるものと基本的に同じ構造

33) 続いて、吉川（1996）では、四半期データを利用した、コールレートと「需要項目」の2変数VARが推計され、インパルス応答および予測誤差分散分解を行った結果から、金融政策のショックは「主に設備投資と輸入を通じて实体经济にかなりの影響を及ぼすと結論づけられる（p.87）」としている（第2章）。さらに、コールレートとさまざまな経済変数との2変数VARの推計結果に基づいて、金融政策の波及メカニズムは、長期金利を経て設備投資に影響するものではなく、短期金利が生産・在庫に直接影響を与え、それを通じて設備投資に効果が波及するものであると分析している（第3章）。

34) 主要な結論は、細野・杉原・三平（2001）第6章に再録されている。

35) ただし、すべての推計を月次データで行った場合にも、結果は四半期データによるものと大きな違いはなかった、と報告されている。

36) 後述のShioji（2000）でも、石油価格がこのような物価先行指標としての役割も果たしている。なお、杉原ほか（2000）では、商品価格指数、および総合、国内、輸入の各卸売物価指数を先行指標の候補として、各推計結果を比較し、最終的に国内卸売物価を採用している。また、生産と物価の先行指標を検討した本多・上岡・洞口（1995）でも、商品価格が消費者物価に対して説明力を持っていることが示されている（p.167, 表7-4）。

37) ただし、後の第Ⅳ－2で述べるように、Hanson（2000a）、Leeper and Zha（2000）やBarth and Ramey（2000）は、先行価格指標の物価情報としての有用性やその背後に想定されている「物価パズル」を生じさせる原因について懐疑的である。

なので、ここでの説明は省略する。このようにして識別された金融政策のショックに対するインパルス応答からは、引締めの政策によって、生産、物価、貨幣量がいずれも低下することが確認され、予測誤差分散分解の結果からは、金融政策のショックが生産および物価に及ぼす影響は非常に小さいという、岩淵（1990）、北坂（1993）とも共通する結果が得られている。

Miyao（2000）も日本の金融調節方式を前提に、コールレートが政策変数であり、さらに、変数間の同時点相関関係において最も先決性の高い変数であるとみなしている。MiyaoによるVAR分析の目的は、1990年代に金融政策の効果に変化があったか否かを、金融政策のショックに対する生産のインパルス応答の変化によって調べることである。そのために、生産（鉱工業生産指数）、コールレート、貨幣量（マネタリーベース）からなる3変数、またはそれらに為替レートを加えた4変数VARモデルを推計した。推計の期間は1975年から1998年であり、月次データが用いられている。さらに、1975年から1993年までと1990年から1998年までの期間についての推計を行ない、その結果の比較がされている。「構造ショック」の識別は、コレスキー分解によっており、分解の順序は、コールレート、産出量、貨幣量、（および為替レート）の順となっている。すなわち、政策変数は、同時点では非金融部門、金融部門のいずれの変数からも影響を受けない（金融政策決定の際の情報集合に入っていない）ことを意味している。³⁸⁾このような定式化は、後述のSims（1986, 1992）などにもみられるものである。

推計されたインパルス応答は、引締めのショックは生産量を低下させることを示すが、その大きさが1990年代以降著しく縮小したとい

うものであった。また、Sims（1980b）にしたがったVARの係数の安定性の尤度比検定を行うと、1995年を境にして構造変化があった可能性が高いことが認められた。Miyao（2000）はこれらの結果は、政策変数であるコールレート変更の余地が限定されたため、および、信用収縮により金融政策の影響が波及しにくくなったためと推測している。

以上では、これまで行われた日本の金融政策のショックの効果に関する主な研究のうち、コールレートを政策変数とみなした上で、VARによって金融政策のショックを識別し、その経済への影響を調べようとするものを概観した。ショックの識別方法やVARに含まれる変数、推計期間などはさまざまに異なるが、コールレートを政策変数とするVARにおおよそ共通してみられる結果として、次の点をあげることができるであろう。まず、金融政策の引締めのショックは、生産を縮小し、物価を下落させる傾向を持つ。ただし、予測誤差分散分解によって、それらの変動に占める金融政策のショックの比重を評価した場合には、その影響はそれほど大きくない。とくに、金融政策の生産、物価の変動に対する役割が限定的である点は、FFレートを政策変数としてVAR分析を行ったBernanke and Blinder（1992）のアメリカにおける結果と対照的である。³⁹⁾

なお、このBernanke and Blinder（1992）などを始めとして、金融政策のショックが、銀行貸出量を変化させることを通じて生産に影響を及ぼす波及経路を検証しようと試みる研究が存在し、日本についても近年そのような研究が増加している。それらのVAR分析でもコールレートを政策変数とみなして金融政策のショックを識別しようとする（または、ハイパワードマ

38) ただし、他の分解の順序を試みた場合にも、インパルス応答の形状はほとんど影響を受けないと報告されている（p. 381）。

39) 「情報変数」という観点から分析を行った本多・上岡・洞口（1995）の予測誤差分散分解においても、コールレートに関して同様の傾向がみられている。ただし、VARに含まれる変数や推計期間に依存して、生産または物価の予測誤差分散の20%から30%程度をコールレートの攪乱項が説明する場合もある（pp. 168-170, 表7-6, 7-7）。

ネーを政策変数とみなす場合と比較する)ものが多い(たとえば, 細野 1995, 宮川・石原 1997, 畠田 1997, 小川 1999)。これらの研究における金融政策のショックの識別は, 多くの場合, コレスキー分解によっている。一方, Hoshi, Scharfstein, and Singleton (1993)は, 「窓口指導」の程度を表す指標を作成して, 1970年代から80年代にかけて, この指標とコールレートおよび設備・在庫投資からなるVARを推計し, その結果から, この「窓口指導」の指標が(コールレートに先行する)金融政策のスタンスを示す変数と解釈できるとしている。(VARを利用する研究以外のものも含めて)このような銀行貸出を通じた経路に着目した金融政策の波及に関する実証分析については, 星 (1997, 2000)が詳細に展望している。

III-2. 準備預金市場と金融政策のショック

Kasa and Popper (1997)は, Bernanke and Mihov (1998a)の分析枠組みを日本の金融政策に適用した研究である(Bernanke and Mihov 1997は, そのドイツへの適用である)。Bernanke and Mihov (1998a)は, アメリカの準備預金市場における連邦準備銀行の金融調節の手段を明示的に考慮して「構造VAR」による金融政策のショックの識別を行うことを目的とした複数の研究における識別制約を, 比較評価する方法を提案している。これまでは, 中央銀行の政策変数((1)式の I_t)は, 短期市場金利(アメリカの場合はFFレート)であるとする見方を紹介したが, アメリカの金融調節の場合には, これは非借入準備(nonborrowed reserves)の操作を介して(すなわち, 非借入準備を政策手段として)達成されていると考えられている。一方で

は, それ以外にも, 非借入準備自体が政策変数(すなわち誘導目標)であるとする考え方(Christiano and Eichenbaum 1992, Christiano, Eichenbaum, and Evans 1996a, b)や, 借入準備(borrowed reserves)が政策変数であるとする考え方, 総準備は需要に合わせて供給しながら非借入準備と借入準備の構成の変化を通じて金融調節を行うとする考え方(Strongin 1995)など, 複数の考え方が並存し, また政策変数は時期によっても異なるという見方も存在している。^{40), 41)} Bernanke and Mihov (1998a)は, 過剰識別または適度識別制約を設けて, これら代替的な仮定の下での識別条件を統計的に評価できる「構造VAR」を提示した。彼らのVARモデルは, (6)式の変数ベクトルから金融部門変数 X_{2t} を除き, さらに, それに対応する(7)式のブロック再帰的構造を維持しつつ, I_t を準備預金市場の変数ベクトルに拡張したものと解釈できる。⁴²⁾すなわち,

$$X_t = \begin{pmatrix} X_{1t} \\ I_t \end{pmatrix}, \quad (9)$$

および

$$A_0 = \begin{pmatrix} G_{11} & O \\ G_{21} & G_{22} \end{pmatrix}, \quad (10)$$

である。ここでは, I_t はFFレート ff_t , 総準備 tr_t , 非借入準備 nbr_t , の3変数からなる。さらに, 誘導形VARの各々に対応する攪乱項を u_t^f , u_t^r , u_t^{nbr} とし, 「構造ショック」は, 総準備, 借入準備に対する需要ショック ε_t^r , ε_t^{br} , および金融政策のショック μ_t の3つであるとする。これらのショックの間には, G_{22} に対応して次

40) Walsh (1998) Chapter 9は, これらの識別条件の背景となるアメリカの準備預金市場と金融調節方式およびその時代的推移についてまとめている。

41) 他方, Gordon and Leeper (1994)は, 借入準備と非借入準備は完全に代替的であるとみなした上で, VAR内において総準備の需要関数と供給関数(政策反応関数)を識別することで, 金融政策のショックの識別を試みている。

42) または, 同じことであるが, I_t と X_{2t} の間のブロック再帰的構造の仮定を廃したものとみえる。

のような関係が仮定される。

$$u_t^{tr} = -\alpha u_t^{ff} + \varepsilon_t^{tr}. \quad (11)$$

$$u_t^{tr} - u_t^{nbr} = \beta u_t^{ff} + \varepsilon_t^{br}. \quad (12)$$

$$u_t^{nbr} = \gamma_1 \varepsilon_t^{tr} + \gamma_2 \varepsilon_t^{br} + \mu_t. \quad (13)$$

(11)式および(12)式は、総準備、借入準備の需要関数を攪乱項について表したものである。⁴³⁾一方、(13)式は、非借入準備の制御の方式を示している。これより、金融政策のショック μ_t は誘導形の攪乱項の線形結合として、

$$\begin{aligned} \mu_t = & -(\gamma_1 + \gamma_2)u_t^{tr} + (1 + \gamma_2)u_t^{nbr} \\ & - (\alpha\gamma_1 - \beta\gamma_2)u_t^{ff}, \end{aligned} \quad (14)$$

と表される。ここで、 $\gamma_1 + \gamma_2 = 1 + \gamma_2 = 0$ という制約を課せば、 $u_t^{ff} = -(\alpha + \beta)^{-1}\mu_t$ 、すなわち、これまでみたように、FFレートを政策変数であり、非借入準備は $u_t^{nbr} = \varepsilon_t^{tr} - \varepsilon_t^{br} + \mu_t$ という関係が示すように、総準備および借入準備需要のショックを吸収しつつ、FFレートを μ_t を反映した目標に誘導するように制御されていると考えていることになる。一方、 $\gamma_1 = \gamma_2 = 0$ という制約を課せば、 $u_t^{nbr} = \mu_t$ 、すなわち非借入準備が政策変数として誘導目標とされているという見解に対応する。その他、借入準備が誘導目標であるという見方や Strongin (1995) の仮定も、以上の式の間係数制約によって表すことができる。

43) たとえば、総準備の需要関数が、

$$tr_t = -\alpha ff_t + \varepsilon_t^{tr},$$

であれば、

$$E_{t-1}(tr_t) + u_t^{tr} = -\alpha E_{t-1}(ff_t) - \alpha u_t^{ff} + \varepsilon_t^{tr},$$

ここで E_{t-1} は $t-1$ 期の条件付期待値、と表すことができる。すなわち、 t 期の予測されない tr 需要の変動は、予測されない ff の変動と総準備需要のショック ε^r によってもたらされることを示したものが、攪乱項について表した tr の需要関数である。なお、係数 α 、 β の符号は非負と予想される。予想される係数の符号条件の理由については、Bernanke and Mihov (1998a)、Walsh (1998) Chapter 9、Fabio (2001) Chapter 6 など参照。

Kasa and Popper (1997) は、かつての日本の金融調節の実態を考慮し、Ueda (1993) を参照して、銀行間金利と市場金利の差を「道徳的説得（窓口指導）」の程度を示す変数（すなわち追加的な政策変数）として導入しているが、基本的な分析の構造は Bernanke and Mihov (1998a) にしたがっている。月次データによる推計であり、推計期間は1975年から1994年までである。また、1980年代半ばにおいて期間を二分した推計を行っている。非金融部門の変数としては、生産（鉱工業生産指数）、物価（消費者物価指数）、為替レート、および商品価格（日経商品価格指数）を取り上げているので、VARは全体で8変数となっている。Kasa-Popperが係数制約を検定した結果は、コールレート、非借入、借入または総準備のいずれもが単独では政策変数として支持されないというものであった。そのため、日本銀行はコールレートと非借入準備の双方を比重をつけて誘導目標としているという仮説を提示し、それが検定によって支持されるとしている。

また、Kasa and Popper (1997) は、このような金融政策のショックの識別を行う第一義の目的は、「金融政策のスタンス」の指標を得ることであると考えている (pp. 276–277)。⁴⁴⁾このような目的は、Bernanke-Mihov と共通しており、先述の Christiano-Eichenbaum-Evans や Sims らが VAR 分析の有用性と認める点とは異なった視点であるといえる。このとき、金融政策の

ショック μ_t 自体は、通常の金融政策のルールから示される水準と比較した場合に、金融政策が緩和的または引締めの指標にはなり得る。ただし、本来、政策が緩和的または引締めであるとの判断は、「ルール」の部分も含めて総合的にみられなければならない。そこで、Bernanke and Mihov (1998a) は政策スタンスの指標として、(9)式および(10)式の記号によって示されるベクトル $G_{22}I_t$ のうち、その対応する「構造ショック」の項が、識別された金融政策のショック μ_t になる行の要素（これは一般に I_t の過重和となる）を提案している。これは、たとえば $\gamma_1 + \gamma_2 = 1 + \gamma_2 = 0$ という制約が妥当である場合には、コールレートを政策スタンスの指標とすることに他ならない（「構造VAR」のコールレート方程式を政策反応関数 [と金融政策のショック] とみなすということに対応する）。すなわち、事前に政策変数を特定して、それを政策態度の指標と見るのではなく、VARを用いた検定の結果を踏まえて指標を構築しようとするのが Bernanke-Mihov の方針であるといえる。⁴⁵⁾

なお、次に述べる Shioji (2000) は、アメリカの金融調節の枠組みを日本にほぼそのまま適用した Kasa-Popper に批判的である。Shioji は、日本の金融調節方式においては非借入準備は特定の役割を果たしたことはなく、また、日本の非借入準備額は多くの期間において負値を取っており、負の非借入準備の変動が持つ経済学的

意味は明確ではない、と批判している (pp. 26-27)。また、神崎 (1988)、翁 (1993) などによる日本の金融調節方式の説明からも、非借入準備は特別な役割を果たしていないといえる。

Shioji (2000) は、「構造VAR」の枠組みで、日本銀行の金融調節が、(政策手段としての) 日銀貸出の制御を通じたコールレートの誘導 (コールレートが政策変数) であるのか、ハイパワードマネーの制御 (ハイパワードマネーが政策変数) であるのか、(別な言い方をすれば、需要面から決まっているハイパワードマネーの構成を変えることによってコールレートを誘導するのか、ハイパワードマネー自体を誘導するのか) の検証を目的としている。Shioji によるVARの構造は、変数を非金融部門 X_{1t} と政策変数を含む金融部門 X_{2t} に分けて、非金融変数は金融変数から同時点での影響を受けないとするブロック再帰的構造に対応するとみることができる。⁴⁶⁾ ただし、金融政策の情報に関しては、前Ⅲ-1節で触れた Sims (1986) などと同じく、同時点での非金融変数の値は含まれないと仮定している。したがって、コレスキー分解は適用できないが、金融政策のショックの波及のみに関心がある場合には非金融変数部門の「構造ショック」の識別には任意の同時点関連構造を想定することができる。

Shioji (2000) のVARにおける金融政策に関する方程式 (政策反応関数と政策ショック) を、誘導形VARの攪乱項に関する形で示すと、

44) これが、Kasa and Popper (1997) で、金融政策のショックに関するインパルス応答や予測誤差分散分解の結果による分析がほとんど行われていないことの原因かもしれない。Bernankeらの研究においても、Christiano-Eichenbaum-Evans, Simsらと比較すると、インパルス応答や予測誤差分散分解による分析は限定的にしか行われていない。

45) 適切な金融政策のスタンスの指標を得るためには、金融政策のショックが正しく識別されていることが必要である。Rudebusch (1998) は、異なった識別制約を採用した研究 (具体的には Christiano-Eichenbaum-Evans, Sims-Zha, Bernanke-Mihov による研究) で推計された金融政策のショックの時系列的推移を比較すると、それらは全く異なっていることを示し、にもかかわらず、それらの研究間で共通した性質を持つインパルス応答の形状が推計されることから、分析の恣意性を批判している。これに対して、Sims (1998a) は、このような研究の目的は、政策ショックの時系列を識別することではない (p. 935) としている。このことは、Sims と Bernanke-Mihov の間では、金融政策のVAR分析の目的の認識自体に隔たりがあることを示している。

46) または、金融政策部門の変数 I_t と金融政策部門の変数 X_{2t} に再帰的構造を仮定しないと考えることもできる。

$$u_t^r = \delta_1 u_t^m + \delta_2 u_t^h + \delta_3 u_t^{bl} + \mu_t, \quad (15)$$

である。ここで、 u_t^r はコールレート、 u_t^m は貨幣量、 u_t^h はハイパワードマネー、 u_t^{bl} は日銀貸出の、誘導形VARにおける各々の方程式の攪乱項、 μ_t が金融政策のショックである。⁴⁷⁾ Shiojiは、 $\delta_2 = 0$ の場合が日銀貸出による金融調節、 $\delta_3 = 0$ の場合がハイパワードマネーによる金融調節と定式化し、各々の制約の下で適度識別となる「構造VAR」を推計した。推計データは月次で、推計期間は1977年から1995年となっている。コールレート、日銀貸出、ハイパワードマネーに加えて貨幣量としてM2CDが採用され、非金融部門の変数としては、生産（鉱工業生産指数）と物価（消費者物価指数）に加え、消費（家計支出）、設備投資（新規機械発注量）を用いた8変数VARモデルである（さらに石油価格が外生変数として加わる）。Shiojiは2つの定式化のインパルス応答の形状の比較から、ハイパワードマネー調節の考え方が妥当であると最終的に判断している。⁴⁸⁾ その判断の主な根拠は、日銀貸出調節モデルにおいて、引締めの金融政策のショックが同時点で日銀貸出を減少させるという結果が、その背後

にある、日銀貸出の需要関数がコールレートの増加関数であるとする仮定と矛盾するというものである。⁴⁹⁾

Shioji (2000)の（ハイパワードマネーを政策変数とした場合の）推計結果によると、引締めのショックは2年程度の長い期間を経た後に物価を下落させており、「物価パズル」はみられていない。また、生産、家計支出、設備投資はショックの後に漸次的に減少する。コールレートはショックの後1年程度の間上昇し、ハイパワードマネーおよび貨幣量(M2CD)は減少しているため、「流動性パズル」もみられないことになる。さらに、予測誤差分散分解でみた金融政策のショックの影響は、消費、投資、生産のいずれの実物変数に対しても大きく、とくに生産に対して非常に大きいという結論が得られている。一方、物価に対する影響はそれらに比較すると相対的に小さい。物価に対する金融政策の影響がそれほど大きくないという点では、Shiojiの結果は、第Ⅲ-1節のコールレートを政策変数とする推計結果に共通するが、生産に対する影響が大きい（2年先の予測誤差分散の37%）という結果は、生産に対する大きな影響を見出さなかったそれらの研究の結果と対照的なものとなっている。

47) Shioji (2000)の同時点制約の全体の構造は、 $X_t = (X_{1,t}, r_t, m_t, h_t, bl_t)'$ （順に、非金融部門変数ベクトル、コールレート、貨幣量、ハイパワードマネー、日銀貸出）として、

$$A_0 = \begin{pmatrix} G_{11} & & & & 0 \\ 0 & 1 & -\delta_1 & -\delta_2 & -\delta_3 \\ & a_{k+1,k} & 1 & 0 & 0 \\ G_{31} & a_{k+2,k} & a_{k+2,k+1} & 1 & 0 \\ & a_{k+3,k} & a_{k+3,k+1} & a_{k+3,k+2} & 1 \end{pmatrix},$$

（ G_{11} 内は便宜的に再帰的構造を仮定している）となっている。

48) なお、同じ問題意識から、ハイパワードマネーとコールレートの外生性のテストを行った吉野・義村(1997)は、Shioji (2000)とは逆の結論を下している。

49) Shioji (2000)によれば、日銀貸出の需要関数がコールレートの増加関数となる理由は、Strongin (1995)、Bernanke and Mihov (1998a)などのアメリカ金融市場の分析において、借入準備がFFレートの増加関数（上記(12)式において $\beta > 0$ ）となる理由と基本的に同様である。中央銀行からの借入の増加は、たとえば中央銀行からの監視強化などのさまざまな形での事実上の費用を伴うため、借入の限界費用は、その金利コストである公定歩合を上回って通増的に上昇し、それが短期市場金利に上昇圧力を生むと考えられている。

また、杉原ほか（2000）は、先のⅢ－1節で述べたブロック再帰的 VAR とは別に、Shioji（2000）と共通の問題意識から、生産量（実質 GDP）、物価（GDP デフレーター）、コールレート、貨幣量（M2CD）、および準備預金量からなる 5 変数モデルによって、日本銀行の政策変数（「ターゲット」とする変数）が、コールレートまたは準備預金量のいずれであるかを調べようとしている。杉原ほかの VAR モデルにおける準備預金市場を、誘導形の攪乱項に関する形で示すと、

$$u_t^r = \phi_1 u_t^r + \phi_2 u_t^m + \xi_1' u_t^{X1} + \varepsilon_t^r, \quad (16)$$

$$u_t^r = \phi_3 u_t^r + \phi_4 u_t^m + \xi_2' u_t^{X1} + \varepsilon_t^r, \quad (17)$$

u_t^r はコールレート、 u_t^m は貨幣量、 u_t^r は準備預金、 u_t^{X1} （ベクトル）は非金融変数の、誘導形 VAR における各々の方程式の攪乱項、 ε_t と ε_t^r が後に意味が与えられる「構造ショック」である。⁵⁰⁾杉原ほかは、コールレート調節が妥当する場合には、 $\phi_1 = \phi_2 = 0$ かつ $\xi_2 = 0$ となり、(16)式が金融政策の方程式、 ε_t が金融政策のショック、すなわち μ_t となり、(17)式が準備預金の需要関数と解釈できると考えた。一方、準備預金調節が妥当する場合には、 $\phi_3 = \phi_4 = 0$ かつ $\xi_1 = 0$ となり、(17)式が金融政策の方程式で $\varepsilon_t^r = \mu_t$ となり、(16)式が準備預金の需要関数と解釈される。すなわち、準備預金需要は同時点ではコールレートと貨幣量のみから影響を受け、

その一方、金融政策変数の情報集合には非金融変数は含まれるが貨幣量は含まれない（前述の Christiano-Eichenbaum-Evans と共通の仮定）と仮定した上で、さらに、政策変数（ターゲット変数）がコールレートである場合には同時点の準備預金量は政策決定に影響を与えず（準備預金需要の変動は完全に「アコモデート」される）、準備預金量が政策変数である場合には、準備預金量操作に伴う同時点のコールレートの変動は考慮されない、と仮定していることになる。彼らのモデルは過剰識別となるので、過剰識別性の検定を行うことで、どちらが妥当かを検討している。加えて、コールレート調節を前提とした場合の(16)式において、コールレートの誘導水準の決定に、準備預金需要（貨幣需要の情報とみなされる）の同時点の値を考慮しているかどうかを、 $\phi_2 = 0$ を制約として課した上で、 $\phi_1 = 0$ の帰無仮説を検定することでも調べている。結果は、コールレート調節の定式化における過剰識別制約は棄却できないが、準備預金調節の定式化における過剰識別制約は棄却されると判断され、さらに両者の仮定の下でのインパルス応答を総合的に勘案して、コールレート調節の仮説を支持している（この結論は、細野・杉原・三平2001 [p.166] でのものである）。さらに、コールレート調節の場合の政策反応関数(16)式においては、 $\phi_1 = 0$ であると判断されるとしている。⁵¹⁾

以上にも見るように、貨幣（ハイパワードマネーまたは準備預金）の需要関数と供給関数

50) 全体の同時点制約の構造は、 $X_t = (y_t, p_t, r_t, tr_t, m_t)'$ （順に、生産、物価、コールレート、準備預金量、貨幣量）として、

$$A_0 = \begin{pmatrix} 1 & 0 & a_{13} & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ -\xi_{11} & -\xi_{12} & 1 & -\phi_1 & -\phi_2 \\ -\xi_{21} & -\xi_{22} & -\phi_3 & 1 & -\phi_4 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & 0 & 1 \end{pmatrix},$$

（ここで本文中の ξ_i は $\xi_i = (\xi_{i1}, \xi_{i2})'$ 、 $i = 1, 2$ である）となっており、準備預金市場以外に関する制約条件は「総需要＝総供給分析」の観点から与えられている。

(政策反応関数)の(同時点相関に関する)定式化の相違によって、Shioji (2000)と杉浦ほか(2000)では異なった結論が得られることとなっている(もちろん、そのほかにも、他の識別制約や採用する変数など、さまざまな要因が影響していると思われる)。このことは、金融政策のショックの識別とその妥当性の判断が、それほど容易ではないことの一端を示しているといえよう。

Ⅲ-3. 広義の貨幣量と金融政策のショック

これまでにみてきたように、VARによって金融政策のショックを識別しようとする場合には、中央銀行が直接的に影響を及ぼし得る変数、短期金利や準備預金、ハイパワードマネーなどの狭義の貨幣、の情報を利用することが一般的となっている。一方、Blanchard (1989)などの、「総需要＝総供給分析」に基づく識別条件を利用する「構造VAR」分析では、M1などのより広義の貨幣量のみが含まれている場合もある。これは、金融政策のショックを識別することを主要な目的としていないためであり、たとえば、Blanchard (1989)は識別された「貨幣ショック」が貨幣需要、貨幣供給のいずれのショックであるのかの判断を留保している。West (1993)は、このような枠組みでは明確に金融政策のショックを識別できない点をことわりつつも、M2CDのショックを貨幣供給のショック(金融政策のショック)と捉える解釈による分析を行っている。推計期間は1973年か

ら90年まで、月次データによる推計であり、生産(鉱工業生産指数)、物価(卸売物価指数)、貨幣量(M2CD)、石油価格、アメリカの生産(鉱工業生産指数)、実質為替レート、からなるVARモデルを推計している。同時点識別制約は「総需要曲線」と「総供給曲線」の解釈から導かれる生産・物価の同時点相関に関する制約と、貨幣供給関数(政策反応関数)は同時点の生産・物価および為替レートのショックからのみ影響を受けるという制約、さらに、国内生産とアメリカの生産は同時点で相互依存関係にあるとする制約、石油価格がもっとも同時点先決性が高く、為替レートがもっとも内生性が高いという仮定、からなっている。⁵²⁾

インパルス応答の推計結果は、金融政策のショック(貨幣ショック)は生産、物価、および貨幣量とともに上昇させるが、物価と貨幣量への影響が長期にわたることに対して、生産への長期的な影響はみられない(影響のある期間は2年程度)というものであった。さらに予測誤差分散分解によって、金融政策のショックが、貨幣量以外の変数の変動に影響する程度は大きくないとしている。また、景気後退に果たす金融政策のショックの役割を、推計期間中の具体的な4つの景気後退期について、生産と物価の予測誤差を金融政策のショックが説明する割合(いわゆる「歴史的分解(historical decomposition)」)で検討し、生産に対する影響は大きくないが、物価に対しては、生産と比較すると大きな影響をもっていたとしている。

West (1993)の研究の特徴は、第Ⅱ-4節

51) 神崎(1988)や翁(1993)第2章に説明されている金融調節方式では、日本銀行は、1ヶ月単位でみるとほぼ先決的に決まる準備預金需要を満たしつつ、コールレート进行操作している。この場合には、月次単位の推計においては、(以下の本稿での定式化のように)先決変数である準備預金需要は同時点のコールレートに依存しないという識別条件を置くことが妥当であると思われる。一方、杉原ほか(2000)のような四半期データを用いた推計の場合には、そこでのように、準備預金需要の先決性を仮定しないことが妥当であると考えられる。

52) 「構造VAR」モデルの同時点識別制約として、「総需要＝総供給」または「IS-LM」モデルの解釈に基づいた構造制約が採用されることが多いのは(たとえば、Blanchard and Watson 1986, Blanchard 1989, Galí 1992, 前節の岩淵 1990, 北坂 1993, など)、賃金または価格などの硬直性を仮定するそれらのモデルが、短期的な経済の構造を示すのに適していると考えられるためであると思われる。

でみたように、VARの枠組み内で政策シミュレーションを行っている点にある。Westは、推計された「構造ショック」および政策反応関数（貨幣供給関数）以外の構造方程式の係数を不変とし、政策反応関数のみを代替的な政策ルールに変更したVARに基づいて発生させた生産と物価の変動が、実際のそれらの変動とどの程度異なるかをシミュレーションした。代替的な政策ルールは、貨幣供給量を一定とするルールおよび名目所得ターゲット・ルールの2つである（中央銀行が操作する変数は、M2CDの1期前の情報に基づく予測値とされている）。結果は、貨幣供給量一定のルールは、実際と極めて近い物価と生産の動向をもたらすが、名目所得ターゲット・ルールの下では実際とは異なった動向が生みだされるというものであった。このことから、Westは、金融政策のルールが経済変数の変動に重要な役割を持つこ

と、および、日本銀行が「事実上」は貨幣供給量を安定させるという「マネタリスト的」政策を行っていたことを示唆していると結論している。

本節で行った、金融政策のVAR分析の文献展望を振り返ると、最近では、識別制約として採用される「経済構造」が、「総需要＝総供給」などの短期的マクロモデルに基づくものから、調整の遅れ（再帰的構造）や実際の金融調節の方式に基づくものへと移行していることが分かる。これは、Christiano-Eichenbaum-Evansにみられるような、VARの推計結果を基に経済モデルの現実妥当性を判断するという利用の仕方考えた場合、なるべく特定の経済モデルに依存した識別条件を課すことを避け、多くの経済モデルで共通するような仮定または制度的事実に基づく制約の方が望ましいと考えられることを反映していると思われる。

IV. VARによる金融政策のショックの識別とその波及の分析：日本の金融政策への適用

これまでみてきたように、金融政策（のショック）のVAR分析には、さまざまな視点を持った研究が存在している。本節以降では、前節でみた日本の金融政策に関する先行研究の結果も参照しながら、金融政策のショックを識別するために提案された識別条件のいくつかを実際に利用することによって、1970年代から最近までの日本のデータを用いた実証分析を行うことを通して、金融政策のVAR分析の方法と意義の検討を進めることとしよう。

分析は月次データを用いて行うことにする。これは、先述のように、金融政策のショックの識別条件の主要な部分は、中央銀行による金融調節の実態に則して置かれた仮定と、変数間の再帰的構造に見られる情報の遅れや調整の遅れがもたらす生産・価格の反応の遅れに対する仮定からなっていることによる。前者の仮定は短

期的な金融調節を念頭に置いたものである。また、後者の仮定も、（生産・価格の硬直性の仮定が具体的にどの程度の期間にわたって妥当するは一概には言えないが、）観測単位期間が短いほど妥当する可能性は高い。このため、金融政策のショックの分析は、月次（場合によっては、それより短い単位期間）についてのデータの分析が中心となっている。前節で展望した日本に関する研究もその多くは月次データを用いている。

分析期間は、1970年1月から2001年2月までとする。ただし、この約30年の期間について一貫して同じ金融政策のルールまたは政策反応関数が当てはまり、金融政策の影響の波及経路にも変化がなかったと考えることは適切ではない可能性もある。そのような構造変化の可能性は後に第VI節で考察することとし、当面は、期間

を通じた推計を行うこととする。⁵³⁾

IV-1. 「4変数ブロック再帰モデル」による推計と「物価パズル」

最初に推計する定式化は、第II-3節で見た「ブロック再帰的VAR」である。まず、(実質)生産量、物価、コールレート、貨幣量、からなる4変数モデルによる推計を行ってみよう。生産量(以下、 y_t)として鉱工業生産指数(対数値)、物価(p_t)として消費者物価指数(対数値)、貨幣量(m_t)としてはM2CD(対数値)を用いることにする(コールレートは r_t と示す)。⁵⁴⁾

ここで、貨幣量としてM2CDを用いるのは、金融政策のショックが、もっとも一般的に用いられている貨幣指標としてのM2CDにどのような影響をもたらし、それが物価や生産とどのような関連を示すかをみたいためである。一方、金融政策のショックの識別に当たっては、日本銀行の金融調節と直接的な関連性の高い、より狭義の貨幣指標の情報を用いる(またはM2CDと共に併用する)方が望ましいと思われる。ここでは、推計の自由度という観点から、なるべく限定した変数を用いることから始めることとし、後に、準備預金市場を考慮した場合やM2CDに替えてM1を用いた場合の結果を比

較することとしたい。

(6)式に対応する変数ベクトルは、

$$X_t = \begin{pmatrix} X_{1t} \\ I_t \\ X_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} p_t \\ y_t \\ r_t \\ m_t \end{pmatrix}, \quad (18)$$

となる。これに対応する誘導形VAR(3)式の攪乱項ベクトルの要素を $u_t = (u_t^p, u_t^y, u_t^r, u_t^m)'$ と表し、たとえば、 u_t^p を誘導形(VAR)における物価方程式の攪乱項、などによぶことにする。

(7)式に対応する同時点相関を示す行列は、

$$A_0 = \begin{pmatrix} 1 & a_{12} & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 \end{pmatrix}, \quad (19)$$

である。ここでは、 a_{ij} は行列 A_0 の第(i, j)要素を示す。このような A_0 を持つ「構造VAR」(2)式の「構造ショック」のベクトルの要素を $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \varepsilon_{3t}, \varepsilon_{4t})'$ と表す。よって、誘導形の攪乱項と「構造ショック」の間には、

53) なお、推計期間を1970年以降とする理由のひとつは、以下で利用するデータのうち、1970年以前に遡って利用できる整合的なデータがないものが存在するためである。もうひとつの理由は、1960年代以前の日本の金融政策の目的の中心が「国際収支の均衡」に置かれていた政策反応関数および固定相場制下での金融政策の波及構造と、1970年代以降の「物価安定」と「持続的成長」を主要な目的とした政策反応関数および変動相場制下での金融政策の波及構造は、異なる可能性が明らかに高いため、VARの係数の変化だけでなく、VARに採用する変数自体も異なることを考慮しなければならないと考えられるためである。戦後の日本銀行の政策目的の推移については、浅子(2001)第3章、第7章や黒木(1999)第1章などを参照。

54) データの詳細および出所は次の通り。

y_t : 鉱工業生産指数(季節調整値), 1995年=100, 「通産統計」, の対数値

p_t : 全国総合消費者物価指数, 1995年=100, 「金融経済統計月報(消費者物価指数編)」, の対数値

r_t : コールレート無担保翌日物(月平均)[ただし、1985年7月以前は有担保翌日物], パーセント, 「金融経済統計月報」

m_t : M₂+CD平均残高(季節調整値), 億円, 「金融経済統計月報」, の対数値

なお、直接のデータ出所は、本稿を通じて、「日経マクロデータ」(日本経済新聞社)および「日本銀行金融・経済データ」(ダイヤモンド社)である。

$$\begin{pmatrix} 1 & a_{12} & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_t^p \\ u_t^y \\ u_t^i \\ u_t^m \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \end{pmatrix},$$

という関係がある。

非金融部門の変数 X_{1t} としては、金融政策の影響を受けるさまざまな経済変数が考えられる。また、それらの現在および過去の値は金融政策の反応関数の要素すなわち情報集合に加わる変数でもある。さらに、ブロック再帰構造の仮定により、それらは金融政策の政策変数に対して遅れをもって反応するような変数となる。ここで、そのような性質を持つと考えられる非金融部門の変数として、生産と物価を考えるのは、一般にも、それらの安定が中央銀行の政策目標と考えられ、また、実際にも、日本銀行の政策目標の中心は物価と景気の安定にあると考えられるためである。さらに、金融政策の経済への効果または影響を限られた変数で示す場合に、生産と物価は経済状態を代表する変数として妥当なものであるともいえる。

日本銀行が制御する政策変数 I_t は、コールレートであるとする。これは、第Ⅲ-1節でも検討したように、日本銀行がコールレートを目標水準に誘導することが可能であり、実際にも金融調節の中心的手段として用いてきたとみることが妥当であると考えられるためである。⁵⁵⁾ したがって、「構造VAR」における r_t に関する方程式が金融政策の反応関数を意味し、それに伴う「構造ショック」が金融政策のショック ($\varepsilon_{3t} = \mu_{1t}$) と解釈されることになる。金融政策

の反応関数に同時点の生産と物価が含まれるとの仮定には、前述のように議論の余地があるが、当面の定式化ではそのように仮定しておくことにする。

金融部門の変数 X_{2t} は、先に述べた理由から M2CD とする。何らかの貨幣集計量を VAR に導入するのは、それに対する金融政策のショックの波及を見る目的と共に、金融政策の実行に当たっては貨幣量がその決定のための情報となっている可能性があるためである。日本銀行は生産、物価などの経済状態に基づく判断からコールレートを能動的に制御するだけでなく、その一部には貨幣需要の動向を反映した受動的な制御部分も存在する可能性がある。すなわち、金融政策のショックの識別に当たって、貨幣需要のショック（とくに、後の分析のように狭義の貨幣指標を用いる場合）の影響を分離するためにも、貨幣量を加えることが必要であると考えられる。このとき、「構造VAR」の m_t に対応する方程式は貨幣需要関数、その「構造ショック」 ε_{4t} は貨幣需要のショックと解釈される。

推計に当たっては、 $a_{12} = 0$ と置いて、コレスキー分解を適用したショックの識別を行うが、先に見たように、金融政策のショックに対するインパルス応答に関しては、この仮定（すなわち、コレスキー分解の順序における y_t と p_t の順序）は影響を与えない。一方、 $a_{34} = 0$ の仮定は、金融政策のショックの識別に重要な意味を持つ。(19)式の仮定からわかるように、政策ショック μ_{1t} と貨幣需要ショック ε_{4t} の識別は、金融政策の反応関数が、同時点での貨幣需要

55) ただし、第Ⅲ節でもみたように、コールレート以外の変数を政策変数とみなすような研究も存在している。また、対象とする推計期間中についても、日本銀行の政策手段の種類・役割やそれを取り巻く経済環境はさまざまに変遷しているが、コールレートを誘導目標として金融政策が遂行されてきたと考えることは妥当なことであると思われる。これは日本銀行の見解でもある。たとえば、「わが国の操作目標は、高度成長期から現在に至るまで、一貫して「インターバンク市場金利」（コールレート、手形売買レート）であったといつてよい。」（日本銀行金融研究所 1986『<新版>わが国の金融制度』, p.467）、「日本銀行も、日銀当預の総量の増減を通じてコールレートを変化させることで、市場金利による調整メカニズムを通じて経済全体の通貨の量や金利に影響を及ぼすという考え方を明確化し、…」（日本銀行金融研究所編 2000『新しい日本銀行』, p.113）。

ショックに反応しない（それを情報集合に含まない）という仮定のみには依存している。これまでに述べてきたように、この仮定の妥当性についても、研究者間で同意が得られているわけではない点にも留意しておこう。

以上の4変数モデルは、金融政策のショックの識別とその経済への波及の分析のために必要と考えられる最小限の変数に限ったものである。⁵⁶⁾VARに含まれる変数が少なければ、それだけ必要な識別制約の数も少なくなる。しかし、このような比較的限られた制約、しかも経済モデルを明示するような仮定よりも緩やかな仮定に対しても、以上のように、そのほとんどすべてに対して議論の余地があるのである。

誘導形VARの推計は、すべての変数について（階差ではなく）水準を用いて推計する。これは、非定常な変数が含まれている場合にも、水準による推定量は一致性を持つためである（Sims, Stock, and Watson 1990）。別な方法として、単位根検定を行なった結果に基づいて定常化を行うと共に、単位根を持つと判断された変数間の共和分関係の検定と共和分ベクトルの推計を行ない、その結果に基づいてベクトル誤差修正モデルを推計するという方法もある。しかし、予備的な検定結果に基づく定式化に誤りがある可能性も存在するため、それを考慮して、最近のこの分野の分析では水準を用いた推計が中心となっている。なお、誘導形VARモデル

推計の際のラグ次数 p の選択に当たっては、赤池情報量基準（AIC）、シュワルツ情報量基準（BIC）、最終ラグの逐次的尤度比検定を併用して決定した。BICよりも大きいラグ次数を選択する傾向があるAICによって選択される次数を上限、BICによる次数を下限として、上限ラグ次数から逐次的に最終ラグの尤度比検定（有意水準1%）を適用して最終的なラグ次数 p を判断した（具体的な手続きについては、照山・戸田 1997を参照のこと）。このとき、考慮する最大のラグ次数は8とした。⁵⁷⁾

以上で説明した「構造VAR」モデルを、「4変数ブロック再帰モデル」とよぶことにする。ブロック再帰的VAR分析の趣旨にしたがって、以下、金融政策のショックに対する各変数のインパルス応答のみに注目してことにしよう。図1のA欄には、金融政策のショック μ_t のその標準偏差に等しい大きさの正のショック（引締めのショック）に対する、各変数のインパルス応答（ショック発生時点を0期としてそれより48期先まで）が示されている。⁵⁸⁾

引締めのショックによって上昇したコールレートのインパルス応答は、半年程度でピークに達し、その後3年近くをかけて元の水準に徐々に戻ってゆく。これはアメリカのFFレートの対応するインパルス応答（たとえば, Bagliano and Favero 1998, Christiano, Eichenbaum, and Evans 1999）よりも長いといえる。貨幣量

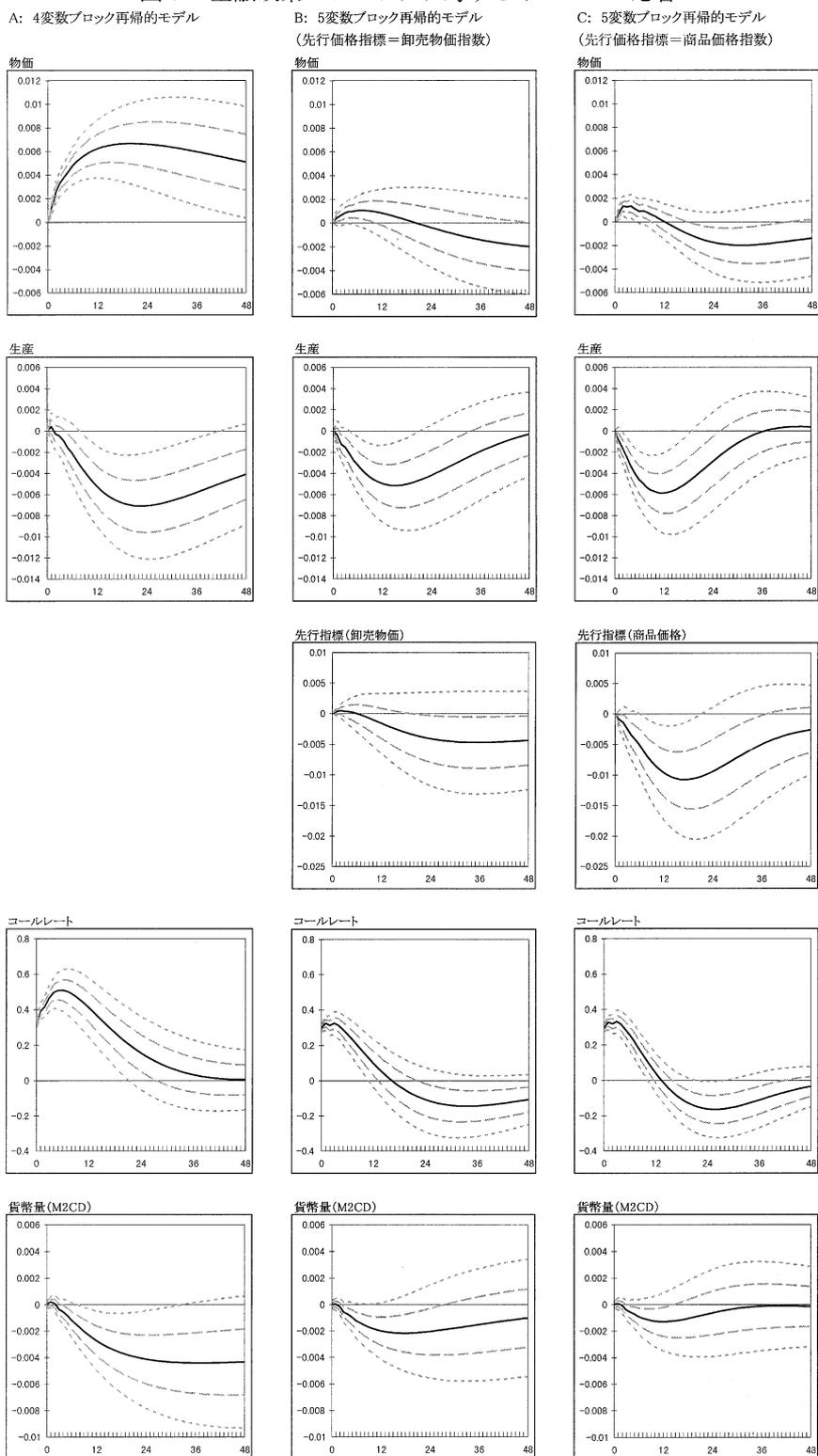
56) Sims (1980a), Litterman and Weiss (1985) を始めとして、これら4変数は、金融政策のVAR分析の基本的な変数となっている。

57) 以下の分析で選択されたラグ次数は、2から5の間であった。ただし、上限のラグ次数をさらに大きな次数とすれば、より長いラグが選択される可能性がある。

58) 図には、インパルス応答関数の、漸近分布に基づく標準偏差およびその2倍に等しい信頼区間が示されている。これらの信頼区間は、非定常な変数が含まれる場合や小標本の場合には必ずしも適切ではないが、参考のために付すこととした。VARの係数またはインパルス応答関数の漸近分布については、Sims, Stock, and Watson (1990), Lütkepohl and Reimers (1992), Hamilton (1994) Chapter 11, 18, 19, Amisano and Giannini (1997) Chapter 5などを参照。インパルス応答の信頼区間を求める方法としては他に、モンテカルロ・シミュレーションによる方法（RATSによるMonte Carlo integrationのプログラムが利用されることも多い）や、ブートストラップ法によるものがある。どのような方法で信頼区間を求めるかは研究者によって異なっており、現在のところ、望ましい計算方法に関する統一的な見解は確立していないようである。信頼区間の計算方法やそれに関する問題を扱った最近の文献には、Kilian (1998), Sims and Zha (1999), Benkwitz, Lütkepohl, Neumann (2000), Benkwitz, Lütkepohl, Wolters (2001) などがある。

VAR による金融政策の分析：展望

図1 金融政策のショックに対するインパルス応答



(注) 図の薄い色の破線はインパルス応答の推計値の1標準偏差の区間、薄い色の点線は2標準偏差の区間を示す(以下同じ)。インパルス応答の標準偏差は漸近分布によるものである。本稿を通じて、これらの推計は、Eviews, ver. 4.0 (Quantitative Micro Software) を用いて行った。A, B, Cの3つの欄について、比較のために、各行の図の縦軸の範囲は共通にした。

への影響は数ヶ月間はほとんど現れないが、その後、減少を始め、その効果はコールレートの上昇期間よりも長期にわたっている。両者にみられるショック発生初期の関係は、金融調節は貨幣需要（準備預金需要）を先決変数としてコールレートを調整することによって行われ、その後、金利の波及を通じて貨幣需要に影響を与えるとする考え方（たとえば、吉川 1996）と整合的であるといえる。引締めのショックは（仮定により同時点での効果を持たないが）生産にも負の影響をもって波及し、やはりその効果は遅れをもって現れる（コールレートのインパルス応答とややずれて生産のインパルス応答の変化がみられる）。金融引締めが生産および貨幣量を減少させるという効果は、多くの経済モデルが示唆する結果とも整合的である。問題となるのは、物価への影響である。すなわち、金融引締めのショックが、物価を長期間にわたって上昇させるという「物価パズル」が発生している。

IV-2. 「先行価格指標」と「5変数ブロック再帰モデル」による推計

第II-5節でみたように、「物価パズル」といわれる現象は Sims (1992)（および Eichenbaum 1992）によって最初に指摘された（ただし、すでに Sims 1986 においてもそのようなインパルス応答が報告されている）。Sims (1992) は、以上と同じ4変数を用いた VAR によって日本を含む先進諸国についての推計を行い、いずれの国でも金融政策のショックが物

価を上昇させることを報告している。⁵⁹⁾Sims (1992) は、商品価格指数（および為替レート）を含むことにより、「物価パズル」の程度は緩和されることを示した。その理由の解釈は、先に見た通りである。以来、多くの研究が商品価格またはそれに類する先行価格指標を含んだ VAR モデルを推計することとなった。ただし、Sims (1992) の結果をみると、アメリカなどの国については、商品価格の導入により「物価パズル」はほぼ解消するものの、日本については依然として「パズル」は残ったままである。一方、杉原ほか (2000) は、以上と同じ4変数ブロック再帰モデルの定式化に、物価の先行指標と考えられるさまざまな変数を導入した結果、国内卸売物価を考慮すると、「物価パズル」は完全には解消しないものの、その程度は減ずることを報告している。

そこで、これらの研究の示唆にしたがって、先行価格の指標を導入したブロック再帰モデル（以下、「5変数ブロック再帰モデル」という）による結果を比較してみよう。先行価格の指標としては、商品価格 cp_t または卸売物価 w_t を考える（いずれも対数値）。⁶⁰⁾商品価格または卸売物価は非金融部門に加えた。このため、これら先行価格指標は、金融変数に直ちには反応しないと仮定されることになる。「5変数ブロック再帰モデル」の結果を示したものが図1のB欄（卸売物価）およびC欄（商品価格）である。2つの結果は似通っている。先行価格指標を考慮することによって、引締めの金融政策のショックが物価を持続的に上昇させるという結果は見られなくなる。しかし、始めの10か

59) Sims (1992) の分析では、コレスキー分解の順序が異なり、 $r-m-p-y$ の順となっている。ただし、短期市場金利 r を金融政策変数と考える点では共通している。（この順序による分解は後に第IV-4節で検討する。）推計対象国は日本を含む先進6ヶ国であり、月次データにより、1960年代から80年代にかけてを推計期間としている。なお、以下、他の研究の VAR の変数が「同様」または「同じ」という場合は、物価、生産、短期金利、貨幣量という大枠の定義で「同様」という意味であり、詳細な定義、たとえば貨幣の定義、では異なっている場合も含む。

60) データの詳細および出所は次の通り。

w_t ：総合卸売物価指数（総平均）、1995年=100、「物価指数月報」、の対数値

cp_t ：日経商品指数（42種総合）、1970=100、「日本経済新聞」、の対数値

ら20ヶ月ほどのインパルス応答の推計値は（相対的に）小さいものの正の値をとっており、その期間は卸売物価を用いた推計結果の方が長い。生産のインパルス応答と比較すると、物価の反応は遅れたものとなっており、その反応の水準も生産ほど大きくはなく、引締めの政策ショックは物価にはそれほど大きな影響を与えないとみることができる。一方、卸売物価または商品価格は、（卸売物価の反応は相対的に小さいが）引締めのショックの後にあまり遅れを伴わずに下落している（この傾向はとくに商品価格に顕著である）。したがって、これらの結果からは、金融政策のショックの影響は、原材料や中間財の価格に比べると、最終財の段階に近くにつれて、価格水準への影響は相対的に小さくなっていると考えられる。⁶¹⁾

物価以外の変数のインパルス応答は、「4変数ブロック再帰モデル」におけるものと近いが、いくつかの点で異なっている。まず、金融政策のショックに対するコールレート自身の応答をみると、コールレートが当初水準よりも高くなる期間は「4変数」の場合に比べて短くなり、1年程度となる。さらに、その後、コールレートは比較的長期間にわたって、当初の水準より低くなる傾向を示す。このようなコールレートの反応経路は、Shioji (2000) が指摘している。Shioji は、これを名目利子率引き上げが物価下落をもたらすと、（負の）期待インフレ率が名目利子率に反映され、実質利子率が均衡水準に回復するにしたがって、やがては名目利子率が下落するという「フィッシャー効果」によるものと解釈している。コールレートの負の反応が、先行価格指標や消費者物価の下落とともにもたらされているという図2の結果は、このような説明が妥当であることを示している。これは、コールレート水準は、短期的には政策的要因を反映するが、長期的には市場要因を反

映した水準に誘導されていることを意味する。また、コールレートの調整が比較的長い時間をかけて進行することは、期待インフレ率の調整が緩やかに進むことと同時に、日本銀行による金利平準化傾向が強いこと (Ueda 1993, 吉川 1996) をも反映したものかもしれない。

生産のインパルス応答は、遅れをもって反応し、長期的に元の水準に戻ってゆくという点では「4変数」の場合と共通であるが、反応が見られる期間の長さや程度は「4変数」の場合よりも若干小さくなる。貨幣量への影響も同様にその程度および持続性が低下している。とくに、「4変数」の場合には4年程度では元の水準へ回帰する傾向はみられなかったが、ここでは反応のピークは2年以内におこり、その後、ショックの効果が減衰する傾向がみられる。

前IV-1節および本節の結果を総合的に判断すると、何らかの物価の先行指標を考慮しないでVARを推計した場合には、金融政策のショックの一部にそれらの先行指標のショックが含まれてしまうというSims (1992) の考え方は妥当なものであり、推計にはそれらの先行価格指標を含むことが必要であると考えられる。しかし、図1のB、C欄が示すように、それらを考慮しても、（消費者）物価のインパルス応答は、引締めのショックの後に低下するのではなく、1年以上にわたって正の値を示している。このような物価の正の反応期間については、どのように解釈すればよいのであろうか。ひとつの見方は、そのような正の反応の推計値の程度は小さく統計的に有意なものではないとみなすことであろう。したがって、図1のB、C欄の物価のインパルス応答は、長い遅れを伴って物価に金融政策のショックの影響が現れることを示していると解釈される。また、その場合には、推計された物価下落への効果も、やはり小さいため、結局、金融政策のショックは（消費財で

61) 「物価パズル」の解消に関する杉原ほか (2000) および以上の結果と、Sims (1992) の日本に関する結果の相違は、推計期間の違いと共に、Sims が国際商品価格を先行価格指標として用いていることにもあると思われる。第IV-5節のKim (1999) の結果も参照。

みた)物価水準に大きな影響をもたらしていないということになる。金融政策のショックの物価に対する影響がそれほど大きくない、またはほとんどみられない、という結果は、第Ⅲ節で見た日本に関する先行研究の多くの結果と共通するものであるとあってよい。

一方で、Hanson (2000a) は、アメリカについて、さまざまな先行指標と「物価パズル」の関係を、Christiano-Eichenbaum-Evans タイプのVARによる推計に基づいて再検討し、先行指標の価格予測力と物価パズル解消の程度は関係していないこと、推計期間によっては、先行指標の導入によっても「物価パズル」が解消しない時期や、先行価格指標を考慮しなくとも「物価パズル」が生じない時期があること、を指摘し、先行価格指標の物価予測への有用性やその背後に想定されている「物価パズル」を生じさせる理由について疑問を呈している。また、Leeper and Zha (2000) も、彼らの「構造VAR」の定式化による推計では「物価パズル」が生じないことから、Sims (1992) による説明に懐疑的である。さらに、Barth and Ramey (2000) は、これまでの標準的な考え方のように、金融政策のショックが需要面から経済に波及するのではなく、生産費用面から波及すると考えた場合には、「物価パズル」は「パズル」ではないと主張している。Barth-Rameyによれば、金利の変化は、設備投資に影響するのみでなく、運転資本 (working capital) を通じて短期的な企業の生産能力にも波及すると考えられる。金融政策の引締めのショックによる金利上昇は、前者の場合には物価と生産を同時に低下させることに対し、後者の場合には物価の上昇と生産の減少をもたらすように波及すると考えられる。

Barth and Ramey (2000) は、アメリカの製造業産業別のデータを用いて、(Christiano-Eichenbaum-Evans タイプのVARにより識別された)金融政策のショックの産業別の製品価格(正確には賃金に対する相対価格)と生産量のインパルス応答を比較した。その結果、先行価

格指標を考慮した場合でも、多くの産業で価格の上昇と生産の減少が同時に進行するインパルス応答が推計されたため、生産費用を通じての供給面からの金融政策のショックの波及経路の存在が検証されたとし、これはHanson (2000a)の結果とも整合的であるとしている。Barth-Rameyは、費用面からの波及経路として、先の第Ⅲ-1節の最後で触れた銀行貸出を通じた波及経路と共に金利が直接生産に影響する経路にも言及している。後者は、吉川 (1996) が「ホートレー的なメカニズム」(p.95)とよび、実証結果に基づき日本の金融政策の波及経路として重視している経路に他ならない。また、小川 (2000) によるVAR分析でも、在庫投資について(とくに非製造業で)直接および銀行貸出を通じた双方の経路からの金融政策のショックの波及効果が確認されている。また、岩本 (1995) は投資関数の推計を通じて、吉川 (1996) による「ホートレー的なメカニズム」が支持されるとしている。このような結果を踏まえると、図1のB,C欄の正の物価のインパルス応答は、短期的には金融政策のショックの費用面を通じた効果が需要面からの効果を上回っていることを示しているとも解釈可能である。

さらに、この考え方にしたとすると、需要面からの波及効果が費用面からの効果と同時に働いていれば、金融政策の引締めのショックは、両経路を通じて生産を減少させる一方で、物価に対しては下落と上昇の双方の効果を同時に与えるため、その結果として、生産には影響を及ぼすが物価には大きな影響が見られないという現象も説明できることになる。これは、「5変数ブロック再帰モデル」によって推計された物価のインパルス応答の形状のひとつの解釈となり得ると思われる(卸売物価の反応が小さい点の解釈にも適用可能であろう)。ただし、図1のA欄の「4変数」とB,C欄の「5変数」の場合を比較すると、物価のインパルス応答に著しい違いが存在している点は、先行価格指標を考慮することの重要性を示唆しているため、いず

れにしてもそのような変数を推計の際に含めることが望ましいと判断される。

さて、以上の結果と関連して、岡崎（1999）が興味深い見解を示している。岡崎は『日本銀行百年史』などの資料を詳細に検討した結果、日本銀行が政策判断（具体的には、公定歩合の変更）をする場合に最も重視した判断基準は、戦後一貫して卸売物価であったと結論している。このことは、卸売物価の情報を考慮することが、金融政策のショックのインパルス応答の推計に大きな違いをもたらすという以上の事実とも矛盾しない。卸売物価と商品価格は、「物価パズル」を解消し、「もっともらしい」推計結果をもたらすことに貢献するという点では同様の役割を果たすが、以下では、岡崎（1999）の見解も参照して、このうちの卸売物価を物価の先行指標として用い、この意味での性質に着目する場合には「先行価格」とよぶことにする。⁶²⁾

IV-3. 準備預金市場を考慮した「6変数ブロック再帰モデル」による推計

第Ⅲ-2節では、金融調節に直接関係する準備預金市場の構造を前提に、広義の貨幣に替えて（またはそれと同時に）、準備預金量などの変数と政策金利の間の同時点構造を明示的に考慮した識別条件を課すことによって、金融政策のショックを識別しようとするような研究についてみた。このような観点から、本稿での「5変数ブロック再帰モデル」は、金融政策部門（または準備預金市場部門）を拡張して、金融政策のショックを識別することを必要としているであろうか。アメリカにおいて、準備預金市

場を明示的に考慮したVAR推計が必要であるとされる理由は、連邦準備銀行の金融調節が、準備預金市場の需給均衡で決まるFFレート水準を供給面から制御する調節であるためである。したがって、この要因を考慮しないで「構造VAR」におけるFFレートのショックを金融政策のショックと識別した場合には、準備預金需要のショックを正しく区別できていない可能性がある。一方、日米の金融調節方式を比較説明した神崎（1988）にも明確に述べられているように、日本の金融調節はこれとはかなり異なった方式である。すなわち、かつては、1ヶ月という期間で見れば、日本銀行は、ほぼ先決的に決まっている準備預金額の下で、日々の準備預金の「積みの進捗率」を調整することを通じてコールレートを誘導しているとされていた。また、近年には、コールレートの誘導目標自体が公表されることとなっていた。⁶³⁾したがって、1ヶ月を単位とするVAR分析では、VARにおける金利の構造方程式のショックとして識別した金融政策のショックに、準備預金需要のショックが反映されている可能性は小さいと思われる。そこで、日本の金融調節方式を考慮して、以上で用いた5変数VARモデルに準備預金 tr_t を加えた場合の「6変数ブロック再帰モデル」を推計することで、この点を確認してみよう。⁶⁴⁾金融政策部門については、準備預金市場の調節方式を前提に、コールレートよりも準備預金が先決されると考えた場合には、金融政策部門（または準備預金市場部門）の変数を、 $tr-r$ の順の再帰的構造にあると考えることが妥当であろう。ただし、この再帰的構造の順序の影響をみるために、他は同じとして、両者の

62) 卸売物価は、商品価格などの指標よりも広範囲の価格を対象としており、その意味では、物価の先行指標というよりは、消費者物価と並んでそれ自体が安定化の目標となる総合的な物価指標のひとつと考えた方がよいかもしれない（たとえば、第Ⅲ-3節で見たWest 1993では、消費者物価ではなく卸売物価が「物価水準」を示す変数として用いられている）。ただし、その場合でも、卸売物価指数は日本銀行が作成する指標であることを考えると、VARで用いる場合の卸売物価は、日本銀行の将来の（全般的な）物価や生産の予測を行う際に考慮する情報を示す代理変数と考えることができると思われる。

63) 脚注25参照。

64) tr_t ：準備預金平均残高、億円、「金融経済統計月報」、の対数値。

分解順序のみ $r-tr$ と入れ替えた場合も推計した。

この定式化の下での金融政策のショックに対する各変数のインパルス応答の推計結果（「準備預金」と表示）が、図1のB欄に示した「5変数」の場合の結果（「5変数ブロック再帰モデル」と表示）と共に図2のA欄に示されている。まず、準備預金を導入した「6変数」の場合においては、コールレートと準備預金の分解の順序はほとんど結果に影響しないことが確かめられた。これは、両者の誘導形の攪乱項の同時点相関は小さいことによっている。このため、 $r-tr$ の順での分解に基づく結果は図から省略した。図からは、準備預金を含めた6変数モデルの tr_i 以外の変数のインパルス応答は、「5変数ブロック再帰モデル」で得られたそれらに非常に近いといえる。

一方、引締めのショックに対する準備預金のインパルス応答をみると（図2のA欄上から4番目）、ショック発生当初の数ヶ月間上昇した後低下するという傾向がみられる。通常、準備預金需要はコールレートの減少関数と考えられ、かつ、1ヶ月単位でみれば、日本銀行は準備預金需要を満たすように準備預金を供給しているとすると、引締めのショック発生当初に準備預金が増大する現象はこのような考え方と整合的ではない。おそらく、この準備預金のインパルス応答の初期の上昇は、預金準備率操作と関係しているのではないかと推察される。引締め政策の一環として預金準備率の上方改定が行われた場合に、同時にコールレートの引き上げ政策が行われていれば、引締めのショックは準備預金を増大させる。このことは、同じ図に示したように、 tr_i として、日本銀行が発表している「準備率調整後準備預金額」を用いた

場合（「準備預金（調整済）」と表示）には、ショック当初の準備預金のインパルス上昇期間が大きく縮小することがその傍証となっているといえる。

さらに、準備預金に替えてハイパワードマネーを用いた場合の同様の「6変数ブロック再帰モデル」による推計結果（「ハイパワードマネー」と表示）も図2のA欄に示されている。⁶⁵⁾ハイパワードマネーについては、準備率調整後の準備預金と同様に、金融政策のショックからの影響は、準備率調整前の準備預金と比較して非常に小さい。また、これらを考慮しない「5変数ブロック再帰モデル」におけるその他の変数のインパルス応答との相違も小さい。

以上の結果を総合的にみると、金融政策のショックに対する準備預金の反応を明示的に考慮した場合にも、貨幣量を始めとするその他の変数への金融政策のショックのインパルス応答は、「5変数」の場合に比べて大きくは変わらないといえる。ただし、預金準備率操作を経由した金融政策のショックの効果が存在し、それは「5変数」モデルでは把握できていないともいえる。しかし、準備預金量以外の経済変数に関する金融政策のショックの効果をみる場合には、準備預金を明示的にVAR内に考慮しないことの影響は小さいといえる。また、預金準備率操作は頻繁に行われるものではない。これらのことから判断して、少なくとも、月次データで捉える金融政策のショックの識別とその効果を考えたい場合には、準備預金市場を考慮することは、それほど大きな情報とはならないと判断してよいであろう。

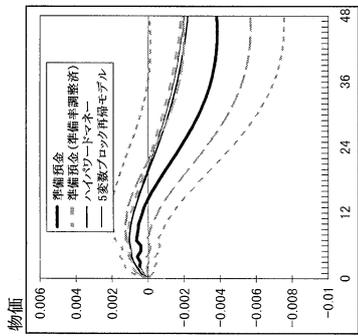
また、貨幣量の定義の範囲による結果の違いという観点から、「5変数ブロック再帰モデル」において、貨幣量をM2CDからM1に替

65) ハイパワードマネーとしては、

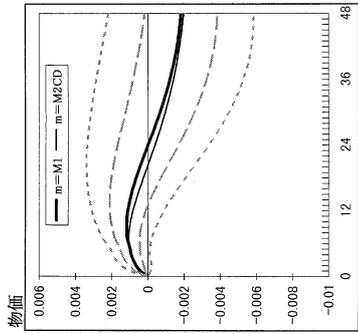
マネタリーベース平均残高（準備率調整後、季節調整値）、億円、「金融経済統計月報」、の対数値、を用いた。なお、ここでは、準備率を調整した系列を用いたが、準備率調整前の系列を用いて比較した場合には、ハイパワードマネーに関しても、準備預金量ほどではないが、引締めのショック発生当初にやや増加する傾向が認められる。

図2 金融政策のシミュレーションに対するインパルス応答

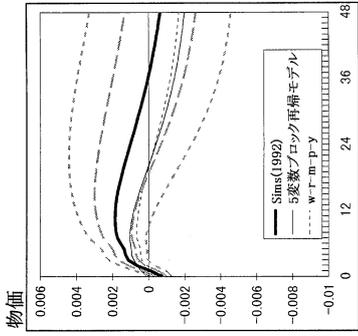
A: 準備預金市場を考慮した
6変数ブロック再帰的モデルとの比較



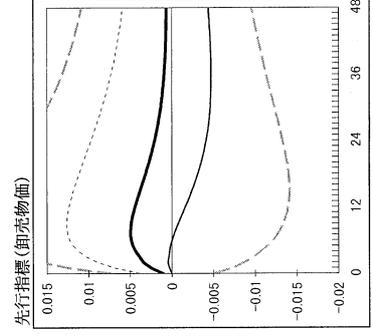
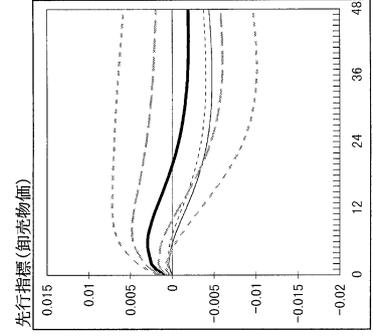
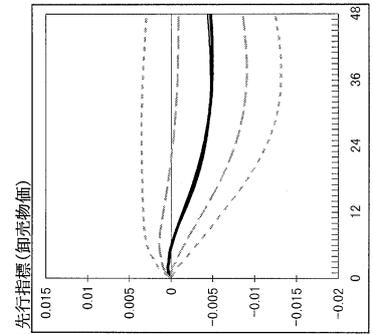
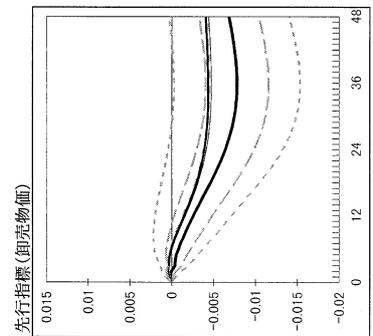
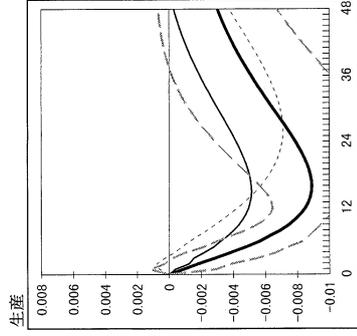
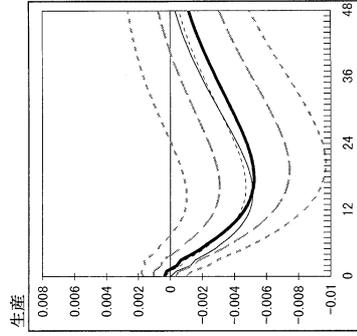
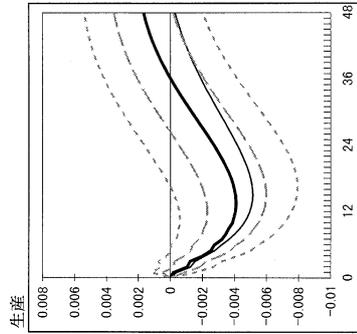
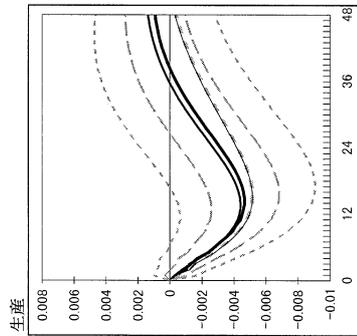
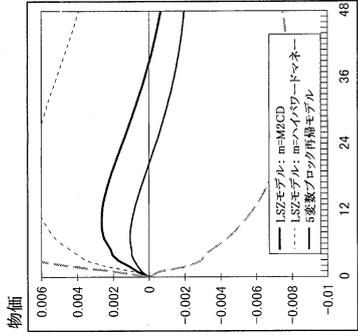
B: 5変数ブロック再帰的モデル:
貨幣量をM1とした場合との比較



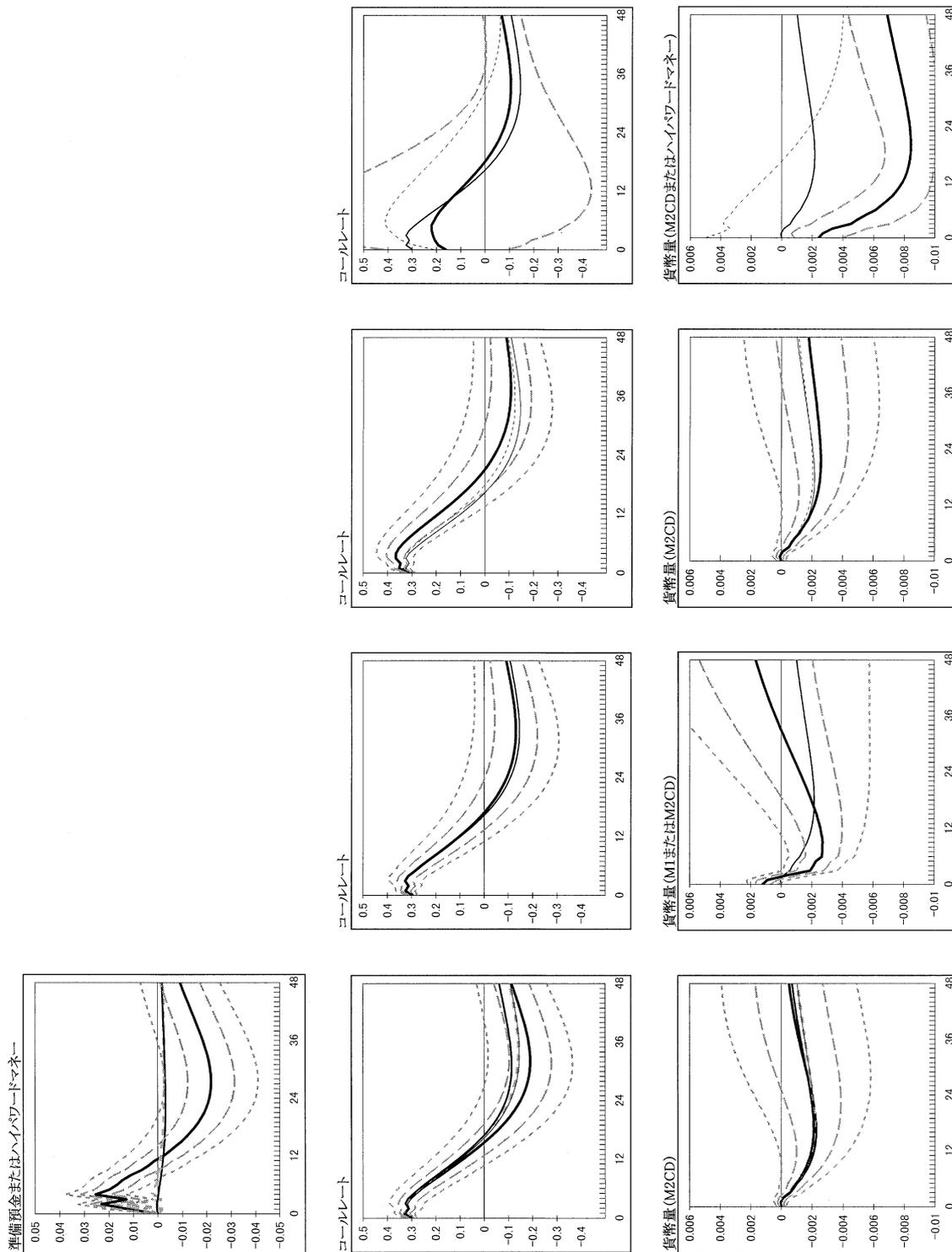
C: コレスキー分解の順序による相違



D: Leeper-Sims-Zha による
非再帰的識別制約



VARによる金融政策の分析：展望



- (注1) A欄では、「準備預金」として示した太い実線が、準備預金量を加えた「6変数ブロック再帰モデル」による推計結果を、「準備預金(準備率調整済)」として示した太い点線(「5変数ブロック再帰モデル」の線と重なってはっきり見えない場合がある)が、準備率調整後準備預金量を用いた「6変数ブロック再帰モデル」による推計結果を、「ハイパワードマネー」として示した細い実線が「ハイパワードマネー」を加えた「6変数ブロック再帰モデル」による推計結果を、それぞれ示す。「5変数ブロック再帰モデル」と示されたさらに細い実線は、図1のB欄に示されたものと同じである。図中のインパルス応答の信頼区間は、準備預金量を加えた「6変数ブロック再帰モデル」による推計に対応するものである。
- (注2) B欄では、「 $m=M1$ 」と示した太い実線は、貨幣量をM1に替えた場合の推計結果、「 $m=M2CD$ 」と示した細い実線は、図1のB欄に示されたものと同じである。図中のインパルス応答の信頼区間は、貨幣量をM1に替えた場合の推計に対応するものである。
- (注3) C欄では、「Sims (1992)」と示された太い実線が、Sims (1992)にしたがうコレスキー分解の順序によった場合の結果、「 $w-r-m-p-y$ 」と示した細い点線が、この順序でコレスキー分解を行った場合の結果である。「5変数ブロック再帰モデル」と示された細い実線は、図1のB欄に示されたものと同じである。図中のインパルス応答の信頼区間は、Sims (1992)による分解順序による推計に対応するものである。
- (注4) D欄では、「LSZモデル： $m=M2CD$ 」と示した太い実線が、貨幣量としてM2CDを用いた場合の「Leeper-Sims-Zhaモデル」による推計結果、「LSZモデル： $m=ハイパワードマネー$ 」と示した細い点線が、貨幣量としてハイパワードマネーを用いた場合の「Leeper-Sims-Zhaモデル」による推計結果である。「5変数ブロック再帰モデル」と示された細い実線は、図1のB欄に示されたものと同じである。図中のインパルス応答の信頼区間(1標準偏差の区間のみ表示)は、貨幣量としてM2CDを用いた場合の「Leeper-Sims-Zhaモデル」による推計に対応するものである。
- (注5) 比較のために、AからDの4つの欄の各行の図の縦軸の範囲は共通とした。

えた場合の推計も行った。⁶⁶⁾その結果が、図2のB欄に、貨幣量をM2CDとした場合の図1のB欄の結果と同時に示されている。金融政策のショックの貨幣量に対する影響は、M1に対する方がやや程度が大きい一方、影響の持続期間は短いということが確かめられるが、他の変数に関しては両者の推計の間で大きな差異は生じていないといえる。本節の結果からみると、第IV-2節で得られた「5変数ブロック再帰モデル」の結果に関しては、その再帰構造を前提とする限りでは、準備預金市場の考慮や貨幣の範囲の変更による影響は小さいといえる。

IV-4. 再帰的構造の順序

以上の推計は、事実上、各変数間に再帰的構造を仮定したコレスキー分解による識別によって行われている。この分解の順序に対して、結果はどの程度敏感であろうか。たとえば、Sims (1992)は、以上と同じく短期市場金利を政策変数とみ

なす立場から、本稿の「5変数ブロック再帰モデル」の場合とほぼ同様の変数(為替レートが加わっている点で異なる)を用いた分析を行いながらも、以上とは全く異なった順序でコレスキー分解を行っている。Sims (1992)の識別制約は、 $r-w-m-p-y$ の順序で変数間に再帰的構造を仮定し、コレスキー分解を適用するものである。この仮定では、政策変数ももっとも先決性が高い、すなわち、遅れを持ってしか経済状況に反応しないと考えられている。また、非金融部門の変数 p_t 、 y_t は同時点での金融部門の変数のショックに反応するが、金融部門の変数 m_t は同時点での非金融部門の変数のショックに反応しない、とする点でも以上のブロック再帰的モデルの仮定と異なっている。このSimsの仮定に基づいて、金融政策のショックを識別し、それに対する各変数のインパルス応答を示したものが図2のC欄である。C欄には、比較のために図1のB欄の「5変数ブロック再帰モデル」の場合(すなわち、 $p-y-w-r-m$ の

66) M_1 平均残高(季節調整値)、億円、「金融経済統計月報」、の対数値

順での分解)のインパルス応答も同時に示されている。生産、コールレート、貨幣量(M2CD)のインパルス応答はほとんど変わっていないといえる。物価、先行価格のインパルス応答については、著しい相違を生じさせるものではないが、両者ともやや上方に移行している(すなわち「物価パズル」の程度がやや大きくなる)。この違いは、Sims (1992)の順序では、先行価格が同時点の金融政策の情報に含まれていないためである可能性がある。そこで、 $w-r-m-p-y$ の順序の再帰的構造を仮定した場合の結果も図2のC欄3に同時に示した。この場合には、「5変数」の結果とほとんど同じインパルス応答が得られている。以上から判断して、コレスキー分解の順序は、先行指標と政策変数の同時点関係の仮定が若干の影響を示すものの、結果は分解順序にほとんど依存しないといつてよいであろう。

日本を含むSims (1992)自身の分析でも、結果はコレスキー分解の順序にほとんど依存しないことが報告されている。Simsも指摘しているように、この理由は、誘導形VARの攪乱項の間の同時点相関が小さいことにある。表1には、各変数間の同時点相関、および、誘導形VARの各方程式の攪乱項間の同時点相関についての相関係数が示されている。変数間の相関関係は一般に高い傾向にあるが、攪乱項間の相関はいずれについても小さい。このことは、識別された金融政策のショックという観点からもみることができる。図3のA欄には、「5変数ブロック再帰モデル」によって識別された金融政策のショックの時系列と誘導形VARの金利方程式の攪乱項の時系列が示されている(Sims 1992の分解順序では r が始めにくるため、金融政策のショックは、誘導形VARの金利方程式の攪乱項と同じである)。両者を比較すると、識別された金融政策の「構造ショック」は、基のVARの誘導形の攪乱項とおおよそ同じであることが分かる。このような性質は、アメリカについても確認できることが、Rudebusch (1998)、Bagliano and Favero (1998)らによっ

表1 変数間および誘導形VARの攪乱項間の同時点の相関係数

	p	y	w	r	m
p	1	0.911	0.828	-0.530	0.965
y	-0.105	1	0.593	-0.618	0.976
w	0.130	0.021	1	-0.056	0.666
r	-0.132	0.029	0.162	1	-0.645
m	-0.076	0.019	-0.083	-0.004	1

p : 物価 (消費者物価指数)

y : 生産 (鉱工業生産指数)

w : 先行指標 (総合卸売物価指数)

r : コールレート

m : 貨幣量 (M2CD)

上表の対角要素より上は各変数間の同時点相関、対角要素より下は誘導形VARの各方程式の攪乱項間の同時点相関についての相関係数を示す。

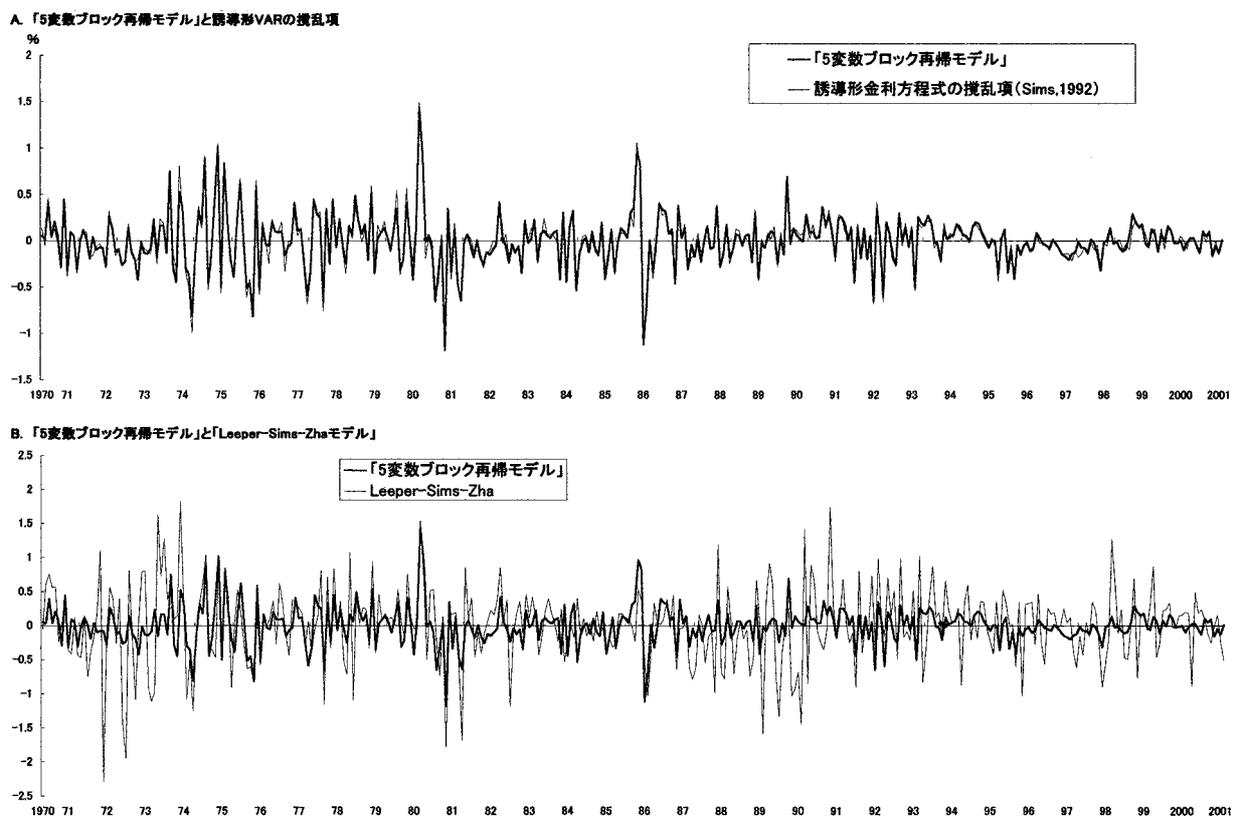
て示されている。

これらの事実は、少なくとも変数間に何らかの再帰的構造を仮定する限りにおいて、金融政策のショックの識別に関しては、再帰的構造の順序の仮定(コレスキー分解の順序)は、それほど大きな問題にならないことを示している。したがって、金融政策の情報集合として適切な価格、生産、などの指標を取り入れていけば、従来の研究でしばしば見られるように、誘導形VARの金利方程式の攪乱項を、(すなわち、コールレートを最初にするコレスキー分解によって得られるその方程式の「構造ショック」を、)金融政策のショックとみなすことに、大きな問題はないように思われる。

IV-5. Leeper-Sims-Zhaの非再帰的識別制約

これまでは、経済変数間の同時点での再帰的構造の仮定に「構造ショック」識別の基礎を置く考え方をみてきたが、そのような仮定によらない金融政策のショックの識別方法も多く存在している。そのような識別条件の代表的なものひとつにLeeper, Sims, and Zha (1996), Sims and Zha (1998), Sims (1998b), Leeper and Zha (1999), Kim (1999)など、Simsとその共同

図3 金融政策のショックの時系列



(注1) 図のA欄では、太い実線が「5変数ブロック再帰モデル」による推計によって得られた金融政策のショックの系列を、細い実線が同じ5変数の誘導形VARの金利方程式の攪乱項の系列（これは、Sims 1992の分解順序による識別で得られる金融政策のショックの系列と同じである）を示す。

(注2) 図のB欄では、太い実線が「5変数ブロック再帰モデル」による推計によって得られた金融政策のショックの系列を、細い実線が、貨幣量をM2CDとする「Leeper-Sims-Zhaモデル」による推計による金融政策のショックの系列を示す。

研究者を中心に採用されているものがある。これらの研究の定式化は全く同じ訳ではないが、重要な点で共通の観点に立っている。⁶⁷⁾本節では、そこでの識別条件の基本的な考え方を本稿での5変数VARに適用した場合について考えることとしよう。Christiano-Eichenbaum-Evansのブロック再帰的モデルの基本的な仮定のひとつに、金融政策の情報集合には、同時点の非金融変数（生産、物価）は含まれるが、同時点の金融変数（貨幣量）は含まれないと仮定されていたことがあった。これに対し、第Ⅲ－1節で

もみたように、Leeper, Sims, and Zha (1996)は、生産や物価の情報は、中央銀行が直ちには知ることができないため、それらの同時点の値を情報から除くべきであるとしている。たしかに、中央銀行は、直ちには正確な同月の経済状態を把握することは難しいかもしれないが、それらを推測するための多くの情報を利用していると考えられる。たとえば、「物価パズル」の解消という事実からも示唆された、先行価格としての卸売物価は、日本銀行が比較的迅速に把握することができるそのような情報の代理変数と

67) たとえば、Leeper, Sims, and Zha (1996)のVARモデルは13または18の多くの変数を含むものである一方、Sims and Zha (1998), Sims (1998b), Leeper and Zha (1999)では、VARの変数の数を制限し、識別制約は簡略化されている。杉原ほか(2000)も、Sims and Zha (1998)に近い識別制約による推計を行っている。

なっていると考えることができよう。そこで、Leeper-Sims-Zha は、同時点の非金融部門の変数としては、先行価格と貨幣量のみが金融政策の情報に含まれるとした。また、先行価格は、生産や物価には徐々にしか現れない経済状態を短期間に反映して変動する性質が情報としての価値を持つのであるから、金融政策のショックや金融市場の動向も速やかに反映すると考えることが自然である。このように考えると、先行価格指標を他の非金融変数と同様に区分し、金融部門からの同時点での影響はないとする Christiano-Eichenbaum-Evans の仮定は、事前の制約としてやや強い可能性がある。そのため、Leeper-Sims-Zha は、先行価格指標と考える変数は、すべての部門のショックから同時点で影響を受けると仮定した。

以上の2つの基本的な識別の考え方を、本稿での5変数 VAR モデルに適用すると次のようになる。

$$X_t = \begin{pmatrix} p_t \\ y_t \\ w_t \\ r_t \\ m_t \end{pmatrix}$$

として、

$$A_0 = \begin{pmatrix} 1 & a_{12} & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & a_{34} & a_{35} \\ 0 & 0 & a_{43} & 1 & a_{45} \\ a_{51} & a_{52} & 0 & a_{54} & 1 \end{pmatrix}, \quad (20)$$

ここで、 $a_{53} = 0$ である理由は、この m_t について方程式が貨幣需要関数を表し、貨幣需要は最終財価格（消費者物価）に依存すると考える

ためである。さらに、金融変数に対する生産・物価の調整が遅れることと同じ理由から $a_{13} = a_{23} = 0$ を仮定する。また、推計上は便宜的に $a_{12} = 0$ とするが、ブロック再帰的構造から、金融政策のショックの識別にはこの仮定は影響を与えない。これらの制約により、構造形は適度識別となる。変数の数を別にしても、ここでの識別条件は、Leeper, Sims, and Zha (1996) と全く同じというわけではない。⁶⁸⁾ 実は、上述のような基本的な仮定を反映させた上で5変数に簡略化した Leeper-Sims-Zha の識別条件(20)式は、後述の Kim (1999) による本節とほとんど同じ5変数を用いた VAR による識別条件と同じである。したがって、これを「Kim モデル」とよぶこともできるが、Kim の仮定も Leeper-Sims-Zha の一連の研究に基づいて導かれたものであるもので、以下では、Sims とその共同研究者の考えにおいて中心的な役割を果たしていると考えられる識別条件を反映させたという意味で、「Leeper-Sims-Zha モデル」とよぶこととする。なお、貨幣量 m_t としては、これまでと同じく M2 CD を用いる場合とともに、それに替えてハイパワードマネーを用いた場合も推計した。結果が図2のD欄に示されている（「LSZ モデル」と表記）が、それは「5変数ブロック再帰モデル」の結果（図2のB欄の結果を同じ図に示した）といくつかの点で異なっている。まず、物価および先行価格は、引締めの政策ショックの後に継続的に上昇する傾向（「物価パズル」）が強く推計される。⁶⁹⁾ 生産は「5変数」の場合と同じく1年程度（ m_t をハイパワードマネーとした場合には、より長い期間）減少した後で当初の水準に回帰していくが、その程度は大きく推計される。「Leeper-Sims-Zha モデル」では、金融政策のショックと貨幣量のショックが、同時点で相互に影響を与える可能性を許している。この仮定を反映して、 $m =$

68) たとえば、Leeper, Sims, and Zha (1996) および Sims (1998b) では、貨幣需要は利子率のショックには直ちに反応しないという仮定 ($a_{54} = 0$) が置かれているが、ここでは、モデルが過剰識別となるこの制約は課さないこととする。

M2CDの場合には、引締めのショックは、その発生時点でコールレート上昇と共に貨幣量の下落をもたらす、貨幣量減少の効果は長期間にわたって持続しているだけでなく、下落の程度も、「ブロック再帰モデル」の場合に比べて大きく推計されている。一方、 m =ハイパワードマネーの場合には、貨幣量は1年以上にわたって増加した後減少する傾向が見られる。(なお、参考までに記したインパルス応答の信頼区間は、価格および金利変数について、「Leeper-Sims-Zhaモデル」においては「ブロック再帰モデル」に比して著しく大きくなっている。)

以上を総合的に比較すると、「Leeper-Sims-Zhaモデル」と「ブロック再帰モデル」の結果は、金融政策の引締めのショックは、持続的にコールレートを上昇、生産と貨幣量を(少なくとも長期的には)減少させるが、その程度、特にM2CDへの影響の程度という点ではかなり異なった結果となっている。また、「Leeper-Sims-Zhaモデル」の定式化(m =M2CDの場合)によって推計された金融政策のショックの時系列が、図3のB欄で「5変数ブロック再帰モデル」の場合と比較されているが、両者もかなり異なったものとなる(両系列の相関係数は0.0506)。

前節までで検討したように、変数間に再帰的構造を仮定する限りは、誘導形VARの攪乱項がほぼそのまま「構造ショック」と推計され、再帰的構造の順序の仮定の影響は小さかったが、非再帰的な同時点相関の可能性まで考慮すると、結果は異なり得るといえる。この場合には、(前IV-4節で確かめたように、)もともと同時点相関の小さい誘導形VARの攪乱項に、同

時点依存関係の可能性を仮定して推計することが、必ずしも結果に中立的とはならないことを示している。この結果は、誘導形の攪乱項間の同時点相関が小さかったとしても、それは、経済変数が同時点で複数の「構造ショック」に依存しながらも、その依存関係が誘導形攪乱項間の相関関係を相殺するような形であったことを示すと解釈される(たとえば、Sims 1992, p.998)。「Leeper-Sims-Zhaモデル」と「5変数ブロック再帰モデル」は、続く節で見ると、予測誤差分散分解においても大きく異なった結果を導くことになる。

IV-6. 金融政策のショックの重要性

Sims and Zha (1998), Hanson (2000b), Shioji (2000) などでも言及されているように、VARによる金融政策分析例が多いアメリカ経済についても、金融政策のショックの生産水準への影響の重要性についてはさまざまな見解が存在している。第III節での、予測誤差分散分解を行っている研究の結果の比較は、日本についても、金融政策の物価や生産の変動に対する影響の評価は研究によって異なっていることを示していた。

本節では、前節まででみた「5変数ブロック再帰モデル」および「Leeper-Sims-Zhaモデル」に基づく予測誤差分散分解によって、金融政策のショックが経済変数の変動に果たす役割はどの程度であるかをみる。表2に示したように、この2つの異なる識別制約の下での推計は、金融政策のショックの予測誤差への寄与度という点でも、いくつかの異なる結果をもたらす

69) ここでは、前節までとの比較という観点から、先行価格として卸売物価を用いている。しかし、卸売物価を先行価格とみなすことは、第IV-2節で検討したように、日本銀行の情報という意味では適当であると考えられるが、同時点ですべての「構造ショック」を反映して変化するという意味では、より価格の伸縮性が高いと思われる商品価格などの指標の方が適切であるかもしれない。本節の「Leeper-Sims-Zhaモデル」の推計を、卸売物価指数に替えて商品価格指数を用いて行くと、 m =M2CDの場合には、「物価パズル」の程度は減少し、 m =ハイパワードマネーの場合には、「物価パズル」は生じなくなる。この点は、「5変数ブロック再帰モデル」の場合の結果が、先行価格を卸売物価とするか商品価格とするかによって大きな影響を受けなかったことと異なっている。

VAR による金融政策の分析：展望

表2 予測誤差分散分解（先行研究との比較）

予測誤差分散に占める金融政策のショックによる部分の比率（％）										
予測期間 (ヶ月先)	5変数ブロック再帰モデル					Leeper-Sims-Zha モデル <i>m</i> = M2CD				
	<i>p</i> CPI	<i>y</i> IIP	<i>w</i> WPI	<i>r</i> コールレート	<i>m</i> M2CD	<i>p</i> CPI	<i>y</i> IIP	<i>w</i> WPI	<i>r</i> コールレート	<i>m</i> M2CD
12	1.64	7.64	0.20	30.89	4.03	9.87	22.60	7.02	16.53	86.06
24	0.82	13.10	1.77	18.12	5.13	7.74	40.24	4.76	9.78	87.92
48	2.12	12.46	5.02	20.75	4.14	4.27	45.15	3.03	10.94	84.48

予測誤差分散に占める金融政策のショックによる部分の比率（％）									
予測期間 (ヶ月先)	Leeper-Sims-Zha モデル <i>m</i> = HPM					岩淵 (1990) 推計期間：1975：1-1989：3（月次）			
	<i>p</i> CPI	<i>y</i> IIP	<i>w</i> WPI	<i>r</i> コールレート	<i>m</i> HPM	<i>p</i> CPI	<i>y</i> IIP	<i>r</i> コールレート	<i>m</i> M2CD
12	45.40	4.23	50.54	69.90	21.34	8.1	3.5	—	—
24	50.59	19.10	43.75	53.00	12.25	10.1	3.6	—	—
48	43.92	30.06	36.16	41.66	14.06	10.5	3.6	71.6	24.0

予測誤差分散に占める金融政策のショックによる部分の比率（％）									
予測期間 (ヶ月先)	Shioji (2000) 推計期間：1997：2-1995：5（月次）					Kim (1999) 推計期間：1961：3-1997：3（月次）			
	<i>p</i> CPI	<i>y</i> IIP	<i>r</i> コールレート	<i>m</i> M2CD	<i>m</i> HPM	<i>y</i> IIP			
12	—	—	—	—	—	3.6			
24	1.29	36.76	21.31	68.03	53.99	7.2			
48	13.21	44.71	25.57	64.19	58.54	8.8			

CPI=消費者物価指数
WPI=総合卸売物価指数
IIP=鉱工業生産指数
HPM=ハイパワードマネー

岩淵 (1990) の数値は同論文第4表 (p.102), Shioji (2000) の数値は同論文 TABLE 2-2 (p.38), Kim (1999) の数値は同論文 Table 2 (p.399) による。

ている。「5変数ブロック再帰モデル」では、金融政策のショックがコールレート以外の変数の変動に影響する程度は小さい。なかでは、生産の予測誤差の10%前後は金融政策のショックによるとされ、2つの物価指標、貨幣量に比べると相対的に大きな影響があることを示している。一方、「Leeper-Sims-Zha モデル」では、貨幣量を M2CD とした場合には、金融政策のショックは貨幣量の変動の80%以上を説明し、コールレートへの変動への影響はむしろ小さい

という結果となる。この意味で、金融政策は結果的には、主に貨幣供給量を通じて経済に効果をもたらすものであることになる。さらに、2つの物価指標への影響が小さい点では「5変数ブロック再帰モデル」と共通の結果であるが、生産への影響は4年先でその変動の半分近い割合に寄与し、重要な影響を持っている。貨幣量をハイパワードマネーとした場合には、貨幣量に比してコールレートの変動への貢献が大きく推計され、M2CD を用いた場合と逆の示唆が

得られる。また、2つの物価指標の変動には、M2CDの場合と対照的に、その40%から50%に寄与するという結果となる（ただし、図2のD欄が示したように、この寄与は引締めのショックが物価を上昇させるというかたちでの寄与である）。

表2には、第Ⅲ節でみた岩淵（1990）とShioji（2000）の2つの先行研究による予測誤差分散分解の結果も示されている。岩淵（1990）の結果は、金融政策のショックが物価および生産の変動に占める影響は小さく、コールレート変動への影響が大きいという点で「5変数ブロック再帰モデル」に近い。一方、Shioji（2000）の結果は、金融政策のショックの貨幣量と生産の変動に占める重要性が高いという点で、「Leeper-Sims-Zhaモデル」（とくに $m=M2CD$ ）の場合に近い。

本稿で推計した「5変数ブロック再帰モデル」および「Leeper-Sims-Zhaモデル」の間の識別制約の重要な相違のひとつは、貨幣量のショック（貨幣需要ショック、ただし、広義の貨幣においては民間金融機関の貨幣供給ショックも含まれる可能性がある）が、同時点でコールレートに影響を及ぼすと仮定するか否かという点にある。⁷⁰図3のB欄で、両者の識別した金融政策のショックの時系列を比較すると、後者の識別した金融政策のショックの変動が一貫して大きい。このことを、表2の結果と合わせると、コールレートを貨幣量に対する（同時点での）先決変数とする前者の仮定の下では、本来の金融政策のショックの一部が貨幣需要ショックと識別されてしまうか、逆に、後者のコールレートと貨幣量の同時点相互依存関係の仮定の下で、貨幣需要ショックの一部が金融政策のショックと識別されてしまうか、のいずれかの原因が、結果の相違をもたらしていることが推察される。

ところが、岩淵（1990）とShioji（2000）の

2つの研究では、ともに、コールレートと貨幣量に同時点相互依存関係を仮定しており、両者での貨幣供給関数（金融政策の反応関数）と貨幣需要関数に関する仮定は近いといえるが、その結果は対照的である。したがって、両者の違いは、その他の識別条件、変数変換および推計期間などの要因にむしろ依存していると推察される。これより、本稿の「5変数ブロック再帰モデル」および「Leeper-Sims-Zhaモデル」の比較からは、コールレートの貨幣量に対する先決性に関する仮定の相違が、結果の大きな相違をもたらすという示唆が得られるとしても、それが必ずしも一般的にみられる現象であるとは言えないと考えられる。

一方、前述のように、Kim（1999）は、⁽²⁰⁾式と同じ識別制約を用いた5変数VARによって、日本を含む先進7ヶ国についての金融政策のショックの分析を行っている。Kim（1999）と以上の「Leeper-Sims-Zhaモデル」による推計の違いは、推計期間（Kimは、1961年3月から1997年3月）、先行価格を為替レートで国内価格に調整した国際商品価としている点の2点のみである（貨幣量はM2CDである）。Kimは、その推計結果において、7ヶ国すべてで「物価パズル」および「流動性パズル」が発生しないことを、同じ変数を用いながらも、再帰的仮定による金融政策のショックの識別の下で、必ずしも「物価パズル」を解消することに成功していないSims（1992）の結果と対比して、金融政策のショックの識別のためには、再帰的な仮定は適切ではないという結論に至っている（p.407）。しかし、この結論が、本稿の「Leeper-Sims-Zhaモデル」の結果からは裏付けられないことは、図2のD欄から明らかである。むしろ、Kimの推計したインパルス応答関数の形状は、本稿の「5変数ブロック再帰モデル」の結果に非常に近いものである（Kim 1999, Fig.1, p.396）。⁷¹なお、Kim（1999）

70) ただし、注68で述べたように、この点は、SimsおよびLeeper, Zhaの一連の研究すべてに共通している仮定ではない。

は、生産の予測誤差分散に対する金融政策のショックの寄与率を報告しているが、日本についてのその値は、表2に示されるように非常に小さく、やはり、本稿の「5変数ブロック再帰モデル」の結果に近い。

ここでの問題は、何がこれら結果の差異をもたらしているかということよりも、たとえば本稿の推計における2つの識別制約による推計に限ってみても、どちらが現実を示すのにより適しているのかを判断する明確な基準がないことにある。この点に関して、ひとつの基準として、上述のKim (1999) や第II-5節および第IV-2節で触れた研究でのように、「物価パズル」または「流動性パズル」といわれる推計上の現象を、「インフォーマル」な定式化のテストとして用いることも提唱されている。Faust (1998) や Uhlig (2001) は、この考え方をさらに進めて、インパルス応答関数の符号や形状に「フォーマル」な制約を課した推計を行う方法を開発している。しかし、そのような判断の基準として考えられる「パズル」も、「物価パ

ズル」の例が示すように、必ずしも絶対的な判断基準とはならない。Faust-Uhligの方法は、結局は、推計に課される制約を、「構造ショック」の同時点相関の制約から、インパルス応答の符号の制約に変更することを意味し、やはり分析者がどのような制約が妥当であるとするかの判断に結果が依存することには変わりはない。⁷¹⁾ もちろん、このような問題は、金融政策のVAR分析に限ったことではないが、この分野においては、「妥当な制約」がどのようなものであるかという点が錯綜している傾向にあるため、多くの異なった判断基準が並存し、ある研究での仮定が別な研究では結論となっていることもしばしばみられる。この観点から、たとえば、Bernanke and Mihov (1998a) のように、複数の識別制約間の妥当性を検定する何らかの方法を工夫してゆくことが重要であると思われる。

本稿の以下では、5変数誘導形VARモデルの攪乱項の同時点相関がもともと小さいという事実を重視して、「5変数ブロック再帰モデル」の結果を採用して進めることとしたい。

V. VAR を用いた金融政策のルールおよびその効果の分析の試み

V-1. 金融政策の反応関数

表2でみた「5変数ブロック再帰モデル」による予測誤差分散分解の結果は、金融政策のショックが経済変動、とくに物価の変動、に果

たす役割は限定されたものであることを示している。しかし、これまでも述べてきたように、このことは金融政策の役割が限定的であることを必ずしも意味しない。なぜならば、通常、金融政策の主要な部分は、経済的ショックに対する内生的な政策変数の変動、すなわち政策反応

71) Kim (1999) と本稿の「Leeper-Sims-Zha モデル」の結果の相違は、本稿の推計では為替レートを考慮していないことにあるのかもしれない。

72) たとえば、Faust (1998) は、ある特定のインパルス応答関数の符号条件を満たすすべての同時点識別制約のなかから、金融政策のショックの生産の予測誤差分散への寄与度が最大となるものを特定化できるという性質を利用したうえで、その特定化した同時点識別制約においてさえも、金融政策のショックの生産の予測誤差分散への寄与度が小さければ、金融政策のショックが生産の変動に果たす役割は小さいと結論する、という判断基準を提示している。しかし、この基準によっても、結局、明確な結論を導けなかった (Faust, 1998, p.236)。

関数または金融政策のルールとして捉えられるべきものと考えられるからである。経済変数の変動を、過去のさまざまな外生的ショックの累積的影響として捉えるVARモデルにおいては、金融政策のショックもそのような経済ショックのひとつであり、よって、経済の攪乱要因のひとつであることになる(Cochrane 1994, p.330)。したがって、金融政策のショックの影響が小さいことは、そのような政策的攪乱が小さいということを意味するため、生産・物価を安定化させるという観点からは望ましいことであるといえる。もちろん、政策ショックがすべて、政策目的を持たない単なる攪乱要因(または政策の逸脱)であるわけではない。外部からみた場合にはショックと捉えられるような政策変更も、政策当局内部の統合的な意思決定過程を反映したものであるかもしれないし、場合によっては、ここで明示的に取り上げた物価と生産の安定以外の政策目的(たとえば、為替レートや株価など)に反応した時期があったことによる結果かもしれない。しかし、少なくとも、あるVARの枠組み内で分析対象とされている経済変数の変動に対しては、そのVARモデルによって識別された金融政策のショックは、追加的な変動要因となっているのである。

したがって、金融政策が全体として経済の安定化にどのような影響を及ぼすかという観点からは、政策反応関数または金融政策のルールに関する分析が必要となる。しかし、VARの枠組みでは、経済ショックに対する内生的な政策反応が経済変動に対してどのような効果を示したか(経済ショックに対する変動を安定化したか、逆に助長したか)を直接調べることはできない。なぜならば、ある経済ショック(たとえば、供給ショック)がある経済変数(物価)の

変動にどのように波及していったかを知ることができるが、その波及経路の構造(供給ショックに反応した金融政策がどのように再び物価に影響したか)は知ることができないからである。⁷³⁾

また、VARでは、複数の経済主体の意思決定の結果を反映して決まる経済変数の変動のうちの、ある特定の経済主体の反応に基づく部分のみを区別することもできない。たとえば、M2CDなどの貨幣量を誘導目標とするような金融政策を前提とした場合には、M2CDの変動は政策当局の貨幣供給行動のみでなく貨幣需要(および民間金融機関の貨幣供給行動)をも同時に反映して決まるので、通常は、VARモデルからは政策当局の意思決定(政策反応関数)に基づく変動部分を区別することはできない。しかし、近年の短期市場金利を政策変数とみなす金融政策分析の立場からは、「構造VAR」の金利方程式を政策反応関数とみなすことができると考える研究者が多い。それは、アメリカのFFレートや日本のコールレートは、中央銀行が直接制御可能であると考えられるためである(Rudebusch 1998)。そのため、「構造VAR」の金利方程式を金融政策の反応関数と解釈する研究はBernanke and Blinder (1992), Sims (1992)を始めとして多い。もちろん、このような考え方が妥当である場合にも、「構造ショック」に対するコールレートのインパルス応答からは、それらに対して政策当局がどのように内生的に反応したか(政策反応関数の「誘導形」の係数)を知ることができても、政策反応関数の構造(政策反応関数の「構造形」の「構造パラメータ」の値)を知ることができない。このため、前述のように、Christiano-Eichenbaum-Evans や Rotemberg-Woodford など

73) ただし、VAR分析が、政策効果の波及メカニズムに関して、全く情報を提供できないわけではない。分析対象とする変数や指標を工夫することによって、金融政策の波及経路に関する示唆を得ようとする研究も多い。たとえば、第Ⅲ-1節の最後に言及した銀行貸出を通じた金融政策(のショック)の波及経路を検証する研究の多くや、吉川(1996)、Barth and Ramey (2000)は、産業や企業の規模などの部門別のデータによるVAR分析を行なっているが、それらは経済部門の属性と「構造ショック」の波及の仕方の比較によって、金融政策の波及メカニズムを考察しようとするものである。

の研究者は、「構造 VAR」による政策分析を限定的に考え、金融政策のショックの波及のみを分析対象とすることとなっている。

そこで、本節では、まず、「構造 VAR」の金利方程式を金融政策の反応関数と解釈した場合に、どのような示唆が得られることになるのかをみておくこととしたい。この場合には、各「構造ショック」に対するコールレートのインパルス応答に注目することになる。そのため、金融政策のショック以外の「構造ショック」も識別する必要が生じる。したがって、「5変数ブロック再帰モデル」においても、非金融変数部門内の物価 (p)、生産 (y)、先行価格 (w) の同時点相関構造が問題となる。以下では、これらについては、 p - y - w の順序で再帰的構造を仮定し、全体として p - y - w - r - m の順序でコレスキー分解を行うことにする。この順序は、物価は価格の硬直性の存在から生産のショックに遅れて調整されると考え、また、先行価格が非金融変数の最後になるのは、それが物価、生産のショックに即座に反応すると考えることによっている。ただし、第IV-4節でみたように、変数間に再帰的構造を仮定する限り、ショックの分解の順序は結果にほとんど影響しない。

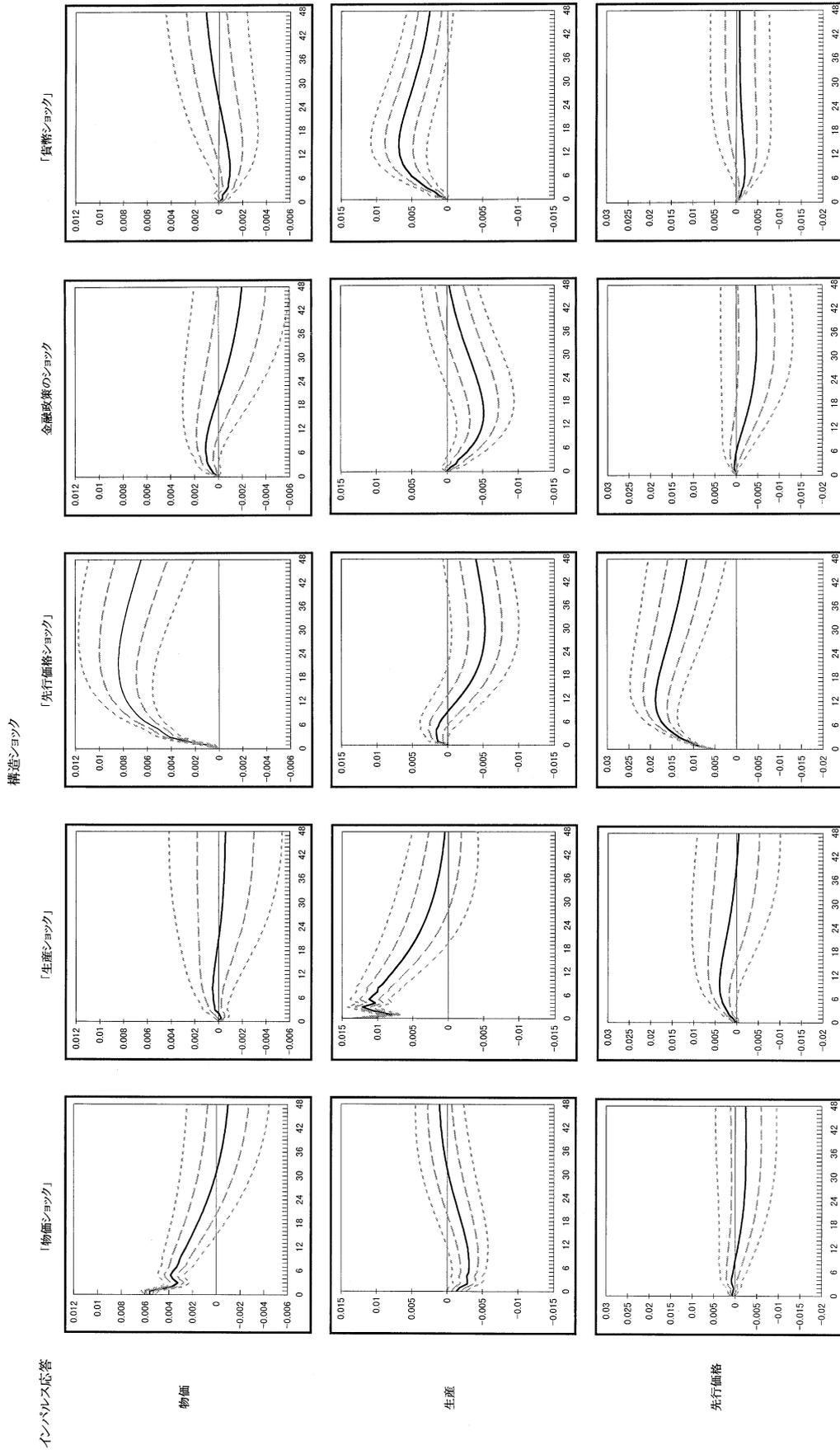
以下の分析では、ブロック再帰的構造の仮定から、より制約の強い変数間の再帰的構造の仮定に移行することになるため、これまでの「5変数ブロック再帰モデル」による推計を、「5変数再帰モデル」による推計ということにする。このような仮定の変更を反映して、図4には、「5変数再帰モデル」を用いた場合のすべての「構造ショック」に対するすべての変数のインパルス応答が示されている。まず、コールレートの、すなわち政策反応関数の、インパルス応答を中心に見ていくことにしよう。コールレートは、金融政策のショック以外の「構造ショック」からも影響を受けている。それらのショックを、「構造 VAR」の各方程式に対応して、「物価ショック」(「構造 VAR」内の p を被説明変数とする方程式における「構造ショック」)、「生産ショック」(同じく y)、「先行価格

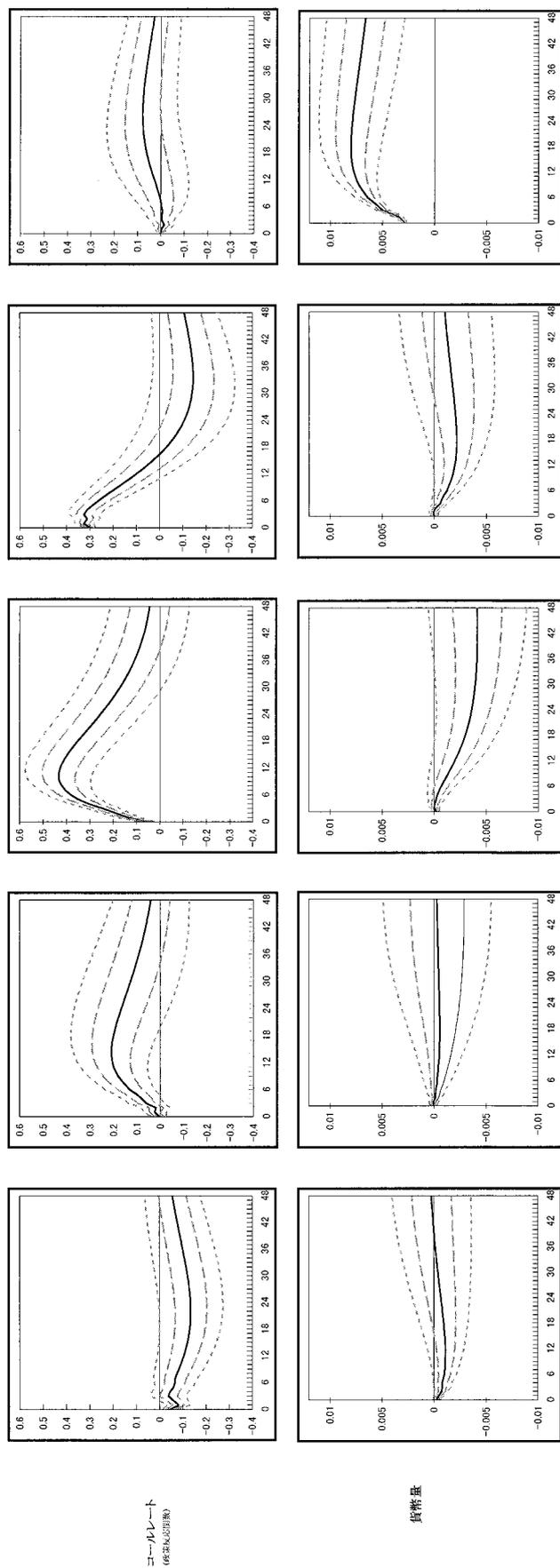
ショック」(同じく w)、「貨幣ショック」(同じく m) とよぶことにしよう。先行価格(卸売物価)を上昇させるような「先行価格ショック」に対して、コールレートは徐々に上方に引き上げられ、引締めの政策は長期間継続する。これは、同ショックによって、先行価格が持続的に上昇することと呼応するものである。生産を増大させる「生産ショック」に対しても、引締めの政策反応が見られる。生産を増加させるようなショックは、同時に先行価格も上昇させており、このことは、「生産ショック」が、先行価格への影響を介して政策反応に影響を与えているとみることもできる。物価(消費者物価)を上昇させるような「物価ショック」については、金融政策は緩和的に反応している。物価安定化の目的からは、物価上昇をもたらす「構造ショック」に対し、コールレートは上昇すると予想されるが、インパルス応答は逆の反応を示している。ここで注目されるのは、「物価ショック」に対して先行価格が逆に下落している点である。

一方、「物価ショック」および「生産ショック」は再帰的構造の仮定において、同時点で先行価格に影響を与える可能性が考慮されているが、先行価格のインパルス応答を見ると、それら「構造ショック」の発生と同時に変化する傾向は小さく、物価や生産の反応に先行する傾向がみられていない。一方、「先行価格ショック」は、(仮定により)先行価格に最初に影響を与えるショックであるが、これは物価や生産に大きな影響を与えるようなショックでもある。以上は、先行価格(卸売物価)が各「構造ショック」の先行情報となっているために金融政策において重視されているというよりは、物価・生産に大きな影響を与える特定のショックの先行情報として重視されていることを意味するものかもしれない。この解釈は、岡崎(1999)による、日本銀行の政策決定は主に卸売物価を指標として実行されてきたという見解と矛盾しない。

「貨幣ショック」は先行価格および物価に対

図4 「5変数ブロック再帰モデル」によるインパルス応答





(注) 各列に示した「構造ショック」、各行に示したVARの変数に対応するインパルス応答が図の各位置に示されている。図の第4列のインパルス応答が図1のB欄で示した各インパルス応答に対応する。図の各行の縦軸の範囲は、比較のために同じとした。

してそれほど大きな影響は与えず、貨幣量と並行して生産を増大させている。コールレートはやや遅れて（程度は小さいが）上昇する傾向を示す。すなわち、「貨幣ショック」は、先行価格への影響を介するのではなく、直接政策反応に影響していると思われ、この意味でM2CDは卸売物価とともに先行指標としての役割を持っていると考えられるが、そのコールレート変動への影響はすぐ後にみるように非常に小さい。

ここで、コールレートについて、予測誤差分散分解を行った結果を見てみよう。金融政策のショックは、1期先のコールレートの予測誤差分散の86%、24期先の18%、48期先の21%に寄与する。「先行価格ショック」の寄与度は、1期先で10%、24期先で61%、48期先で54%であり、やはり、コールレート変動に対する卸売物価の重要性を示している。「生産ショック」の寄与度は、1期先で0.3%、24期先で14%、48期先で15%である。「物価ショック」と「貨幣ショック」の寄与度は一貫して5%以下と小さい。

以上にみた金融政策のショックを除く「構造ショック」は、「貨幣ショック」が、既述のように、貨幣需要のショックおよび民間金融機関の貨幣供給のショック（信用創造過程のショック）を示すと解釈される以外は、その識別制約においては、ショックの内容を具体的に示すような制約は置かれていない。そこで、図4によって、各々のショックに対する2つの価格指標と生産のインパルス応答から、それら3つのショックがどのようなショックであるかを推測してみよう。まず、「先行価格ショック」は、どのような性質のショックと考えられるのであろうか。このショックは、ほぼ同時進行で物価にも同様の影響を与えている。生産は「先行価格ショック」発生時点から1年程度は増加、それ以降は減少方向に変化している。ここで、ショック発生からしばらくの間の生産の正の反応は、より長期的にもたらされる負の反応に比べると相対的に小さいため、むしろ、この期間

は生産がショックに遅れをもって反応していることを示すものと考え、このショックは、物価を上昇させるとともに生産を減少させるようなショックと考えられるため、供給面に関するショックであると推察される（さらに、図示しないが、「先行価格ショック」の時系列的推移をみると、2つの石油危機時に大きく上昇し、それ以外の時期は相対的に変動が小さい。このことも、供給ショックと考えることの妥当性を支持している）。一方、「生産ショック」は生産の増大とともに先行価格をやや上昇させ、物価には余り影響を与えない。このことは、（価格変数への影響は小さいが、）「生産ショック」は需要面からショックであることを示唆するものである。「物価ショック」は、発生初期には物価を上昇させると共に生産を減少させており、供給面からのショックと考えられるが、一方で先行価格は下落させる（または余り変化させない）ようなショックである。このようなショックは流通過程に発生するショックではないかと推察される。

本節の考察からは、金融政策の反応関数は、需要ショックおよび供給ショックの双方に反応し、なかでも生産と卸売物価の上昇（下落）に反応して引締めの（緩和的）に行われていた、とまとめられる。ただし、「貨幣ショック」以外の「構造ショック」は、卸売物価の変動を介して政策に反映されていた可能性がある。

V-2. VARを用いた金融政策の効果のシミュレーション分析

以上にみたように、VAR分析の枠組内で政策反応関数を特定化することが可能であるとしても、そこから得られる示唆は限定的なものである。これまでも繰り返し述べてきたように、多くの研究者は、金融政策の効果を分析するためには、政策反応関数および民間経済部門の「構造パラメータ」を明示的に定式化した経済モデルが必要であり、「構造VAR」の枠組みは、政策効果の分析には適していないと考えている

といえる。しかし、Simsを中心とする研究者は、多数の構造制約を課した経済モデルや部分的な経済モデルの推計による政策評価の有効性に対して批判的であり（たとえば、Sims 1990, Leeper and Zha 2000), Sims and Zha (1998)を始めとするいくつかの研究例のように、異なる金融政策ルール間の効果の比較を行う目的にも、「構造VAR」の枠組みの有用性を主張するものもある。

それらの研究では、VARによる政策評価の問題点、すなわち、第1点として政策反応関数の構造の特定化の問題、および第2点として「ルーカス批判」の問題にどのように対処しているのであろうか。第1の問題に対しては、Sims and Zha (1998) および Bernanke, Gertler, and Watson (1997) では、推計された「構造VAR」の政策反応関数（「構造VAR」の金利または貨幣方程式）のすべての係数をゼロと置いた式を、他の方程式の係数は推計された値のままとした「構造VAR」に組み込んでインパルス応答を求め、現実の政策反応関数下でのインパルス応答と比較している。すなわち、実際に採用された金融政策と完全に金利（または貨幣供給量）を固定化した場合の金融政策との間の効果を比較している。通常は、VAR内の政策反応関数の係数の値を変更した場合に、その変更が実際のどのような具体的な政策転換に対応しているのかは明らかでないが、すべてをゼロと変更する場合には、政策変数を経済状態に反応させない（金融政策を物価および生産の安定化に用いない）という比較対象とする政策内容は明らかである。このような方法で、Bernanke, Gertler, and Watson (1997) は、石油価格の上昇という供給ショックに際して、実際に採られた政策と金融政策が対応しなかった場合の影響を比較している。

一方、Sims (1998b) は、戦後（1950年代以降）について推計した「構造VAR」の政策反応関数を、戦前（1920年代から40年代）について推計された「構造VAR」の政策反応関数に置き換えて、戦後の金融政策のルールを戦前に

当てはめた場合に、経済が安定化することになったといえるか否かを検討している。その結果、戦前と戦後という金融政策のルールの違いは、経済安定化（とくに「大恐慌」を誘発したか否かという点）に対して大きな役割を果たしていないという結果を示している（Christiano 1998も参照）。同じく、Hanson (2000b) は、1980年代以降に金融政策のルールが転換したことが、1970年代に比べてインフレーションが安定化したことの要因であるとする最近のテイラー・ルールの実証結果（たとえば、Clarida, Galí, and Gertler 1998, 2000）を受けて、70年代以前、80年代以降、および全期間を通じて推計された、「構造VAR」の政策反応関数および他の方程式の係数を入れ替えてインパルス応答を推計することによって、80年代以降のインフレーション安定化は、金融政策のルールの違いよりも、その他の経済構造に変化があったことによる部分が大きい可能性が高いという結論を得ている。これらの場合にも、比較する期間の間で具体的にどのように政策ルールが違っていたのか（政策反応関数の「構造パラメータ」がどのように異なっていたのか）は分からないが、比較対象が実際に採用されていた（実際のデータから推計された）政策ルールであるという点で、政策シミュレーションは一定の意味を持っているといえよう。

したがって、これらの政策シミュレーションの目的は、具体的にどのような金融政策のルールがインフレーションまたは経済の安定化に効果があるかの直接的な含意を得ることではなく、金融政策のルールの変更が、経済変動にどの程度の影響を及ぼすかを検証することにあるといえよう。そして、Sims (1998b), Christiano (1998), Hanson (2000b) などの結果は、アメリカについて、少なくとも実際に採用された金融政策のルール間では、経済安定化に対する効果に大きな差異はなかったという示唆が得られているのである。

第2の「ルーカス批判」の問題に対しては、これらの研究者は、政策変更を反映して民間経

済主体の予測形成および行動が変わる可能性を認めている。そのため、Bernanke, Gertler, and Watson (1997) は、金融市場の変数は、政策変更がもたらす将来の経済動向の予測を相対的に早期に反映するとして、「構造 VAR」のうちの（政策金利以外の）長期および短期の市場金利の方程式に、将来の政策金利の予測に依存する構造制約を与え、部分的に「ルーカス批判」に対処しようとしている。ただし、彼らは、その方法は経済構造を完全に示していないという点で、「ルーカス批判」を免れることはできないと考えている (pp.106-107)。一方、Sims and Zha (1998) は、政策変更は直ちには認識されず、予測形成のあり方やそれを反映した経済変数の変動方式も徐々に変化していくものであるとして、少なくとも「短期」の分析にとっては、VARによる政策シミュレーションも有用性を持つと考えている (p.34)。Hanson (2000b) は、Blanchard (1984), Ericsson and Irons (1993), Heckman (1999) などを引用して、政策変更が経済主体の行動に影響を及ぼしたとする実証的根拠は乏しいこと、および、経済構造を明示したモデルにおいても必ずしも妥当な「構造パラメータ」の値が推計されないこと、などの理由から、「構造 VAR」によるシミュレーションに、その代替的手段としての有用性を見出している (pp.23-24)。⁷⁴⁾

一方、Sims (1987, 1998b) などでの主張にみられるように、Sims は、民間経済主体が（過去の情報に基づいて）政策ルール「構造パラメータ」を予測するというモデルの誘導形は一般に複雑な非線形性を有することになるが、それを VAR という単純な線形モデルで近似することが実際上妥当であるか否かが、「ルーカス批判」の中心的問題であると考えているよう

である。したがって、VARにおける政策シミュレーションのインパルス応答などの結果が、実際の政策下での結果と著しく異なった場合にのみ「ルーカス批判」の想定する状況が当てはまるとみなしている。よって、比較する政策ルールが実際のルールと大きくかけ離れていなければ VAR による政策シミュレーションは意味を持つといえ (Hanson, 2000b, p.24)、また、政策ルールが大きく異ならないとしても、実現する結果は異なり得る (Sims, 1998, p.155) ため、このような政策効果の比較は意味があると考えている。さらに、Sims は、通常みられる政策変更とは、1回限りの大きく永続的な「構造パラメータ」の変更というよりは、事後的な計測の視点からは、むしろショックとして捉えられるような小さく一時的な変更（として近似可能）であるとみなしているようである。⁷⁵⁾ Sims のこの見解をさらに進めたものが Leeper and Zha (1999) によるシミュレーション分析であるといえる。Leeper and Zha (1999) は、金融政策のショック (1) 式の μ_i が政策変更を示すとみなし、実際のショックの分布から逸脱しないような範囲内で、一定期間 μ_i を、実際よりも引締め的な値に設定した場合の他の変数への影響を調べている。

ここで、これまで用いてきた「5変数再帰モデル」の結果を利用して、Sims-Zha, Bernanke-Gertler-Watson らにならって、「構造 VAR」内の金融政策の反応関数の係数をゼロとした場合、すなわち、経済状況（金融政策以外の「構造ショック」）に対応してコールレートを変更せず一定の値に固定した場合のインパルス応答を、前 V-1 節で推計した実際の政策下でのインパルス応答と比較することを試みよう。なお、このような政策は名目金利を固定する政策なので、

74) Hanson (2000b) は、経済構造を明示したモデルにおける「構造パラメータ」（たとえば、しばしば採用される Calvo-Rotemberg タイプの価格設定方式における価格変更の間隔を示すパラメータ）も政策変更に対して不変とはいえないと指摘している (p.23)。

75) Sims (1999) は、実証的にみて、政策変更がもたらすモデルの非線形性を、線形モデルで近似的に表すことが（モデルの適合度という観点から）大きな問題をもたらさないという示唆を得ている。また、Sims の「ルーカス批判」に対する考え方は、Sims (1998), pp.152-156に詳しく述べられている。

実質金利は実際に採られた政策下よりも大きく変動する可能性がある点に留意しておこう。結果が図5である。「ルーカス批判」を考慮すると、あまり先の違いをみることはそれほど意味を持たない可能性が高いが、ここではこれまでと同じく48期先までのインパルス応答を示すこととした。図からは全般的にみて、実際の金融政策は、金利を内生的に反応させなかった場合と比べて、物価、生産、貨幣供給のいずれをも安定化させる方向に働いていたこと、とくに、生産と先行価格のショックに対する影響が大きいことを示している。一方、(消費者)物価への効果は相対的に小さい。

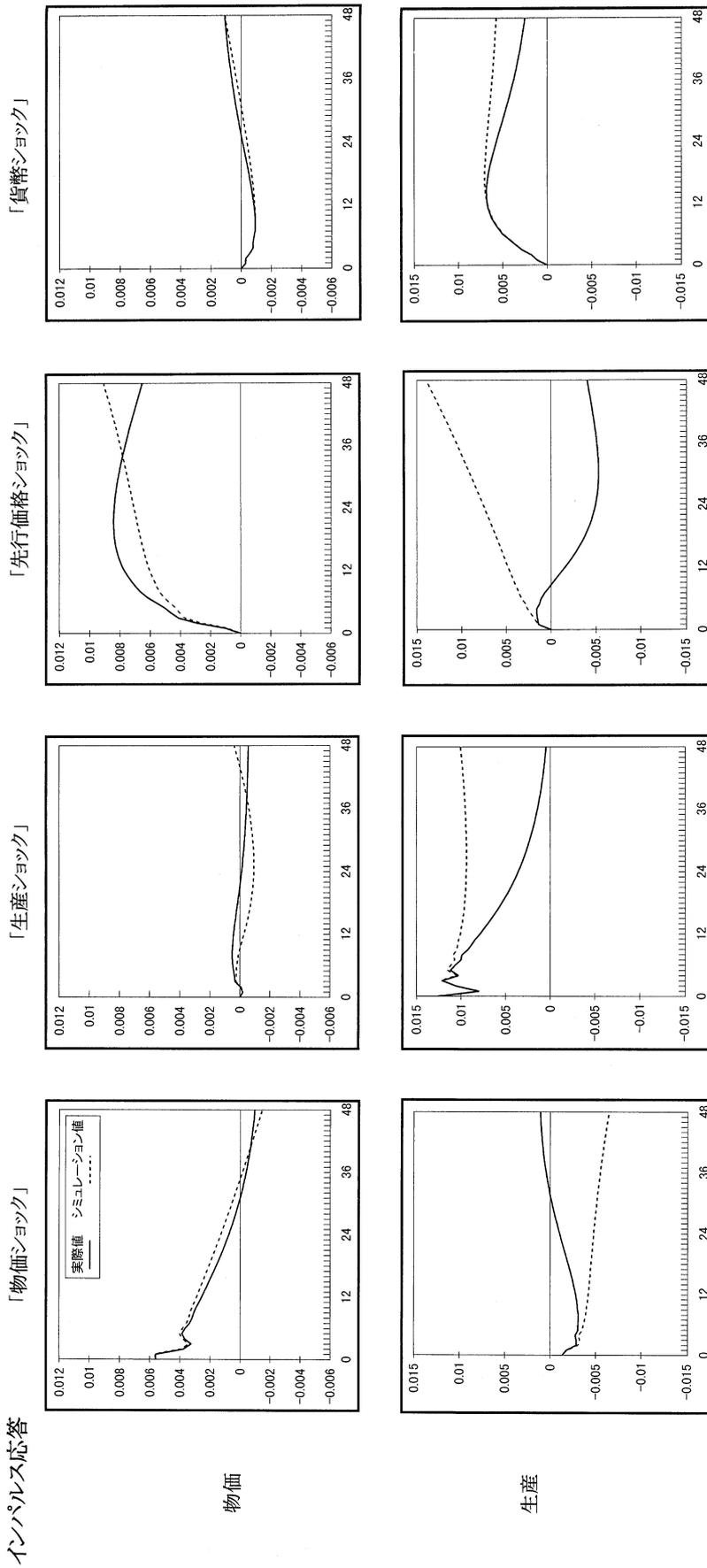
図5の結果は、金融政策のルールを経済安定化に対する重要性を示唆するものであるといえる。もちろん、これらの結果は、たとえ視野を「短期」に限定しても、民間経済主体の行動変化を無視しているという観点から、留保条件付でみなければならない。また、どのような状況下でも金利を一定にするという極端な政策と現実の政策を比較することも、内生的な金融政策部分が経済に影響を及ぼしていたか否かをVARの枠組み内で検討するという目的以外には、政策シミュレーションとしての意義はそれほど大きくないと考えられる。このような試みは、VARによる政策評価という新たな観点を開くものとなるかもしれないが、その有用性をどの程度高めることができるかが、今後のこの分野の課題であろう。

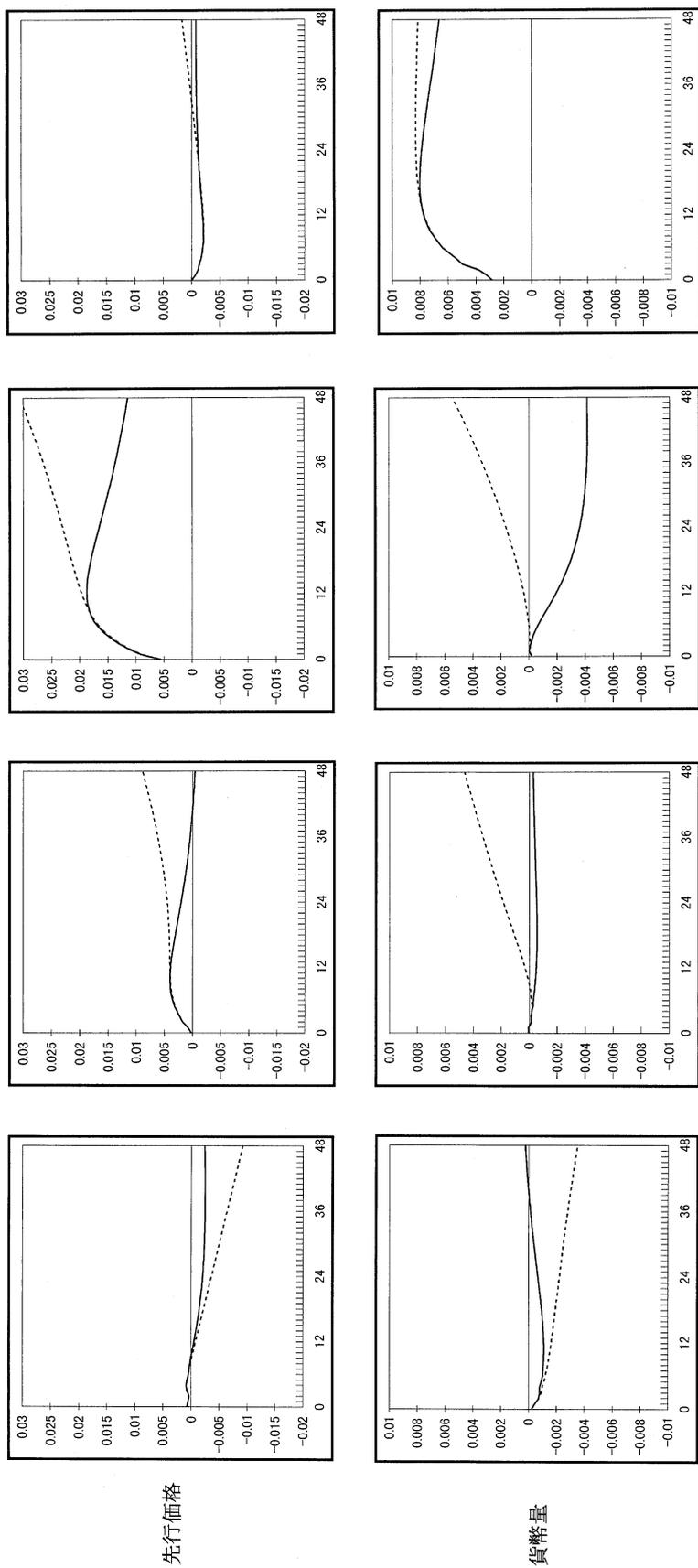
さて、本節の最後として、「5変数再帰モデル」において、金融政策のショックがなかった(すべての t について $\mu_i=0$)とした場合のコールレート、インフレーション(消費者物価対前年同期比上昇率)、生産の時系列を、実際のそれらの時系列と比較してみよう。図6の実

線が実際の値、点線が金融政策のショックがなかったとした場合の値である。このとき、コールレートの図における点線が、金融政策のルールに基づく政策変数の変更の推移を示していることになる。この図より、コールレート変動の大部分はルールに基づく内生的な反応であること、すなわち、これまでの「5変数再帰モデル」の分析が示したように、金融政策のショックの役割は相対的に小さいことが再確認される。また、金融政策のショックが物価や生産の変動に及ぼす影響はさらに小さいことも確認できる(図には示していないが、卸売物価およびM2CDについても同様である)。さらに、Leeper and Zha (1999)の立場からは、コールレートの実際値と、この「シミュレーション値」の乖離が政策変更を示していることになる。この観点から、たとえば、1990年代の金融政策の推移をみると、90年代初頭の金融政策は従来よりも、より引締めの、90年代後半の低金利政策は、より緩和的に政策変更がなされた結果であるということになる。⁷⁶⁾さらに、そのような政策変更がインフレーションや生産活動に及ぼす影響はそれほど大きくはなかったことも、この図は示している。

76) なお、2000年以降の「ゼロ金利政策」下で、コールレートの「シミュレーション値」が負値となっていることから、この期間の金融政策のショックの解釈には注意を要する。この場合の「金融政策のショック」は、金利のゼロ制約から発生したものであり、そのため、この期間について推計された「金融政策のショック」は、本来の意味での民間経済主体が予測できないようなショックとは異なるといえる(金利がゼロを下回れない事態は予測可能である)。

図5 Sims-Zha のシミュレーションによるインパルス応答
構造ショック

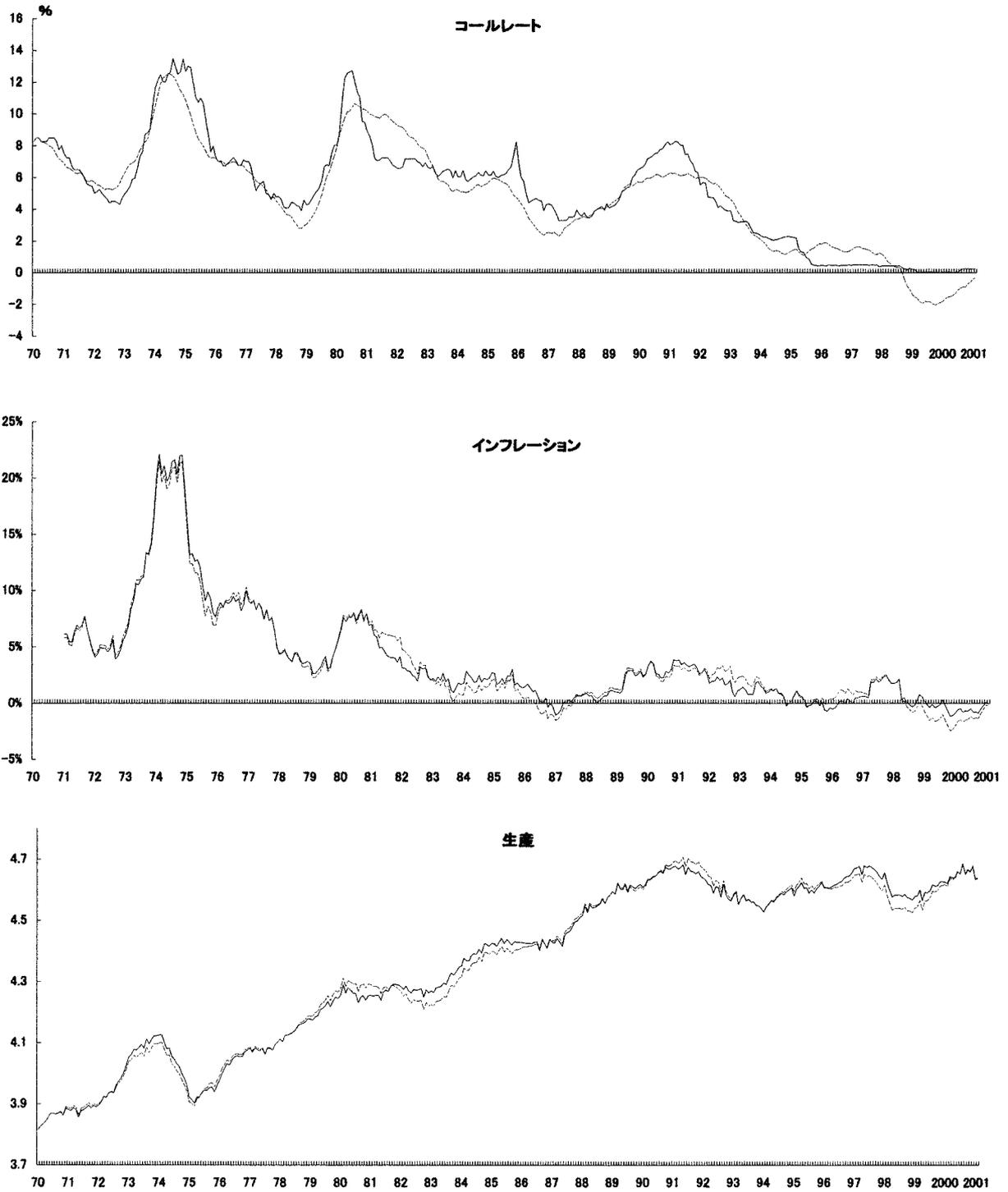




(注) 実線が図1のB欄で示した実際のインパルス応答、点線がコントロール水準を一定とする政策下でシミュレーションされたインパルス応答である。各列に示した「構造ショック」、各行に示したVARの変数に対応するインパルス応答が図の各位置に示されている。金融政策のショックに対するインパルス応答には、主要な関心がないため、省略した。なお、図の各行の縦軸の範囲は、比較のために同じとした。

VAR による金融政策の分析：展望

図6 金融政策のショックを除いた場合のコールレート，インフレーション，生産の変動



(注) 実線が実際のコールレート，インフレーション，生産の変動を示す。点線は、「5変数再帰モデル」で推計された金融政策のショックが仮にゼロであったとした場合に、「5変数再帰モデル」で推計された係数のもとでシミュレーションされたそれらの変動を示す。

VI. 金融政策のルールの転換および構造変化

これまでは、1970年代から2000年代初頭にかけて、VARの係数が一定であった、すなわち構造変化がなかった、という仮定の下に分析を行ってきた。もちろん近似的にはあるにしても、この30年間の経済変動をひとつのVARモデルで推計することは妥当であったといえるのであろうか。

そこで本節では、まず、金融政策の反応関数（金融政策のルール）に変更がなかったかどうかについて考えてみよう。たとえば、浅子（2001）第3章は、日銀政策委員会議長談話の検討により、1970年代以降、政策目標は時期により変遷したとしている。⁷⁷⁾さらに、浅子（2001）第7章において、「金融政策の基本スタンス」を示す指標を構築し、それを用いた実証分析によっても、このような見方と整合的な結果が得られたとしている。また、図6によっても確かめられるように、1970年代に比べて1980年代以降は、インフレーションは非常に安定的に推移している。このような傾向はアメリカなどの他の先進諸国についても見られ、たとえば、Judd and Rudebusch (1998), Taylor (1999), Clarida, Galí, and Gertler (2000)などは、アメリカについてテイラー・ルールを計測し、金融政策が1980年代以降にインフレーションに積極的に反応するようになったことを指摘した上で、そのような金融政策の転換が安定したインフレ率の推移に貢献しているという見方を示している。

これらの研究が示唆するところは、金融政策

のルール自体が変化する可能性が高く、Clarida, Galí, and Gertler (2000)などの視点においては、物価安定にもこの政策（ルール）の転換の寄与するところが大きであったという、さらに積極的なものとなる。このような見方は、前V-2節での、（戦後アメリカの）金融政策のルールには大きな変化はなかった、また、ルールの変更は（少なくとも実際に採られたルールの範囲内では）インフレーションや実体経済に大きな影響を与えなかったとするVARによる研究者の見解と対照的なものである。

本節では、日本における金融政策のルール（政策反応関数）の変更の可能性とその影響について若干の考察を試みたいが、その始めに、日本のテイラー・ルールの推計結果の期間別の比較を行ってみることにしよう。⁷⁸⁾なお、テイラー・ルールとは、Taylor (1993a, b)によって定式化された短期市場金利を政策変数とする金融政策の政策反応関数であり、Taylor (1993b)が、このルールが先進7カ国の経済モデルのシミュレーションにおいてインフレ率とマクロ産出量の変動を安定化する目的に有効に機能することを報告するとともに、アメリカの1980年代以降の金融政策（FFレートの水準）に対して高い説明力を持つことを示したことによって注目されたものである。⁷⁹⁾

比較期間に関しては、政策ルールの変更の可能性があった時点特定化が必要があるが、実際に金融政策実施上の転換があったとしても、その転換時点を明確に確定することは難しく、

77) 浅子（2001）は、「有効需要の安定化」は一貫して高い比重を与えられていたが、「物価安定」の重要性は1980年代に入ると相対的に低下したとしている。

78) 日本におけるテイラー・ルールの推計としては、木村・種村（2000）、鎌田・武藤（2000）などがある。

79) テイラー・ルールおよびTaylor (1993a)によって行われたシミュレーションの概要の解説として、藤木（1998）第3章がある。

また、政策転換は一時点で断続的に起こるのではなく、さまざまな要因を反映しつつ暫時的に進行する性質のものと考えられる。ここでは、図6に示された実際のインフレーションおよび生産の変動を参考に、大きく1970年代、80年代、90年代以降に期間分割をした場合の比較を行う。それは、図が示すように、1970年代は物価および生産が相対的に不安定であった期間、80年代は物価が安定し、生産も比較的安定して成長した期間、90年代以降は物価が安定する一方、生産の変動が再び大きくなった期間、という対照的な経済変動の性質を示す期間であるとみることができ、そのような経済変動の性質の変化に対して金融政策のルールが転換が影響を与えた可能性を考えたいためである。

推計期間の具体的な区分時点は、次のように考えることにする。まず、日本銀行の政策態度の変更は、そのシグナルとしての公定歩合の変更を伴うという観点から、1970年代末（1979年4月）と80年代後半（1987年2月）の公定歩合変更時点を経験を踏まえて第2次石油危機を迎える時点であり、後者は1980年代後半に始まる資産価格高騰を伴う景気拡張期に際しての最後の公定歩合引き下げ時点である。さらに、政策変更が暫時的に進行したという可能性も考えて、これらの期間を前後12ヶ月間延長して重複させ、「1970年1月から80年3月」を70年代、「1978年4月から88年1月」を80年代、「1986年2月から2001年2月」を90年代の金融政策とした推計を行う。

本節では、Clarida, Galí, and Gertler (1998, 2000)によって定式化された金利平準化を伴うフォワード・ルッキングなテイラー・ルールを推計する。Clarida-Galí-Gertlerによるテイラー・ルールの推計式は以下のようなものである。

$$r_t = (1 - \rho)(\alpha + \beta\pi_{t+k} + \gamma x_{t+1}) + \rho r_{t-1} + \mu_t \quad (21)$$

ここで、 r_t はコールレートの水準、 π_{t+k} は当期

から k 期先にかけてのインフレ率（消費者物価の上昇率）、 x_{t+1} は t 期先までの各期の生産ギャップ（鉱工業生産指数の潜在的水準からの乖離率）の平均であり、 α 、 β 、 γ 、 ρ は係数である。また、 μ_t は、 t 時点での将来のインフレ率および生産ギャップの予測誤差を示している。これは、Clarida-Galí-Gertlerタイプのテイラー・ルールの推計においては、金融政策のショックは、政策当局の予測誤差によって発生すると考えられていることを意味している。

推計に当たっては、さらにいくつかの仮定を置かなければならない。まず、生産ギャップは、推計期間全体の鉱工業生産指数（対数値）を定数項と2次の（確定的）トレンドに回帰した残差として求めた。また、当期の金融政策は、6ヶ月先までのインフレーションおよび生産ギャップを視野に入れて実施される（ $k=1=6$ ）とする。さらに、それらを予測するに当たっての情報集合 Ω_t は、過去（前月から3ヶ月前まで）のインフレ率、生産ギャップ、およびコールレート自身の値に加えて、卸売物価上昇率、M2CD上昇率とした。これらは、すべて前節までの5変数VARモデルにおいて採用した変数であり、とくに卸売物価の情報変数としての重要性はこれまで述べてきた通りである。推計は、 t 期における予測誤差 μ_t が t 期の情報集合の要素と直交するという条件に基づいて、一般化積率法（GMM）によった。

上記のテイラー・ルール(21)式の係数は、これまで問題としてきた政策反応関数の「構造パラメータ」としての意味を持つ。とくに係数 β はテイラー・ルールの研究において重要な意味を持っており、 $\beta > 1$ であればインフレ率上昇に反応する名目金利の引き上げが実質金利を上昇させ、インフレ抑制的な政策が採られていたことになる一方、 $\beta \leq 1$ であれば、名目金利の引き上げが実質金利を上昇させるほど十分ではなかったことになる（ただし、 ρ が示す調整の遅れが存在する）。また、 $\gamma > 0$ であれば、生産ギャップに対しても変動を抑制する方向の金利変更が行われていたことを意味する。（以上の

議論では、金利の波及効果により長期金利についても同様の効果があることが前提とされている。) 正確には、 β の大きさがインフレーションの安定化とどのような関係にあるかは、政策ルール以外の経済の構造に依存する。たとえば、Clarida, Galí, and Gertler (2000) の提示した経済モデルでは、 $\beta > 1$ の場合には均衡経路が「決定的」となることに対し、 $\beta < 1$ の場合には均衡経路は「不決定」となり、経済に本質的でないショック(「サンスポット・ショック」)

によってインフレ率が変動する可能性が示されている。⁸⁰⁾

表3に推計結果が示されている。90年代についての推計では、推計期間を2001年2月までとしたものとともに、1996年3月までとした推計結果も示している。これは、95年4月の公定歩合引き下げ以降、コールレートは公定歩合を下回って、ほぼ0.5%以下に誘導されるようになり、政策変数としての機能が制限されていたと考えられるため、この期間の金融政策のショック

表3 日本のテイラー・ルールの推計結果

	1970:1-2001:2	1970:1-1980:3	1978:4-1988:1	1986:2-2001:2	1986:2-1996:3
α	0.718 (0.728) [0.324]	-3.660 (6.213) [0.556]	2.193 (0.958) [0.022]	0.111 (1.041) [0.915]	1.352 (1.047) [0.197]
β	0.951 (0.181) [0.000]	1.408 (0.786) [0.073]	1.870 (0.479) [0.000]	1.278 (0.686) [0.062]	0.374 (0.560) [0.505]
γ	0.322 (0.115) [0.005]	0.497 (0.530) [0.349]	0.346 (0.270) [0.200]	0.289 (0.156) [0.064]	0.428 (0.122) [0.000]
ρ	0.966 (0.007) [0.000]	0.976 (0.018) [0.000]	0.943 (0.016) [0.000]	0.970 (0.010) [0.000]	0.954 (0.015) [0.000]

推計式は、

$$r_t = (1 - \rho)(\alpha + \beta\pi_{t+6} + \gamma x_{t+6}) + \rho r_{t-1} + \mu_t,$$

である。 r はコールレート(%表示)、6ヶ月間のインフレ率 π は年率換算した%表示、生産ギャップの6ヶ月間平均値 x も%表示である。操作変数は、定数項および前月から3ヶ月以前までの π , x , r の値(π_{j-6} , x_{j-6} , r_j , $j=t-1, t-2, t-3$)のほかに、前月から3ヶ月前までの卸売物価上昇率およびM2CD増加率(いずれも π と同じく6ヶ月前からの上昇率を年率換算した%表示)とした。

表中の()内の数値は係数の推計標準誤差、[]内の数値は係数がゼロであることを帰無仮説とする t 検定の p 値である。6ヶ月先を予測することから誤差項に発生する5次の自己相関を考慮して、共分散行列の推計にはNewey-Westの推定量を用いた。推計は、TSP, ver. 4.5 (TSP International)により行った。

80) さらに正確には、不決定性が生じる β の範囲は、 γ および ρ の値に依存する。また、 β と不決定性の関係は、他の経済構造の仮定にも依存して、必ずしも $\beta = 1$ に近い値が閾値になるわけではない(たとえば、Benhabib, Schmitt-Grohé, and Uribe 2001参照)。 γ の値に関する示唆も同様に他の経済構造に依存し、たとえば、Christiano and Gust (1999)のモデルでは、 γ の値が大きくなり過ぎると、かえって「不決定性」が生じるという結論が得られている。なお、均衡の「不決定性(indeterminacy)」に関しては、本号所収の福田(2001)やそこでの引用文献を参照のこと。また、齊藤(2001)は、金利弾力性が著しく高い貨幣需要関数の下で、貨幣供給量と物価水準が一義的に対応しないという意味での不決定性が生じるという観点から、近年の日本の金融政策の効果および今後の望ましい金融政策のあり方を検討している。

ク μ_t には、政策当局の予測誤差を表しているという解釈が適用できない可能性が高いことを考慮したためである。⁸¹⁾ まず、 β の推計値をみると、70年代は1.4、80年代は1.9、90年代は1.3と、いずれの期間においても1よりも大きい、80年代を除いては有意に1より大きいとはいえない。また、90年代の推計を96年3月までとした場合には、この期間の β の推計値は0とは有意に異ならないと判断される。1970年代と80年代のみを比較すれば、80年代には、日本銀行がインフレーションが予測された場合にそれまでよりも積極的にコールレートを引き上げるようになったことが、物価水準の安定をもたらしたという、Clarida-Gali-Gertler的な見方が可能である。しかし、90年代についてみると、 β がそれまでよりも小さくなっていった可能性が高いにもかかわらず、物価水準は安定していた。したがって、 β の大きさのみからは、物価の安定性を議論できないといえる。ここではむしろ、90年代の物価の安定は、金融政策とは別の要因によっており、そのため、金融政策はインフレーションに反応する必要がなかったと考えるほうが自然であろう。すなわち、テイラー・ルールは、非線形性を有しており、インフレ率がゼロに近いような低水準で安定している下では、金融政策のインフレ期待に対する反応はみられなくなると考えられる。⁸²⁾ 以上の結果は、金融政策の転換と物価安定化の因果関係は一義的に議論できないものであることを示している。一方、 γ は0.3から0.4前後に推計されているが、統計的に有意であるのは90年代についてのみである。80年代が90年代に比べて生産の変動が明

白に大きかったとはいえないため、やはりこのことも、金融政策の転換と生産安定化の関係は一方のものではないことを示している。

以上の日本のテイラー・ルールの推計例は、政策ルールの変更と物価・生産の安定性の関係は、相互依存的であることを示唆するものであるものの、1970年代と80年代についての結果には、Clarida-Gali-Gertlerのような、金融政策転換が物価安定をもたらしたとする見方も妥当するといえる。第V-2節での説明からも分かるように、このようなテイラー・ルールの研究者に多くみられる見解に対して、VAR分析を利用する研究者には懐疑的な立場に立つものも多い。Leeper and Zha (2000) は、テイラー・ルールに関する研究においては、Clarida, Gali, and Gertler (2000) のように政策ルールのみを推計結果に基づいて議論を行う傾向があることを批判し、VARのように、経済全体を対象として同時に推計を行うことが望ましいとしている。Leeper and Zha (2000) は、VARの係数間の制約としてテイラー・ルールを組み込んだ推計を行い、 β が1より大きいか否かは、インフレーションの安定化と特定の関係を持っていないと結論している。さらに、Simsを含むこれらの研究者は、VARの推計結果からは、1970年代と80年代以降でVARの係数に「大きな」変化があったとはみなせないとも主張している。⁸³⁾

以上を踏まえて、前節までの「5変数再帰モデル」に基づいて、VARの係数の変化の可能性を検討してみよう。比較する期間は、以上のテイラー・ルールの推計と同じ、1979年3月以

81) 脚注76も参照。なお、ここでも、推計期間の前後12ヶ月を延長するという方針にしたがっている。

82) このようなインフレ率に対する非線形な政策反応は“opportunistic approach”といわれるものである。たとえば、藤木(1998)第3章を参照。また、浅子(2001)は、脚注77で述べた1980年代以降に日本銀行の政策目標における「物価安定」の相対的重要性が低下したという結果を踏まえて、政策目標としての「物価安定」に対しては「物価自体が安定している時期には当然ながら相対的なウェイトが下がっていたことも理解される(p.71)」という見解を示している。

83) Sims (1998a, b), Leeper and Zha (1999)。なお、Simsは構造変化があったこと自体を否定しているのではなく、実際の構造変化はある程度長期的な視点から見れば、一貫したVARの推計によって近似できる程度の大きさであったと考えられることを主張している。

前と79年4月以降、1987年1月以前と87年2月以降、に加えて1995年以降の金利ゼロ制約下での金融政策を考慮して、1995年3月以前と95年4月以降、とする（全推計期間は1970年1月から2001年2月）。

VARの係数の安定性の検定方法として、最近では、Sims (1980b) に基づく尤度比検定に加えて（またはそれに替えて）、「赤池情報量基準 (AIC)」や「シュワルツ情報量基準 (SIC)」などが併用されることが多い (Sims 1998, Sims and Zha 1998, Bagliano and Favero 1998, Leeper and Zha 1999, Hanson 2000b)。これは、Sims (1998a, b) による、予測精度および一致性という観点から、係数の安定性の検定にはSICなどの情報量基準を用いることが望ましいという議論を受けたものである (Sims 1998b, pp. 131–132)。表4の上段には、これまで用いてきた5変数による誘導形VARの係数

について、2つの比較期間で一定であるという帰無仮説に対する、尤度比検定およびAIC、SICによる検定結果が示されている。結果は、判断基準に依存して異なっている。AICに比べてSICが係数の安定性の帰無仮説を棄却しにくい傾向があることは、Sims (1998b) のアメリカに関する結果にもみられるものである（一方、Sims and Zha 1998, Hanson 2000bなどは両基準で共通の結果を得ている）。さらに、誘導形VARの個別の方程式について、それらの係数の安定性を、F検定およびAICとSICに基づいて検定した結果が表4の下段である。⁸⁴⁾ VAR全体を対象とした場合と同様に、個々の方程式の係数の安定性についても、各検定が同一の判断を下すケースはほとんどなく、貨幣方程式に70年代末に構造変化があったとはみなせないという一例があるのみである。Simsの意見にしたがってSICを基に判断すれば、1970

表4 VARの係数の安定性

	70:1-79:3/79:4-01:2			70:1-87:1/87:2-01:2			70:1-95:3/95:4-01:2		
	LR	AIC	SIC	LR	AIC	SIC	LR	AIC	SIC
誘導形VAR (5変数)	S		S			S			S
誘導形方程式	F	AIC	SIC	F	AIC	SIC	F	AIC	SIC
<i>p</i>			S	S		S	S		S
<i>y</i>	S		S			S			S
<i>w</i>		S	S			S			S
<i>r</i>			S	S			S		
<i>m</i>	S	S	S			S	S		S

LRは尤度比検定、FはF検定 (Chow テスト)、いずれも有意水準5%、AICは赤池情報量基準、SICはシュワルツ情報量基準に基づく係数の安定性の検定を示す。表中の対応する欄に“S”と示した場合は、表頭の2つの比較期間について推計されたVARの係数が同一であるという帰無仮説が棄却されないことを示す。

「誘導形VAR (5変数)」と示された列の結果は、誘導形VARの係数全体の検定について、「誘導形方程式」以下の列の結果は、誘導形VAR内の各々の方程式の係数の検定についてのものである。ここで：

p = 物価方程式

y = 生産方程式

w = 先行指標 (卸売物価) 方程式

r = 金利 (コールレート) 方程式

m = 貨幣 (M2CD) 方程式

なお、比較は、全期間を通して推計したVARと、2つの期間について別々に推計したVAR間で行った (それらのVARのラグ次数は、全期間について推計した場合に選択された次数とした)。LR、AIC、SBICは、Sims (1980) にしたがって小標本の偏りを修正した尤度比に基づいている。

年以降について、これら5変数の時系列的関係を全体としてみると大きな構造変化があったとはいえないが、1980年代以降には、金融政策のルールに関して変化があった可能性がある、ということになる。ただし、SICのみを最終的な判断基準として構造変化の有無を判定するという方針は、研究者間で確立しているわけではなく、むしろ、複数の検定結果を総合的に勘案して最終的な判断をするという方針のほうが一般的である（たとえば、Bagliano and Favero 1998）。その場合には、表4の結果からは、1970年代以降について、VARの係数が安定していたとした場合の推計結果に基づく分析が妥当でないとはいえないという、構造変化に関して曖昧な結論しか導くことができない。

構造変化の問題と関連して、前節で紹介した Sims (1998b) や Hanson (2000b) が行った VAR によるシミュレーションは興味深い。ここでは、Sims, Hanson にならって、2つのシミュレーションを試みることにしよう。⁸⁴⁾ 第1のシミュレーションでは、金融政策のルール以外の経済構造が一定であると仮定する。「構造 VAR」の政策反応関数（金利方程式）以外の方程式の係数を全期間について推計した値に固定し、一方、金融政策のルールは、70年代（1970：1－1979：3）、80年代（1979：4－1987：1）、90年代（1987：2－2001：2）について変更があったと仮定して、各々の期間について推計された「構造 VAR」の政策反応関数の係数を用いた VAR システムを考える（ただし、推計期間は先と同じく、各期間の前後1年を延長した期間とする）。このような仮想的な VAR に、全期間を通じた推計によって得られた「構造ショック」の系列を適用してシミュレーションすることによって得られたコールレート、イン

フレーション（消費者物価対前年同期比上昇率）、生産の値が図7に示されている。同時に示されたそれらの実際の値と比較すると、いずれも実際値とシミュレーション値の乖離は非常に小さい。このことから、金融政策のルールの転換があったとしても、他の経済構造が変化していなければ、その影響は小さいものであったことが推察される。⁸⁶⁾

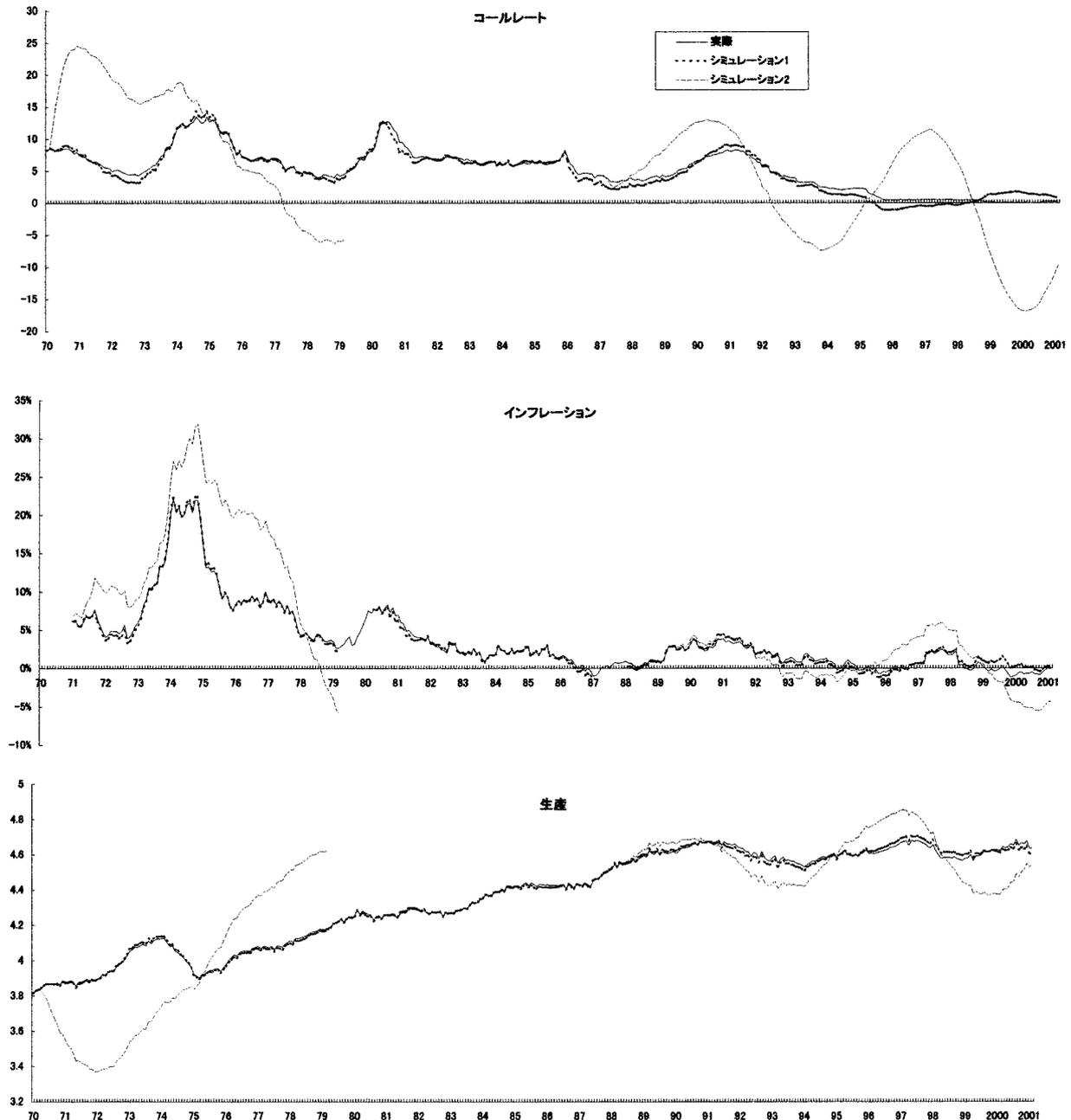
第2のシミュレーションは、金融政策以外の経済構造にも構造変化があったと仮定した場合に、テイラー・ルールの推計結果から示唆されるように、1980年代の金融政策のルールが、物価安定化の観点から優れていたといえるかどうかをみるものである。具体的には、1970年代、80年代、90年代の各々について推計された、VARの金利方程式以外の係数と「構造ショック」の下で、金利方程式の係数のみ1980年代の係数の推計値を全期間を通して当てはめた場合のシミュレーションを行った。同じく図7に示されているこの場合のコールレートの推移は、実際の場合と大きくかけ離れたものとなる。なかでも90年代の多くの期間でコールレートが負値となっているが、もちろん、このような政策は現実上可能ではない。ただし、コールレートのシミュレーション値が負値をとる期間について、それをコールレートをゼロとするという政策に置き換えた場合のシミュレーションを行った場合にも、以下の主要な論点は変わらない。そこで、かりにこの結果をそのまま受け入れたとして、インフレーションと生産の実際値とシミュレーション値を比較してみよう。すると、80年代の金融政策のルールは、70年代および90年代の経済環境においては、かえって物価と生産の変動を大きくしてしまっていることが分かる。この結果は、経済構造の変化があった

84) 本来は、「構造 VAR」の個々の方程式の係数の安定性を検定すべきであるが、第IV-4節での検討結果を前提とすれば、同時点相関に再帰的構造を仮定する限りにおいては、誘導形の各方程式を「構造 VAR」の方程式（たとえば、誘導形 VAR の金利方程式が政策反応関数を示す）とみなして大きな問題はないといえる。

85) ただし、Hanson (2000b) は、以下と異なりインパルス応答をシミュレーションしている。

86) ただし、このシミュレーションにおいては、用いている政策反応関数の係数の推計値とその他の VAR の係数の推計値とで、推計に際しての VAR の係数の安定性に関する仮定が異なっているという不整合性がある。

図7 VAR によるシミュレーション



(注) 図中の実線は、実際のコールレート、インフレーション、生産の変動を示す。「シミュレーション1」と記された太い点線は、政策反応関数（金利方程式）の係数を「70年代」、「80年代」、「90年代」の期間別に推計した「構造VAR」から得られる係数、他は全期間の推計から得られる係数とした場合に、同じく全期間の推計結果から得られる「構造ショック」の下で、シミュレーションされた系列である。「シミュレーション2」と示された細い点線は、政策反応関数（金利方程式）の係数を「80年代」について推計した「構造VAR」から得られる係数、他は「70年代」、「80年代」、「90年代」の期間別に推計した「構造VAR」から得られる係数とした場合に、期間別の「構造VAR」推計結果から得られる「構造ショック」の下で、シミュレーションされた系列である。

場合には、同じ金融政策のルールの下でも経済変動に大きな相違が生じる可能性を示すことを

通じて、潜在的には金融政策が経済に大きな影響を与え得ることを示している。同時に、テイ

ラー・ルール⁸⁷⁾の推計結果から物価安定化に有効であったとの示唆が得られた80年代の金融政策は、70年代や90年代の経済環境においては、物価の安定化に有効でないばかりでなく、生産水準の変動も大きくしてしまうことも示されている。さらに、90年代に関する結果をみると、金利を負の値という非現実的な範囲まで大きく変動させているにもかかわらず、70年代の結果と比べてインフレーションと生産の実際値とシミュレーション値の乖離は小さい。このことは、90年代に金融政策のルールが異なっていたとしても、それが90年代の経済の変動に対して大きな影響を持つようなものではなかった、すなわち、他の経済環境の変化の方が90年代の経済変動にとって、より重要な要因であったことを示唆している。

このようなシミュレーションを、どの程度信頼できるものとするかは、前V-2節で述べたどの立場に立つかに依存して異なる。しかし、かりに、このようなシミュレーションの情報を積極的に利用するという立場に立ったとしても、それは、たとえば、1980年代の金融政策のルールは90年代の経済安定化には有効ではなかったということは示せるとしても、80年代と90年代の金融政策のルールはどのように異なっていたのか、なぜ80年代のルールが90年代の経済を不安定にさせるのか、さらに、90年代にはどのような金融政策を採用すべきであったのか、などについて具体的な回答を得ることができる性質のものではない。繰り返しになるが、この意味で、VARによる政策シミュレーションの有用性は、限定されたものであるといえる。

Ⅶ. おわりに

本稿では、VARによる金融政策の分析についての最近の研究動向を、日本の金融政策に関するこれまでの研究結果の紹介と、実際に日本の金融政策を分析してみることを通じて展望した。そこでは、金融政策を分析するための手法としてのVARの有用性と（現状での）限界の双方に留意した。その有用性と限界のどちらに重点を置いて評価するかは、本文でも述べたように、研究者間でもかなり幅があるといえる。いずれの観点に立つとしても、金融政策のVAR分析の中心は、やはり金融政策の「ショック」の分析であり、少なくとも現時点では、金融政策自体（金融政策の「ルール」）を直接分析するための有用な分析手法とはなり

得ていないと思われる。しかし、先見的な制約を課すことをできるだけ避けて推計を行うというVARの利点を生かしつつ、「構造ショック」の識別という目的以上に、VARに経済構造を取り入れていくような試みが進めば、政策分析手段としての有用性も高まるかもしれない。

なお、本稿で対象とした研究は、同時点の攪乱項間の相関に対して条件を課すことで、「構造ショック」を識別しようとするものに限定されている。紙幅の都合上取り上げることのできなかった研究には、ショックの経済変数への長期的な影響という観点から、長期制約を課して「構造ショック」を識別、または長期の影響を検定しようとするものがある。これに属する文

87) ただし、Hanson (2000b) やここで行ったシミュレーションや、Leeper and Zha (2000) のテイラー・ルールを組み込んだVAR分析における物価の不安定性と、Clarida-Gali-Gertlerタイプの均衡経路の不決定性により発生する物価の不安定性は、異なった性質のものである。後者は、金融政策のあり方が、民間経済主体の期待形成に影響することで、経済を不安定にする可能性を問題としており、金融政策のルールの変更が、期待に基づくような「構造ショック」の発生自体に影響するという経路を考えている。これに対して、前者では、「構造ショック」の波及過程の変化がもたらす不安定性を問題としているといえる。

献としては(批判的なものも含めて), Galí (1992), Faust and Leeper (1994), Lastrapes and Selgin (1995), Fung and Kasumovich (1998), Pagan and Robertson (1998), Bernanke and Mihov (1998b) などがある。また, VARによらない金融政策のショックの特定化の方法として, 金融政策当局の議事録などの記録から得られる情報から, 金融政策の転換時点を特定するダミー変数を作成し, その経済変数

への影響を調べる方法が, Romer and Romer (1990, 1994) などによって行われている(Leeper 1997も参照)。日本においても, 本文でも触れた浅子(2001)によってこのような指標が作成されている。Beaudry and Saito (1998)は, このような政策転換時点の指標を, 操作変数として利用することにより, VARにおける金融政策のショックの識別を行う方法を提案している。

参 考 文 献

- Amisano, Gianni, and Carlo Giannini (1997), *Topics in Structural VAR Econometrics*, Berlin: Springer-Verlag.
- 浅子和美(2001), 『マクロ安定化政策と日本経済』, 岩波書店.
- Bagliano, Fabio C., and Carlo A. Favero (1998), “Measuring Monetary Policy with VAR Models: An Evaluation,” *European Economic Review* 42(6), pp.1069–1112.
- Barth III, Marvin J., and Valerie Ramey (2000), “The Cost Channel of Monetary Transmission,” NBER Working Paper, No. 7675.
- Beaudry, Paul, and Makoto Saito (1998), “Estimating the Effects of Monetary Shocks: An Evaluation of Different Approaches,” *Journal of Monetary Economics* 42(2), pp.241–260.
- Benkwitz, Alexander, Helmut Lütkepohl, and Michael H. Neumann (2000), “Problems Related to Confidence Intervals for Impulse Responses of Autoregressive Processes,” *Econometric Reviews* 19(1), pp.69–103.
- Benkwitz, Alexander, Helmut Lütkepohl, and Jürgen Wolters (2001), “Comparison of Bootstrap Confidence Intervals for Impulse Responses of German Monetary Systems,” *Macroeconomic Dynamics* 5, pp.81–100.
- Benhabib, Jess, Stephanie Schmitt-Grohé, and Martín Uribe (2001), “Monetary Policy and Multiple Equilibria,” *American Economic Review* 91(1), pp.167–186.
- Bernanke, Ben S. (1986), “Alternative Explanation of the Money-Income Correlation,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 25, pp.49–100.
- Bernanke Ben S., and Alan S. Blinder (1992), “The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission,” *American Economic Review* 82(4), pp.901–921.
- Bernanke Ben S., Mark Gertler, and Mark W. Watson (1997), “Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks,” *Brookings Papers on Economic Activity* 1, pp.91–142.
- Bernanke, Ben S., and Ilian Mihov (1997), “What Does the Bundesbank Target?” *European Economic Review* 41, pp.1025–1054.
- Bernanke, Ben S., and Ilian Mihov (1998a), “Measuring Monetary Policy,” *Quarterly Journal of Economics* 113, pp.869–902.
- Bernanke, Ben S. and Ilian Mihov (1998b), “The Liquidity Effect and Long-Run Neutrality,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 49, pp.149–194.
- Bernanke, Ben S., and Mark Gertler (1999) “Monetary Policy and Asset Price Volatility,” *Economic Review*, Fourth Quarter, Federal Reserve Bank of Kansas City, pp.17–51.
- Blanchard, Oliver Jean (1984), “The Lucas Critique and the Volcker Deflation,” *American Eco-*

- conomic Review, Papers and Proceedings* 57(2), pp. 211–215.
- Blanchard, Oliver Jean, and Mark W. Watson (1986), “Are Business Cycles All Alike?” in Robert Gordon ed., *The American Business Cycles : Continuity and Change*, Chicago : University of Chicago Press, pp. 123–179.
- Blanchard, Oliver Jean (1989), “A Traditional Interpretation of Macroeconomic Fluctuations,” *American Economic Review* 79(5), pp. 1146–1164.
- Blanchard, Oliver Jean, and Danny Quah (1989), “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply,” *American Economic Review* 79(4), pp. 655–673.
- Canova, Fabio (1995a), “The Economics of VAR Models,” in Kevin D. Hoover, ed., *Macroeconomics ; Developments, Tensions, and Prospects*, Boston : Kluwer Academic Publishers, pp. 57–97.
- Canova, Fabio (1995b), “Vector Autoregressive Models : Specification, Estimation, Inference, and Forecasting,” in M. Hashem Pesaran and Micheal R. Wickens, eds., *Handbook of Applied Econometrics 1 : Macroeconometrics*, Oxford : Blackwell, pp. 73–138.
- Christiano, Lawrence J. and Martin Eichenbaum (1992), “Identification and the Liquidity Effect of a Monetary Policy Shock,” in Alex Cukierman, Zvi Hercowitz, and Leonardo Leiderman, eds., *Political Economy, Growth, and Business Cycles*, Cambridge : MIT Press, pp. 335–370.
- Christiano, Lawrence J., Martin Eichenbaum, and Charles L. Evans (1996a), “Identification and the Effects of Monetary Policy Shocks,” in M. Blejer, Z. Eckstein, Z. Hercowitz, and L. Leiderman, *Financial Factors in Economic Stabilization and Growth*, Cambridge : Cambridge University Press, 36–74.
- Christiano, Lawrence J., Martin Eichenbaum, and Charles L. Evans (1996b), “The Effects of Monetary Policy Shocks : Evidence from the Flow of Funds,” *Review of Economics and Statistics* 78(1), pp. 16–34.
- Christiano, Lawrence J., Martin Eichenbaum, and Charles L. Evans (1997), “Sticky Price and Limited Participation Models of Money : A Comparison,” *European Economic Review* 41(6), pp. 1201–1249.
- Christiano, Lawrence J. (1998), “Discussion,” in Jeffery C. Fuhrer and Scott Schuh, eds., *Beyond Shocks : What Causes Business Cycles?*, Conference Series 42, Federal Reserve Bank of Boston.
- Christiano, Lawrence J., Martin Eichenbaum, and Charles L. Evans (1999), “Monetary Policy Shocks : What Have We Learned and to What End?” in J. B. Taylor and M. Woodford, eds., *Handbook of Macroeconomics 3 A*, Amsterdam : Elsevier Science B.V., pp. 65–148.
- Christiano, Lawrence J., and Christopher J. Gust (1999), “Taylor Rules in a Limited Participation Model,” NBER Working Paper, No. 7017.
- Clarida, Richard, Jordi Galí, and Mark Gertler (1998) “Monetary Policy Rules in Practice : Some International Evidence,” *European Economic Review* 42(6), pp. 1033–1067.
- Clarida, Richard, Jordi Galí, and Mark Gertler (2000) “Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability, Evidence and Some Theory,” *Quarterly Journal of Economics* 115(1), pp. 147–180.
- Cochrane, John H. (1994), “Shocks,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 41, pp. 295–364.
- Cochrane, John H. (1998), “What Do the VARs Mean? Measuring the Output Effects of Monetary Policy,” *Journal of Monetary Economics* 41, pp. 277–300.
- Dotsey, Michael (1999) “The Importance of Systematic Monetary Policy for Economic Activity,” *Economic Quarterly* 85(3), Federal Reserve Bank of Richmond, pp. 41–59.
- Eichenbaum, Martin (1992), “Comment on Inter-

- preting the Macroeconomic Time Series Facts : the Effects of Monetary Policy,” *European Economic Review* 36(5), pp.1001–1011.
- Endres, Walter (1995), *Applied Econometric Time Series*, New York : John Wiley & Sons.
- Ericsson and Irons (1995), “The Lucas Critique in Practice : Theory without Measurement,” in Kevin D. Hoover, ed., *Macroeconometrics ; Developments, Tensions, and Prospects*, Boston : Kluwer Academic Publishers, pp.263–312.
- Faust, Jon, and Eric Leeper (1997), “When Do Long-Run Identifying Restrictions Give Reliable Results?” *Journal of Business and Economic Statistics* 15(3), pp.345–353.
- Faust, Jon (1998), “The Robustness of Identified VAR Conclusions about Money,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 49, pp.207–244.
- Favero, Carlo A. (2001), *Applied Macroeconomics*, Oxford : Oxford University Press.
- 藤木裕 (1998), 『金融政策と中央銀行』, 東洋経済新報社.
- 福田慎一 (2001), 「マクロ経済動学における期待の役割」, 『フィナンシャル・レビュー』 59, pp.4–27.
- Fung, Ben Siu-cheong, and Marcel Kasumovich (1998), “Monetary Shocks in the G-6 Countries : Is There a Puzzle?” *Journal of Monetary Economics* 42(3), pp.575–592.
- Galí, Jordi (1992), “How Well Does the IS-LM Model Fit Postwar U.S. Data?” *Quarterly Journal of Economics* 107(2), pp.709–738.
- Gordon David B., and Eric M. Leeper (1994), “The Dynamic Impacts of Monetary Policy,” *Journal of Political Economy* 102(6), pp.1228–1247.
- Hamilton, James D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton : Princeton University Press.
- Hanson, Michael S. (2000a), “The ‘Price Puzzle’ Reconsidered,” mimeo, Wesleyan University.
- Hanson, Michael S. (2000b), “Varying Monetary Policy Regimes : A Vector Autoregressive Investigation,” mimeo, Wesleyan University.
- 島田敬 (1997), 「日本における銀行信用波及経路の重要性」, 『ファイナンス研究』 22, pp.15–31.
- 林文夫 (2000), 「日本のコール市場における流動性効果について」, 『金融研究』 19(3), pp.145–184.
- Heckman (1999), “Causal Parameters and Policy Analysis in Economics : A Twentieth Century Retrospective,” NBER Working Paper, No.7333.
- 本多佑三・上岡孝一・洞口伸也 (1995), 「金融情報変数とタイム・ラグ」, 本多佑三編『日本の景気—バブルそして平成不況の動学的実証分析』, 有斐閣, pp.157–193.
- Hoshi, Takeo, David Scharfstein, and Kenneth Singleton (1993), “Japanese Corporate Investment and Bank of Japan Guidance of Commercial Bank Lending,” in Kenneth J. Singleton, ed., *Japanese Monetary Policy*, Chicago : University of Chicago Press, pp.63–94.
- 星岳雄 (1997), 「資本市場の不完全性と金融政策の波及経路—最近の研究成果の展望—」, 『金融研究』 16(1), pp.105–136.
- 星岳雄 (2000), 「金融政策と銀行行動—20年後の研究状況—」, 福田慎一・堀内昭義・岩田一政編『マクロ経済学と金融システム』, 東京大学出版会, pp.23–56.
- 細野薫 (1995), 「マネー, クレジットおよび生産」, 本多佑三編『日本の景気—バブルそして平成不況の動学的実証分析』, 有斐閣, pp.129–156.
- 細野薫・杉原茂・三平剛 (2001), 『金融政策の有効性と限界—90年代日本の実証分析—』, 東洋経済新報社.
- 岩淵純一 (1990), 「金融変数が实体经济に与える影響について—Structural VAR モデルによる再検証」, 『金融研究』 9(3), pp.79–118.
- 岩本康志 (1995), 「金融政策と設備投資」, 本多佑三編『日本の景気—バブルそして平成不況の動学的実証分析』, 有斐閣, pp.49–70.

- Judd, John P., and Glenn D. Rudebusch (1998), "Taylor's Rule and the Fed: 1970–1997," *Economic Review* (3), Federal Reserve of San Francisco, pp. 3–16.
- 鎌田康一郎・武藤一郎 (2000), 「フォワード・ルッキング・モデルによる我が国金融政策の分析」, 『金融研究』19(3), pp. 103–144.
- 神崎隆 (1988), 「短期市場金利の決定メカニズムについて—日米金融調整方式の比較分析—」, 『金融研究』7(2), pp. 1–60.
- Kasa, Ken and Helen Popper (1997), "Monetary Policy in Japan: A Structural VAR Analysis," *Journal of the Japanese and International Economies* 11(3), pp. 275–295.
- Keating, John W. (1996), "Structural Information in Recursive VAR Ordering," *Journal of Economic Dynamics and Control* 20(9–10), pp. 1557–1580.
- Kilian, Lutz (1998), "Small-Sample Confidence Intervals for Impulse Response Functions," *Review of Economics and Statistics* 80(2), pp. 218–230.
- Kim, Soyoung (1999), "Do Monetary Policy Shocks Matter in G-7 Countries? Using Common Identifying Assumptions about Monetary Policy across Countries," *Journal of International Economics* 48(2), pp. 387–412.
- 木村武・種村知樹 (2000), 「金融政策のルールとマクロ経済の安定性」, 『金融研究』19(2), pp. 101–159.
- 北坂真一 (1993), 「日本経済における構造変化と景気変動—Structural VAR Modelによる分析—」, 『季刊理論経済学』44(2), pp. 142–158.
- 黒木祥弘 (1999), 『金融政策の有効性—「適切」かつ「機動的」な運営を求めて』, 東洋経済新報社。
- Lastrapes, William D., and George Selgin (1995), "The Liquidity Effect: Identifying Short-Run Interest Rate Dynamics Using Long-Run Restrictions," *Journal of Macroeconomics* 17, pp. 387–404.
- Leeper, Eric M., and David D. Gordon (1992), "In Search of the Liquidity Effect," *Journal of Monetary Economics* 29(3), pp. 341–369.
- Leeper, Eric M., Christopher Sims, and Tao Zha (1996) "What Does Monetary Policy Do?" *Brookings Papers on Economic Activity* 2, pp. 1–63.
- Leeper, Eric M. (1997) "Narrative and VAR Approaches to Monetary Policy: Common Identification Problems," *Journal of Monetary Economics* 40(3), pp. 641–657.
- Leeper, Eric M., and Tao Zha (1999) "Modest Policy Interventions," Working Paper 99–22, Federal Reserve Bank of Atlanta.
- Leeper, Eric M., and Tao Zha (2000) "Assessing Simple Policy Rules: A View from a Complete Macro Model," Working Paper 2000–19, Federal Reserve Bank of Atlanta.
- Litterman, Robert B., and Laurence Weiss (1985), "Money, Real Interest Rates and Output: A Reinterpretation of Postwar U.S. Data," *Econometrica* 53(1), pp. 129–156.
- Lütkepohl, Helmut, and Hans-Eggert Reimers (1992), "Impulse Response Analysis of Cointegrated Systems," *Journal of Economic Dynamics and Control* 16, pp. 53–78.
- 宮川努・石原秀彦 (1997), 「金融政策・銀行行動の変化とマクロ経済」, 浅子和美・福田慎一・吉野直行編『現代マクロ経済分析—転換期の日本経済』, 東京大学出版会, pp. 157–191.
- 宮野谷篤 (2000), 「日本銀行の金融調節の枠組み」, 日本銀行金融市場局ワーキングペーパー2000–J-3.
- Miyao, Ryuzo (2000), "The Role of Monetary Policy in Japan: A Break in the 1990s?" *Journal of the Japanese and International Economies* 14(4), pp. 366–384.
- 小川一夫 (1999), 「金融政策の波及経路: 企業規模別データにもとづく実証分析」, 小佐野広・本多佑三編『現代の金融と政策』, 日本

- 評論社, pp. 74–110.
- 岡崎哲二 (1999), 「日本の金融政策とマクロ経済：歴史的パースペクティブからの再評価」, 『フィナンシャル・レビュー』50, pp. 125–144.
- 翁邦雄 (1993), 『金融政策－中央銀行の視点と選択』, 東洋経済新報社.
- Orphanides, Athanasios (1997), “Monetary Policy Rules Based on Real-Time Data,” mimeo, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Pagan, Adrian R., and John C. Robertson (1998), “Structural Models of Liquidity Effect,” *Review of Economics and Statistics* 80(2), pp. 202–217.
- Romer, Christina D., and David H. Romer (1989) “Does Monetary Policy Matter?” in Olivier Jean Blanchard and Stanley Fischer, eds., *NBER Macroeconomic Annual 1989*, Cambridge : MIT Press, pp. 121–170.
- Romer, Christina D., and David H. Romer (1994) “Monetary Policy Matters,” *Journal of Monetary Economics* 34(1), pp. 75–88.
- Rotemberg, Julio J., and Michael Woodford (1997) “An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy,” in Ben S. Bernanke and Julio J. Rotemberg, eds., *NBER Macroeconomic Annual 1997*, Cambridge : MIT Press, pp. 297–346.
- Rudebusch, Glenn D. (1998), “Do Measures of Monetary Policy in a VAR Make Sense?” *International Economic Review* 39(4), pp. 907–931.
- 齊藤誠 (2001), 「日本の金融政策－金融政策の理論と実際－」, 『経済研究』52(2), pp. 97–106.
- Shioji, Etsuro (2000), “Identifying Monetary Policy Shocks in Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies* 14(1), pp. 22–42.
- Sims, Christopher (1972), “Money, Income and Causality,” *American Economic Review* 62(4), pp. 540–553.
- Sims, Christopher (1980a), “A Comparison of Interwar and Postwar Business Cycles : Monetarism Reconsidered,” *American Economic Review* 70(2), pp. 250–257.
- Sims, Christopher (1980b), “Macroeconomics and Reality,” *Econometrica* 48(1), pp. 1–48.
- Sims (1986) “Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis,” *Quarterly Review* 10(1), Federal Reserve Bank of Minneapolis, pp. 2–16.
- Sims, Christopher (1987), “A Rational Expectations Framework for Short-Run Policy Analysis,” in William A. Barnett and Kenneth J. Singleton, eds., *New Approaches to Monetary Economics*, Cambridge : Cambridge University Press, pp. 293–308.
- Sims, Christopher, James H. Stock, and Mark M. Watson (1990), “Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots,” *Econometrica* 58(1), pp. 113–144.
- Sims, Christopher (1992), “Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts : the Effects of Monetary Policy,” *European Economic Review* 36(5), pp. 975–1000.
- Sims, Christopher (1998a), “Comment on Glenn Rudebusch’s ‘Do Measures of Monetary Policy in a VAR Make Sense?’” *International Economic Review* 39(4), pp. 933–941, (Full version, 1996, mimeo, Yale University).
- Sims, Christopher (1998b), “The Role of Interest Rate Policy in the Generation and Propagation of Business Cycles : What Has Changed since the 30’s?” in Jeffery C. Fuhrer and Scott Schuh, eds., *Beyond Shocks : What Causes Business Cycles?*, Conference Series 42, Federal Reserve Bank of Boston.
- Sims, Christopher, and Tao Zha (1998), “Does Monetary Policy Generate Recessions?” Working Paper 98–12, Federal Reserve Bank of Atlanta.
- Sims, Christopher, and Tao Zha (1999), “Error Bands for Impulse Responses,” *Econometrica* 67(5), pp. 1113–1155.
- Sims, Christopher (1999), “Drift and Breaks in

- Monetary Policy,” mimeo, Princeton University.
- Strongin, Steven (1995), “The Identification of Monetary Policy Disturbances: Explaining the Liquidity Puzzle,” *Journal of Monetary Economics* 35, pp. 463–497.
- 杉原茂・三平剛・高橋吾行・武田光滋 (2000), 「構造 VAR による金融政策効果の計測」, 「金融政策の波及経路と政策手段」第 7 章, 『経済分析』162, 経済企画庁, pp. 344–404.
- Taylor, John B. (1993a), *Macroeconomic Policy in a World Economy: From Econometric Design to Practical Operation*, New York: W.W.Norton & Company.
- Taylor, John B. (1993b), “Discretion versus Policy Rules in Practice,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Economic Policy* 39, pp. 195–214.
- Taylor, John B., (1999), “A Historical Analysis of Monetary Policy Rules,” in John B. Taylor, ed., *Monetary Policy Rules*, Chicago: University of Chicago Press, pp. 319–341.
- 照山博司・戸田裕之 (1997), 「日本の景気循環における失業率変動の時系列分析」, 浅子和美・大瀧雅之編『現代マクロ経済動学』, 東京大学出版会, pp. 227–279.
- 植田和男・植草一秀 (1988), 「金融調節のメカニズム」, 鬼塚雄丞・岩井克人編, 『現代経済学研究—新しい地平を求めて』, 東京大学出版会, pp. 156–170.
- Ueda, Kazuo (1993), “A Comparative Perspective on Japanese Monetary Policy: Short-Run Monetary Control and Transmission Mechanism,” in Kenneth J. Singleton, ed., *Japanese Monetary Policy*, Chicago: University of Chicago Press, pp. 7–29.
- 植田和男 (1993), 「マネーサプライ・コントロールを巡って」, 『金融研究』12(1), pp. 51–68.
- Uhlig, Harald, (2001), “What Are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure,” mimeo, Tilburg University.
- Walsh, Carl E. (1998), *Monetary Theory and Policy*, Cambridge: MIT Press.
- 山本拓 (1988), 『経済の時系列分析』, 創文社.
- 吉川洋・堀雅博・堀宣昭・井村浩之・渡辺俊生・竹田陽介 (1993), 「金融政策と日本経済」, 『経済分析』128.
- 吉川洋[編著] (1996), 『金融政策と日本経済』, 日本経済新聞社.
- 吉野直行・義村政治 (1997), 「金融政策の変化とマネーサプライ」, 浅子和美・福田慎一・吉野直行編『現代マクロ経済分析—転換期の日本経済』, 東京大学出版会, pp. 57–83.
- Zha, Tao (1997) “Identifying Monetary Policy: A Primer,” *Economic Review* 82(2), Federal Reserve of Atlanta, pp. 26–43.