

構造VARモデルによる金融政策効果の一考察

得田 雅章*

キーワード：構造VAR，金融政策，流動性選好，内生的貨幣供給

JEL Classification：E44,E51,E52

概要

いざなぎ越えを果たしたと巷間言われる景気が続く中で、日本は90年代中頃以降からの金融的に不安定な時期をようやく脱したことをうかがわせる数々のマクロデータが発表されている。日本の金融政策の効果は90年代に入って大きく低下し、景気や資産価格に対して限られた影響力しか持ち得なかったという議論がある。本論ではこの点について、構造VARアプローチに基づく実証分析を中心に据え、金融政策効果の検証およびシステムに内在する流動性選好と内生的貨幣供給について検討する。

1 はじめに

本論では日本のマクロデータを用いた時系列分析により、金融政策の効果を検証し、システムに内在する流動性選好と内生的貨幣供給について検討するものである。周知のとおり、日本の金融政策を取り巻く環境は大きく変化してきている。直近ではゼロ金利政策および量的緩和政策、中長期的なものとしては金融自由化が挙げられる。また、外生的なものとして、大型金融機関の連続破たんに伴う金融不安が直近のもの、“Missing money”に表わされる貨幣の変質や金融ストックの蓄積が中長期的なものと言えるだろう。

分析手法は4変数構造VAR (Vector Auto Regressive) を基礎とする。内生変数はコールレート、ベースマネー、実質所得、それと資産変数として銀行業株価指数を加えたものとする。マクロVARモデルにおける資産変数としては一般株価指数(日経平均あるいはTOPIX等)がよく用いられるが、本論ではあえて銀行業株価指数を用いた。これは、銀行業株価指数が期待利潤や金融ストックの蓄積に加えて金融不安のインディケータールとして有用と思われる

からである。図1は銀行業株価指数とTOPIXの推移である。一見するとわかるように、90年代後半以降2つの指数の乖離幅が大きくなっている¹⁾。市中銀行が実体経済(を構成する非銀行民間企業)と同様に評価されていたならば、これほどの差異は生じなかったであろう。この原因は金融システム不安にあるのではなかろうかと疑問を持ったのが、この変数を用いた動機である。

理論モデルから導かれた経済構造により、一本一本式を組み上げていくマクロ計量モデルによる分析がある一方、特定の経済理論に依拠しないVAR (Vector Auto Regression) モデルによる分析があり、近年ではこうしたVARモデル体系による時系列計量分析が盛んに行われている。本論は後者のスタイルでの分析を行うものである。

ただし、本論で使用するVARモデルは、誘導形でありながら再帰的(recursive)に構造形にすることが可能であり、しかも長期短期の識別制約を設定することが可能なモデルすなわち構造VAR (Structural VAR) を用いることに特徴を持つ。これはマクロ計量モデルと誘導形

1) 97年で区切るとすると、87/2Q-96/4Qまで(全38期)の株価指数の各時点距離の総和30518447と97/1Q-06/2Qまで(全38期)の株価指数の距離31513597の総和の差は995149と大きい。

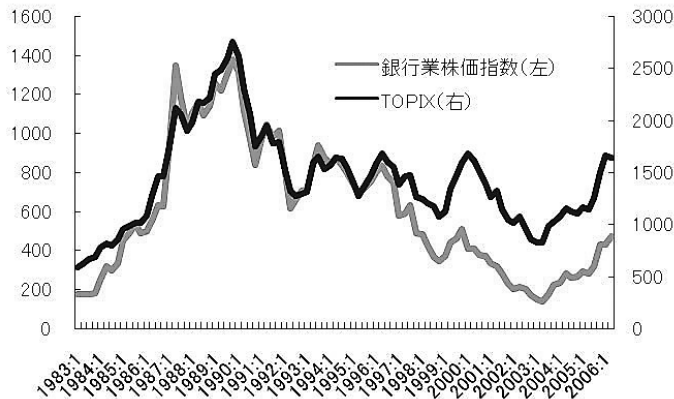


図1 Transition of stock indexes

VARモデルの折衷型とも言え、より経済学的な意味合いを付与するのに役立つだろう。このように、本論のスタンスとしては、モデルのラグ構造に関する事前制約を極力廃し、経済データから得られる情報を尊重してモデルを決定するという手法を使う。その際に識別が問題となってくるが、本論では識別制約として2種類を用いて考察していく。すなわち変数間の制約が同時点構造に置かれている短期モデルと、長期的依存関係を考慮した長期中立制約モデルである。システムおよび識別条件を確定させた後は、各構造ショックをモデルに加えた場合の各変数の影響の程度を検証する(インパルス応答関数)。あわせて各変数のショックが各変数の変動にどれだけ寄与しているのかを検証する(予測誤差分散分解)。

金融政策が実体経済に影響を与えるのか、それとも実体経済が貨幣に影響を与えるのか。これは銀行学派、通貨学派の論争にまで遡ることのできるマクロ経済学の中心的問題の一つであり、この問題をパフォーマンスの優れたモデルを組むことで、実証的によりロバストに検証することは大きな貢献となると考えられる。

実証分析に進む前に先行研究を概観するのが有益であろう。日本の金融政策に関するVAR分析は90年代に入り活発に行われてきた。その

目的は多様であるが、ショックの識別法を同時点制約(後出(1)の A_0 に対する制約)に限定し、金融政策ショックの影響を分析したものとしては以下の文献が代表できるであろう。

比較的早い時期では岩淵(1990)[32]が挙げられる。岩淵は1975年から1989年の6変数(コール、M1(orM2cD)、貸出、為替レート、生産、物価)モデルを月次データにより推計している。金融政策ショックの分析では、インパルス応答の結果が生産・貨幣を持続的に減少させるというもので、予測誤差分散分解では生産への影響は限定的という結果である。北坂(1993)[34]は1955年から1988年の4変数(生産、物価、コール、貨幣)モデルを四半期データにより推計している。金融政策ショックの分析では、1955-69年ではインパルス応答の結果が生産を減少させる一方、1970-88年では生産を増大させるという結果であった。また、予測誤差分散分解では生産への影響は1955-69年では非常に小さいが、1970-88年ではやや大きくなるという結果を得ている。吉川(1996)[47]は1958年から1990年の5変数(生産、純輸出対生産比、コール)モデルを月次データにより推計している。インパルス応答では金融政策ショックは生産を減少させるものであった。なお、金融政策の制度的枠組みや特徴について

は特に議論されていない。インパルス応答は点推定のみである。Miyao (2000) [19] および宮尾 (2006) [45] は1975年から1998年の3(4)変数(生産, コール, 貨幣, (為替レート))モデルを月次データにより分析している。金融政策ショックの分析では, 1975-90年のインパルス応答の結果が生産を減少させるが, 1990-98年ではその減少幅が著しく低下することが確認されている。杉原ほか (2000) [38] は1980年から1999年の5変数(生産量, 物価, 卸売物価, コール, 貨幣)モデルを四半期データにより分析している。金融政策ショックの分析では, インパルス応答の結果が生産・貨幣は持続的に減少させるものであり, 予測誤差分散分解では生産への影響は非常に小さいというものだった。また照山 (2001) [40] は包括的なサーベイおよび各種識別制約で複数のVARモデルを推計しているし, 中澤・大西・原田 (2002) [41] は金融政策変数にマネーサプライを取り入れた6変数(実質公的資本形成, コール(orマネー), 為替レート, 物価, 輸出, 生産)誘導形VARモデルにより, マネーの増加は生産を高めるとしている。

以上, これら先行研究の総括として, 多くの同時点制約(コレスキー分解)によるショックの識別結果, 金融政策ショックの生産変動における重要性について, かならずしも統一的理解が得られていないながらも, インパルス応答では生産の縮小, 予測誤差分散分解では生産への影響は限定的という結果が多いことが分かる。

2 モデル

実証分析に入る前に, 本論で用いる構造VARと, その周辺知識に関して簡単にレビューしておく。実質所得, マネー, 金融資産のようなマクロ経済時系列変数は, 同時点及び過去の互いの値にも依存すると共に経済的なショックを受けて変動している。そうした相互依存関係を近似的に線形で,

$$A_0 x_t = c + A_1 x_{t-1} + A_2 x_{t-2} + \dots + A_q x_{t-q} + \epsilon_t \quad (1)$$

$\epsilon_t \sim \text{i.i.d.} (0, D)$

$$= c + A(L) x_t + \epsilon_t \quad (2)$$

$$A_0 = \begin{pmatrix} 1 & a_{12} & \dots & a_{1n} \\ a_{21} & 1 & \dots & a_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{n1} & a_{n2} & \dots & 1 \end{pmatrix}$$

$$A_i = \begin{pmatrix} a_{i1i} & a_{i2i} & \dots & a_{ini} \\ a_{21i} & a_{22i} & \dots & a_{2ni} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{n1i} & a_{n2i} & \dots & a_{nni} \end{pmatrix} \quad (i = 1, \dots, q)$$

$$x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})$$

$$\epsilon_t = (\epsilon_{1t}, \epsilon_{2t}, \dots, \epsilon_{nt}) \quad c = (c_1, c_2, \dots, c_n)$$

$$D = E(\epsilon_t \epsilon_t') = \begin{pmatrix} 2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & 2/n \end{pmatrix}$$

のような構造形として表わす。Lはラグオペレータであり, A(L)はラグオペレータに関するq次の多項式行列である。ここで, $A_i (i = 1, \dots, q)$ は $n \times n$ の定数からなる係数行列であり, 基準化の観点から A_0 は対角要素が1である係数行列を考える。また ϵ_t は構造ショックベクトルであり, 異時点では相関を持たず, その分散共分散行列Dは対角行列となり, 平均ゼロの同一分布に従って発生する確率変数として捉えられる性質であるとする²⁾。

推計可能なモデルにするためには, 上記構造形から次のような誘導形を導出しなければならない。(1)の両辺に A_0^{-1} をかけ,

$$x_t = A_0^{-1} c + A_0^{-1} A_1 x_{t-1} + A_0^{-1} A_2 x_{t-2} + \dots + A_0^{-1} A_q x_{t-q} + A_0^{-1} \epsilon_t$$

簡潔な表現にするためパラメータを置き換えると,

2) 経済に発生するショックは, その本源的な段階までさかのぼれば, 相互に独立したショックから成立しているという考え方に基づく。

$$x_t = k + B_1x_{t-1} + B_2x_{t-2} + \dots + B_qx_{t-q} + u_t$$

$$u_t \sim \text{i.i.d.}(0, \Sigma) \quad (3)$$

となる。ここで、誘導形と構造形のVARパラメータ間の関係は、

$$k = A_0^{-1}c \quad B_i = A_0^{-1}A_i \quad (i = 1, \dots, q) \quad (4)$$

$$u_t = A_0^{-1}\epsilon_t \quad \Sigma = A_0^{-1}\Gamma(A_0^{-1})^{-1} \quad (5)$$

である。(3)はシステムの各式をOLSで推計しても漸近的に最尤推定量と一致することが知られている。誘導形の攪乱項はそれぞれ $\epsilon_{1t}, \epsilon_{2t}, \dots$ の構造ショックを複数含む可能性があるため、以降で示す2種類の識別条件を課すことにより識別している。

(3)の誘導形VARは、次のように誘導形ショック u による無限VMA (Vector Moving Average) モデルに変換できる。

$$x_t = k + (B_1L + B_2L^2 + \dots + B_qL^q)x_t + u_t$$

$$= k + [B(L)]x_t + u_t$$

$$[I - B(L)]x_t = k + u_t$$

$$x_t = [I - B(L)]^{-1}k + [I - B(L)]^{-1}u_t \quad (6)$$

$$= k + \sum_{j=0}^{\infty} B_j u_{t-j}$$

B_j ($j = 0, 1, 2, \dots, n$)は誘導形ショック1単位に対する各変数の s 期後の反応を示す係数行列である。 t 期において、 du_{jt} だけの第 j 変数の誘導ショックが s 期後に第 i 変数 x_i に与える変化を ij,s とすると、以下の形に変形できる。

$$ij,s(= dx_{it+s}) = \frac{x_{it+s}}{u_{jt}} du_{jt} = [ij,s] du_{jt} \quad (7)$$

こうしてショックに対する各変数の変化を時間を追って表わしたものが誘導形インパルス応答関数である。

一方(6)はChristiano, Eichenbaum and Evans (1996)[5]に基づき、構造ショック ϵ_t による無限VMAおよび構造形インパルス応答関数に変換すると以下ようになる。

$$x_t = [I - B(L)]^{-1}A_0^{-1}c + [I - B(L)]^{-1}A_0^{-1}\epsilon_t$$

$$= c + \sum_{j=0}^{\infty} A_0^{-1}B_j \epsilon_{t-j} \quad (8)$$

$$= c + \sum_{j=0}^{\infty} [ij,s] \epsilon_{t-j}$$

B_j ($j = 0, 1, 2, \dots, n$)は構造形ショック1単位

に対する各変数の s 期後の反応を示す係数行列である。 t 期において、 $d\epsilon_j$ だけの第 j 変数の構造ショックが s 期後に第 i 変数 x_i に与える変化を ij,s とすると、以下の形に変形できる。

$$ij,s(= dx_{it+s}) = \frac{x_{it+s}}{\epsilon_{jt}} d\epsilon_{jt} = [ij,s] d\epsilon_{jt} \quad (9)$$

こうしてショックに対する各変数の変化を時間を追って表わしたものが構造形インパルス応答関数である。本論で用いるインパルス応答関数は(9)に基づいて求め、その累積値を表すことで構造ショックの累積の効果を検討している。

2.1 識別制約, インパルス応答, 予測誤差分散分解

(2)は同時方程式体系であり、そのままOLS推定を行うとバイアスがかかり一貫性を持たない。よって(3)をOLSで推定し、その後(4), (5)を用いて構造形パラメータを回復するという手順をとる。

本章では構造VARを識別するために、制約条件を以下の2つに分類する。

1. モデルから同時決定構造を排除し、各変数が再帰的 (recursive) に決定される構造を仮定する再帰的制約

同時点係数行列 A_0 に下三角行列という制約を課す³⁾。これは、構造VAR内の同時点の外生性が $x_{1t} > x_{2t} > \dots > x_{nt}$ であり、各変数はこの順に再帰的に決定されることに対応している。この場合(5)はコレスキー分解(Cholesky decomposition)を表わし、推計された同時点

3) $n \times n$ 行列の場合、構造形の同時点係数行列 A_0 より $n^2 - n$ 個の係数が未知である。さらにDから、 n 個の構造方程式の誤差分散が未知なため n^2 個の未知数がある。これに対し、関係式は(5)の各要素から重複分を控除した等式数 $(n^2 - n)/2$ 個と構造方程式の誤差共分散を含んだ n 個の式の計 $(n^2 + n)/2$ 個がある。すなわち追加的に必要な制約は $(n^2 - n)/2$ 個であることがわかる。本論では下三角行列を課すことで丁度識別を達成されるものである。ちなみに、経済理論や制度的特徴から係数そのものにゼロ制約を含む制約を課す方法もある。

係数行列 A_0 は丁度識別（just identified）される。同時点間での制約ということで、これを短期制約と定義する。

2. 構造ショックが特定の変数に与える長期的な影響に対して制約を課す長期中立制約

Blanchard and Quah (1989)[4] に基づくと、構造型インパルス応答(9)から第 j 変数の構造ショック ϵ_{jt} による第 i 変数 x_{it} への長期累積的影響は、

$$\sum_{s=0}^{j-1} ij_{is} = \left[\sum_{s=0}^{j-1} \right]_i d\epsilon_{jt} \quad (10)$$

である。ここで、 d は最終形VMA(8)の係数パラメータであるので、

$$\sum_{s=0}^{j-1} d = [I - B(1)]^{-1} A_0^{-1} \quad (11)$$

は構造ショックの長期的な影響の累積を表わす行列である。長期中立性制約は、誘導形VARパラメータ推定値 $A(1) = \sum_{h=0}^q \hat{B}_h$ を用いて、この長期累積応答行列の長期的中立制約のかかる要素をゼロにするという制約をかけるものである。言い換えると、(8)で行列 $[I - B(1)]^{-1} A_0^{-1}$ は、構造ショック ϵ による影響を無限に累積したものを表わす。長期中立制約はこの行列にゼロ制約を課すものである。3.4節はこのような制約に基づき推計されている。

インパルス応答関数は一つの内生変数へのショックが他の変数に及ぼす影響をトレースするものであった。一方、予測誤差分散分解は一つの内生変数における変動をVARモデルに対する各コンポーネントショックに分解するものである。つまり、予測誤差分散分解は推計期間において、VARモデルを構成する変数に影響を及ぼす各ランダムショックの相対的な重要度に関する情報を提供する。

(8)より第1変数のみを取り出し再表現すると以下の式となる。

$$x_{1t} = c_1 + \sum_{h=0}^{11} (11 \ 1_{t-h} + 12 \ 2_{t-h} + \dots)$$

s 期先の値は、 $x_{1t+s} = c_1 + \sum_{h=0}^{11} (11b \ 1_{t+s-h} + 12b \ 2_{t+s-h} + \dots)$ より、 t 期に実現する x_{1t+s} の期待値は、 $E(x_{1t+s}) = c_1 +$

$\sum_{h=0}^{s-1} (11b \ 1_{t+s-h} + 12b \ 2_{t+s-h} + \dots)$ である。よって s 期先の予測誤差は、 $x_{1t+s} - E(x_{1t+s}) = \sum_{h=0}^{s-1} (11b \ 1_{t+s-h} + 12b \ 2_{t+s-h} + \dots)$ と表せる。この式は次のようにも表現できる。

$$x_{1t+s} - E(x_{1t+s}) = 110 \ 1_{t+s} + 111 \ 1_{t+s-1} + \dots + 11_{s-1} \ 1_{t+s-(s-1)} + 120 \ 2_{t+s} + 121 \ 2_{t+s-1} + \dots + 12_{s-1} \ 2_{t+s-1} + \dots \quad (12)$$

誤差項の共分散をゼロとすると、 s 期先の x_1 の予測誤差分散 $\frac{2}{1s}$ は、

$$\frac{2}{1s} = \frac{2}{1} \left(\frac{2}{110} + \frac{2}{111} + \dots + \frac{2}{11_{s-1}} \right) + \frac{2}{2} \left(\frac{2}{120} + \frac{2}{121} + \dots + \frac{2}{12_{s-1}} \right) + \dots + \frac{2}{n} \left(\frac{2}{1n0} + \frac{2}{1n1} + \dots + \frac{2}{1n_{s-1}} \right) \quad (13)$$

である。するとこの予測誤差分散 $\frac{2}{1s}$ は、次のように各コンポーネントショックに分解可能となる。

$$RVC_m = \frac{\frac{2}{n} \left(\frac{2}{1n0} + \frac{2}{1n1} + \dots + \frac{2}{1n_{s-1}} \right)}{\frac{2}{1s}} \quad (14)$$

(14)は第1変数の変動における第 n 変数のショックの比率を示す。もちろん第1変数自身のショックの割合を示すことも可能だ。ゆえにこの分散分解した比率を相対的分散寄与（relative variance contribution, RVC）とも言う。

次節ではここで概説した構造VARシステム、インパルス応答および予測誤差分散分解といった手法を日本経済の主要マクロデータに適用し、金融政策と実体経済の相関を定量的に分析していくことにする。

4) データを月次にすればサンプル数はさらに確保できるが、例えばGDPが利用できないために代替変数として鉱工業生産指数を用いると、GDPの約7割を占める第3次産業の動きをとらえられないためである。さらに、一般に月次データには多くのノイズが含まれ、傾向としてラグ次数が4半期データに比べ長くなりやすいといった短所を持つ。

表 1 : 使用データ一覧

変数	単位	出所
コールレート	%	日本銀行「経済統計月報」
ベースマネー	億円	日本銀行「経済統計月報」
銀行業株価指数		日経NEEDS
実質GDP	10億円	総務省「国民経済計算年報」

表 2 : 使用変数の相関行列 1983/1Q-2006/2Q

	pb_t	y_t	r_t	m_t
pb_t				
y_t	-0.136094			
r_t	0.372134	-0.780355		
m_t	-0.414874	0.916494	0.804199	

3 推計

3.1 データの精査

推計は四半期データを用い、推計期間は1983/1Qから2006/2Qで設定する⁴⁾。始期についての設定理由は銀行業株価指数のアベラビリティによる。なお、VARの各係数値は通常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、それらの推計値自体に興味が行われる余地は小さいとみることもできる[照山(2001)[40]]ため、本論ではVAR各係数値の考察は行わない。

推計に使用する変数は、 pb_t を銀行業株価指数の対数値、 y_t を実質GDPの対数値(名目GDP[季節調整値]をGDPデフレーター[季節調整値]で実質化)、 r_t をコールレート、 m_t をベースマネーの対数値とする4変数システムとする。比較的小規模なのは多くのパラメータを推定するため自由度確保の観点からである。

単位根検定

VARモデルの推計に先立ち、データの定常性の検定を行う。単位根の検定方法や統計量については多くの提案がなされているが、検定力の観点から決定的な方法がないのが現状だ。したがってここでは代表的な方法として、Augmented Dickey-Fuller test (ADF test)、Phillips-Perron test (PP test)、Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin test (KPSS test)、Elliott, Rothenberg, and Stock Test (ERS test)の4通りを試し、総合的に判断した⁵⁾。結果は表3に示されている。表

中の統計量はADF, PP, ERS test には t 値を、KPSS test にはLM 統計量を示している。ラグの回数に関し、ADF, ERS test はシュワルツ情報量基準(SBIC)に基づき決定した(Max=11)、PP test とKPSS test はNewey-West (1994) [21] の分散共分散行列の次数選択基準量をもとに算出した。変数の動きから、コールレートには定数項のみ、その他変数には定数項とトレンド項を加えてある。ADF test からベースマネーにレベル定常の疑いがあるが、その他の変数は各検定方法からI(1)であることが強く示唆された。宮尾(2006 [45])や中澤(2002 [41])をはじめ、先行研究では日本のマクロ経済変数の多くは階差定常を支持していることから、以降は全ての変数をI(1)として分析を進めることにする。

5) ADF test では誤差項が無相関であるという仮定の他に、独立かつ同一の分布をするという強い仮定が設けられる。これに対しPhillips-Perron (1988) [22] のPP test は、誤差項の時間 t への依存性(非独自性)や分散の不均一性(heteroscedasticity)を認めるより一般的な仮定の下で、モデルをノンパラメトリックに検定することができる。一方、Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin (KPSS, 1992) [17] のKPSS test は、定常根を帰無仮説に、単位根を対立仮説に逆転したKPSS 検定を提案している。Elliott, Rothenberg, and Stock (1996) [9] のERS test は検定実行前にGLSトレンド除去を行うものである。単位根検定手法は他にもNg and Perron (NP) Test 等多種考案されてきたが、いずれもそれぞれに長所短所を有し、決定的な検定力を欠いているので、本論文では林(2001) [42] が提唱しているように複数の検定法を併用している。なお、KPSS (1992) [17] はKPSS test の実施で単位根を持つ時系列は半数にすぎないという結果を導いたが、本論文の結果はADF test やPP test の結果に従うものとなった。

表3：Unit Root Test Results

Variable	ADF test					PP test				
	A. In levels		B. In first differences			A. In levels		B. In first differences		
	Adj. t-Stat.	lag	Adj. t-Stat.	lag	***	Adj. t-Stat.	次数	Adj. t-Stat.	次数	***
<i>pb</i>	-1.261	0	-9.352	0	***	-1.294	4	-9.408	4	***
<i>y</i>	-2.937	1	-6.533	0	***	-2.746	1	-6.595	1	***
<i>r</i>	-1.380	1	-5.906	0	***	-1.385	5	-5.822	2	***
<i>m</i>	-3.766	8	-2.593	8		-1.515	3	-6.933	19	***

Variable	KPSS test					ERS test				
	A. In levels		B. In first differences			A. In levels		B. In first differences		
	LM-Stat.	次数	LM-Stat.	次数	***	Adj. t-Stat.	lag	Adj. t-Stat.	lag	***
<i>pb</i>	0.300	7	0.113	4		-0.459	0	-9.320	0	***
<i>y</i>	0.243	7	0.188	3	**	1.344	1	-6.306	0	***
<i>r</i>	1.041	7	0.073	5		-0.295	1	-2.109	2	**
<i>m</i>	0.175	7	0.082	4		-2.502	9	-2.492	8	

r はコールレート対数値, *m* はベースマネー対数値, *pb* は銀行業株価指数対数値, *y* は実質GDP対数値を表す。
 ADF testはDickey and Fuller (1987)[7]に, PP testはPhillips-Perron (1988)[22]に, KPSS testはKwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin (KPSS, 1992)[17]に, ERS testはElliott, Rothenberg, and Stock (1996)[9]に基づく単位根検定を示す。
 ADF, PP, ERS testの帰無仮説は「単位根を持つ」, KPSS testのそれは「定常である = 単位根を持たない」である。
 表中の統計量はADF, PP, ERS testは t値を, KPSS testはLM 統計量を示している。
 ラグの次数に関し, ADF, ERS testはシュワルツ情報量基準 (SBIC) に基づき決定した (Max=11)。PP testとKPSS testはNewey-West (1994)[21]の分散共分散行列の次数選択基準量をもとに算出した。
 *, **, ***は帰無仮説がそれぞれ10%, 5%, 1%有意水準で棄却されることを示す。

共和分検定

次にシステムの共和分検定について, Johansen (1995 [14])に基づき検証する。最大固有値検定でラグは7期までを想定した。もし共和分が存在するならば, ベクトル誤差修正モデル (VECM) を用いねばならないが, 本論における検証では「共和分関係が存在しない」という帰無仮説はラグ次数5を除いて棄却されなかった⁶⁾。したがって, 誤差修正項を含めない階差VARモデルで表現することが妥当であろう。

表4: Johansen cointegration test

Lag	JOH
1	30.423
2	27.910
3	21.029
4	32.118
5	29.684 *
6	23.261
7	29.827

3.2 モデルの特定

分析対象とするシステムは前節を踏まえ, 資産価格, 所得, 政策金利, マネーを含むものとする。具体的な経済変数はそれぞれコールレート, ベースマネー, 銀行業株価指数, 実質GDPをとりあげる。

変数の順序については若干の考察を要する。Miyao (2006)[19]では, 金融政策オペレーションの制度的特徴としてコールレートをペー

6) ラグ次数5の場合, 「共和分関係がせいぜい1個である」帰無仮説は棄却されなかった。

スマネーよりも先決変数としているが、所得や資産変数はその後に決定されるものとして分析がなされている。それに対し、本論ではコールレート水準をより政策反応関数の結果として捉えるため、所得、資産変数をコールレートより先決させている。また、株価指数は通常半年程度の先行指標として考えられているため、所得よりも先決させている。ベースマネーは各変数の影響を同時点で受けるという意味で最後に配置した。こうした順序をとる分析を行うことで、より内生論に近い形でVAR分析が行えるものとする。

VARモデルのラグ次数の決定方法については赤池情報基準量 (AIC)、シュワルツ情報基準量 (SBIC) を用いて判断する。AICによると3期ラグを支持しているが、SBICでは2期のラグを支持している (表5参照)。過去の実証論文でも短めのラグが主に用いられている⁷⁾ こと、ラグの長さを増やすと推定せねばならないパラメータ数が多くなり、急速に自由度が低下する側面も持っている⁸⁾ ことを考慮し、ラグは2期とする。

表5：ラグに関する統計量

Lag	System [pb-y-r-m]		
	AIC	SC	d.f.
2	-11.758	-10.764	55
3	-11.760	-10.316	38
4	-11.664	-9.763	21
5	-11.557	-9.193	4

7) 吉田(1989 [48])は4~6期、国友・山本(1986 [37])はAICにより2期、谷内・宮川・板倉(1994 [46])は尤度比較により3期、北坂(1995 [35])は1~4期、それぞれラグをとっている。

8) 通常のVAR分析においては個別の係数の有意水準は問題とされなく、係数が非常に多くなるため個別の係数の経済的意味が問われることもない。変数を n 、ラグを p とし、定数項を含めると $n+n^2p$ のパラメータを推定する必要がある。本章での推計のように期間を2分することによりサンプル期間が短い場合、これは深刻な問題となり、期間区分をこれ以上増やすことはできない。

ここで推計されたモデルのパフォーマンスを調べてみる。テスト期間は内閣府経済社会総合研究所が定める景気基準日付における第14循環以降(2002年第2四半期から2006年第4四半期)とする。その期間において、先決内生変数の初期値を除く全ての説明変数に計算値を代入するファイナルテスト(ダイナミック予測ともいう)を行った。結果のグラフは図2に示されている。また、定量的評価である平均絶対誤差率⁹⁾は、株価の方程式が6.642%、所得の方程式が0.045%、ベースマネーの方程式が0.932%であった。システムの中で構成されるGDPのフィットが良好な反面、外生性の高い株価や政策性の高いベースマネーは大きな値をとっていることがわかる。

実体経済を示すGDPの内挿テストであるファイナルテストの結果が特に良好だったことにより、以後はこの4変数VAR、2ラグシステムを用いて分析を進めていく。

3.3 短期制約モデル

各変数の t 期の値からなるベクトルを $x_t = (pb_t, y_t, r_t, m_t)$ とし、構造VARモデル(1)の各行列を以下のようにデフォルメする¹⁰⁾。

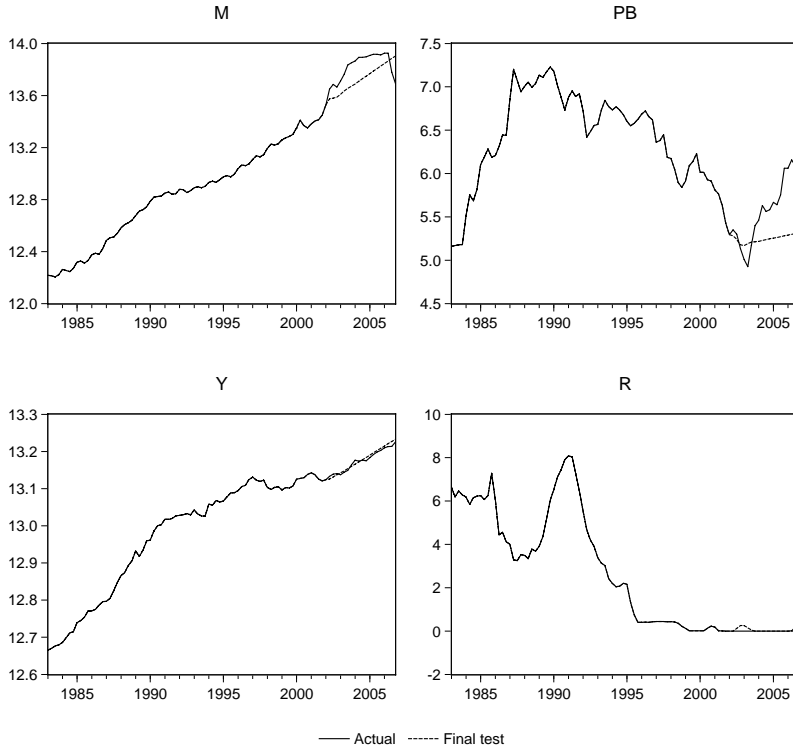
$$A_0 = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{ypb} & 1 & 0 & 0 \\ a_{rpb} & a_{ry} & 1 & 0 \\ a_{mpb} & a_{my} & a_{mr} & 1 \end{pmatrix}$$

$$A_i = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{ypbi} & 1 & 0 & 0 \\ a_{rpi} & a_{ryi} & 1 & 0 \\ a_{mpbi} & a_{myi} & a_{mri} & 1 \end{pmatrix} \quad (i = 1, \dots, q)$$

9) 平均絶対誤差 $\sum_{t=T+1}^{T+h} \left| \frac{\hat{y}_t - y_t}{y_t} \right| / h$ の他にテストの評価指標として平均平方誤差や平均平方誤差率があるが、スケールに依存してしまうので、本推計では不変量である平均絶対誤差率を採用した。なお、利子率については非負制約 $\hat{\kappa}_{addint} = \max \{0, \hat{\kappa}_t\}$ をつけたため省略してある。

10) 木村・藤田(1999)[36]は金融システムショックを含んだ変数を追加し2変数の多変量誤差修正モデル(VECM)で分析している。

図2：Final test



$$c = \begin{pmatrix} C_{pb} \\ C_y \\ C_r \\ C_m \end{pmatrix} \quad \epsilon_t = \begin{pmatrix} \epsilon_{pbt} \\ \epsilon_{yt} \\ \epsilon_{rt} \\ \epsilon_{mt} \end{pmatrix}$$

$$D = E(\epsilon_t \epsilon_t') = \begin{pmatrix} \sigma_{pb}^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_y^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_r^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_m^2 \end{pmatrix}$$

ここでベクトル ϵ_t はコールレート・貨幣・銀行株・実物ショックからなる構造ショックベクトルと解釈する。すなわち異時点では相関を持たず、分散共分散行列は対角行列となり、平均がゼロの同一分布に従って発生する確率変数として捉えられる性質であるとする。また誘導形の攪乱項は複数の構造ショックを含んでいるため前出の同時点係数行列 A_0 制約により識別している。

3.3.1 経済構造との対応

次に動学モデルである構造VARを定式化する。すなわち上記構造を同時点係数行列 A_0 に反映させ、動学的部分 $A(L)$ を制約なしに付け加え以下の構造VARモデルを得る。

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{ypb} & 1 & 0 & 0 \\ a_{rpb} & a_{ry} & 1 & 0 \\ a_{mpb} & a_{my} & a_{mr} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} pb_t \\ y_t \\ r_t \\ m_t \end{pmatrix}$$

$$= \begin{pmatrix} C_{pb} \\ C_y \\ C_r \\ C_m \end{pmatrix} + A(L) \begin{pmatrix} pb_t \\ y_t \\ r_t \\ m_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \epsilon_{pbt} \\ \epsilon_{yt} \\ \epsilon_{rt} \\ \epsilon_{mt} \end{pmatrix}$$

これは(2)に対応している。

上記システムの順序並びに同時点構造は次の通りである。まず、銀行業株価指数をトップに

11) 一般的な資産価格として考えるとTobin q 上昇による投資増や資産効果による消費増も考えられる。

据えた。銀行業株価指数は銀行株の変動が景気変動にどの程度の役割を果たしたのかを検証するための変数であり、時点 t での情報集合から期待される金融業や金融システムの見通しにより形成される銀行業株価指数を、外生性の最も高い変数とした。なお、資産変数としては一般株価指数（日経平均あるいはTOPIX等）がよく用いられるが、本論ではあえて銀行業株価指数を用いた。これは、金融ストックの蓄積や金融不安のインディケータとして考えられるからである。

次は実質GDPとした。これにより、銀行のバランスシート改善さらに貸出増による実物投資効果を取り入れている¹¹⁾。よって、 a_{ypt} が負値であることが予想される。また、金利やマネーという政策変数は実現ラグを想定し、同時点では相関がないとした。

次の順序はコールレートである。政策金利であるコールレートは政策当局のコントロール能力が高いことを考慮し、外生性を最も高い変数と考えることは可能だ（これは政策金利に意思決定ラグを仮定し、過去の変数にのみ依存することを意味する）。しかし、政策金利を反応関数として考えた場合、独歩的なコントロールというよりは、需給ギャップや失業率をはじめとするマクロ経済変数を包括的に捉え、金利

水準を決定すると考えることも可能だ。その場合、システム内諸変数の中でより内生的な変数と位置付けられるだろう。景気の上昇に対し、ビルドイン・スタビライザーとして金利が機能することを考えれば a_{ry} は負値であることが予想される。

最後にベースマネーを据えた。ベースマネーは同時点でコールレートに關係しているが、これは右上がりの準備供給曲線を意味し、 a_{mr} が負値であることに等しい¹²⁾。 a_{mpb} 、 a_{my} も富効果を考えれば負値になると予想される。

推定結果として同時点係数行列 A_0 と構造ショックの分散ベクトル Σ を表6に示した¹³⁾。銀行業株価指数以外の係数の符号条件は妥当なものとなっていることがわかる。次に、各変数間のショックによる影響をより詳しく分析するためインパルス応答関数を検討してみる。期間は20四半期を設定した。結果は図3に示される。点線は上下1標準偏差バンドである。

株価ショックに関して、金利は反応しない。ベースマネーは若干減少しているが有意ではない。GDPへ及ぼす影響は、GDP自身以外で最もはっきりと持続的な正の効果として現れた。流動性選好の低下、それに伴う株等の資産への選好が企業の生産プロセスを促し、所得創出につながったとみられる。このことから銀行のバランスシート改善さらに貸出増による実物投資効果の重要性がうかがえる。

12) 本論では政策変数として主に考えられるコールレートとベースマネーの両方をモデルに組み込んでいる。仮に政策当局が完全な金利ターゲットを採用していたとすると、マネーの需要が変動した場合に、金利が多少でも変動するのを避けるために、当局はマネーの供給をアコモデートする。よってこの場合マネーは大きく変動することになる。貨幣供給曲線でいえば水平の状態にあたる。しかし、当局がそうした変動を望まないとするれば、完全ではない部分的なマネーのアコモデートに留められるだろう。この場合は多少なりとも金利の変動が生じることになる。貨幣供給曲線でいえば右上がりの状態にあたり、角度は当局のウェイト配分に依存することになる。実際、当局がどのようなウェイト付けで政策運営をしているのか明確でない以上、コールレートとベースマネーの両変数をシステムに組み入れることが妥当であろう。

13) この場合、モデルの構造形は、

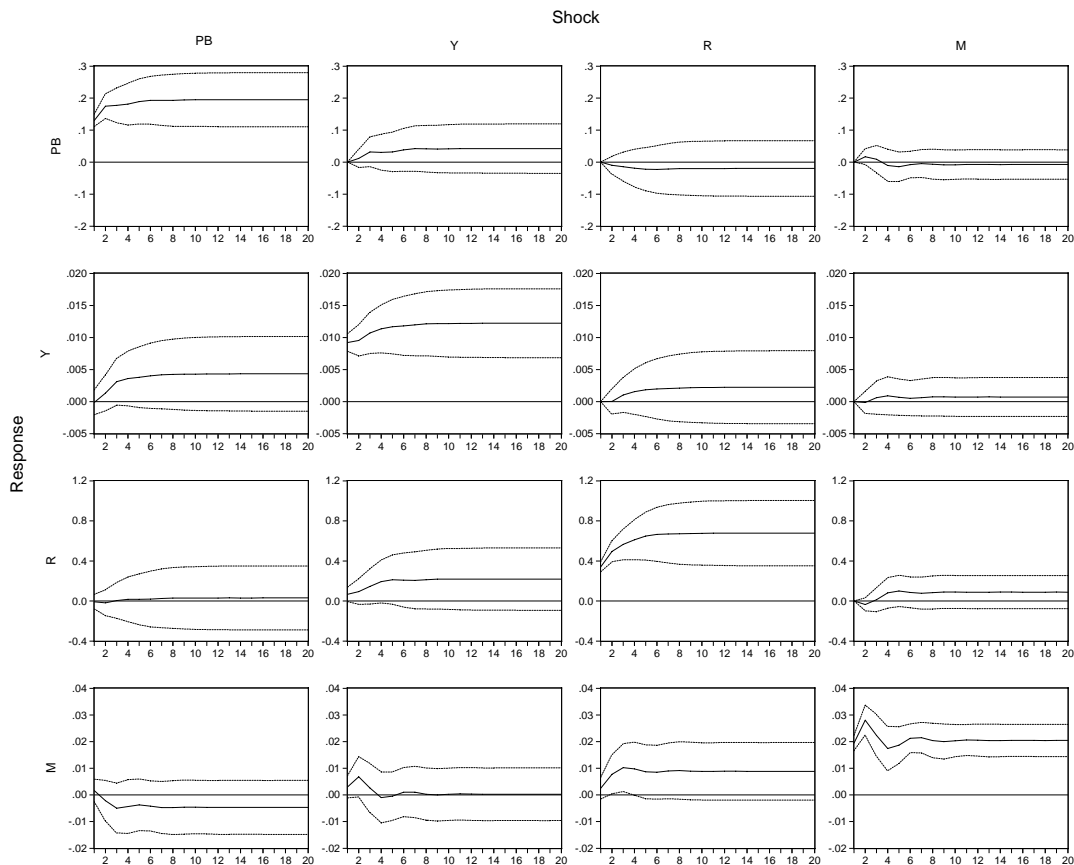
$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0.001 & 1 & 0 & 0 \\ 0.055 & -7.135 & 1 & 0 \\ -0.014 & -0.275 & -0.007 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} pb_t \\ y_t \\ r_t \\ m_t \end{pmatrix} \\ = \begin{pmatrix} -0.01 \\ 0.00 \\ -0.14 \\ 0.02 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0.33 & 1.20 & -0.03 & 0.86 \\ 0.01 & 0.04 & 0.00 & -0.01 \\ -0.09 & 0.02 & 0.46 & -1.69 \\ -0.04 & 0.15 & 0.01 & 0.44 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} pb_{t-1} \\ y_{t-1} \\ r_{t-1} \\ m_{t-1} \end{pmatrix} \\ + \begin{pmatrix} -0.07 & 1.86 & 0.01 & -1.11 \\ 0.01 & 0.08 & 0.00 & 0.03 \\ 0.05 & 3.30 & -0.03 & 3.75 \\ 0.00 & -0.56 & 0.00 & -0.46 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} pb_{t-2} \\ y_{t-2} \\ r_{t-2} \\ m_{t-2} \end{pmatrix}$$

となる。

表6：短期制約モデルの同時点係数行列 A_0 および構造ショックの分散ベクトル Σ_t

$$A_0 = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0.0010 & 1 & 0 & 0 \\ 0.0550 & -7.1348 & 1 & 0 \\ -0.0135 & -0.2752 & -0.0074 & 1 \end{pmatrix} \quad \Sigma_t = \begin{pmatrix} 0.016955 \\ 0.000085 \\ 0.116514 \\ 0.000378 \end{pmatrix}$$

図3：Accumulated Impulse Response -Short Term Constraint-



実物ショックに関して、コールレートは生産ショックによる景気拡大に反応し上昇している。ビルドイン・スタビライザーとしての機能を発揮していると考えられる。銀行業株価指数は幾分引き上げているが有意ではない。先行指数としての意味合いが強いためであろうか。さらに、自身の実質生産に対して有意かつ持続的な影響を及ぼしている。その長期効果は4つの構造ショックの中で最大である。

政策金利ショックに関して、ベースマネーは上昇している。銀行業株価指数は有意ではないが若干下落している。実質GDPは反対に有意ではないものの上昇している。

ベースマネーショックに関して、金利は上昇している。これは貨幣需要ショックと見立てるならば正常な判断であると判断できるであろう。資産価格・所得についてはどちらとも言えない。量的緩和期の実情をよく捉えていると言

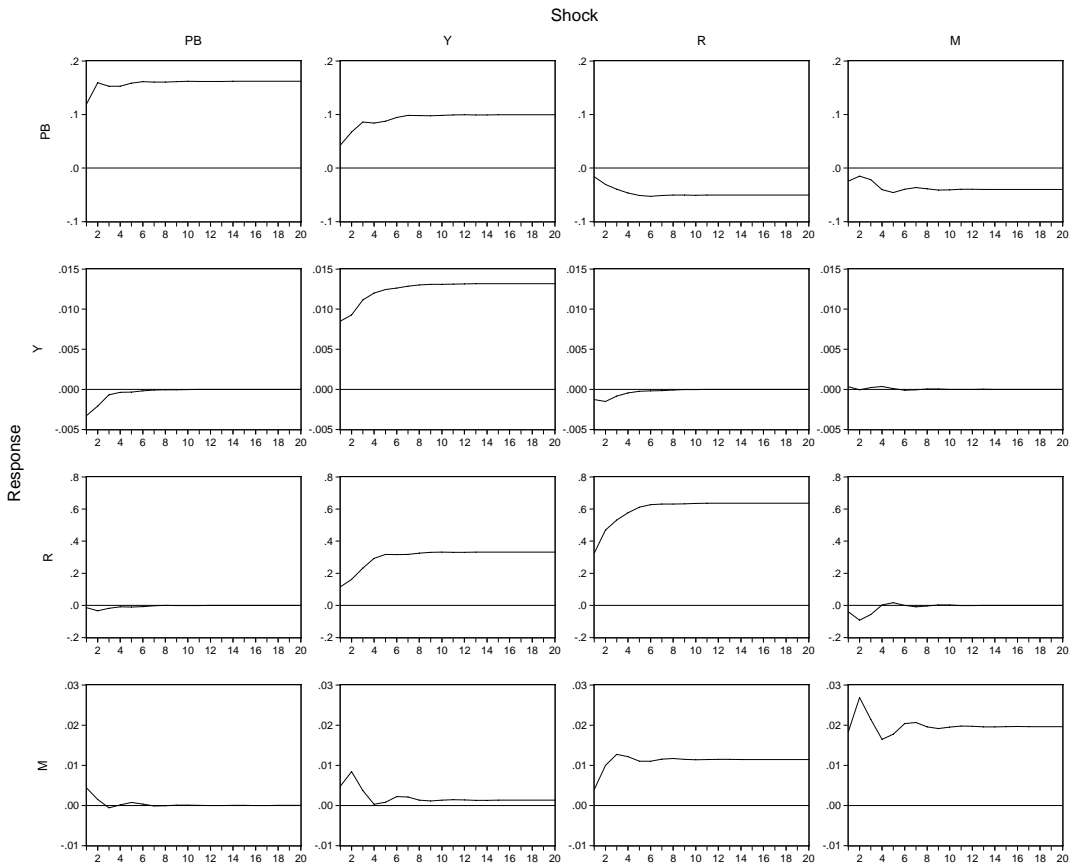
約には一定の合理性が得られるであろう。

表7は推計された長期累積応答行列 $[I - B(1)]^{-1}A_0$ を示し、図4はインパルス応答関数を表している。まず、株価ショックは経済のファンダメンタルズと長期的には無関係であること、総需要（Y）は長期的に金融政策ショック、貨幣需要ショック、銀行株価ショックに対して中立であること、貨幣需要ショックはコールレートに長期的には影響を及ぼさないという準備供給関数の完全弾力性を持つことを仮定したことから、それぞれの長期累積応答行列が20四半期時点までにゼロに収束していることから確認できる。その上で、自己のショックによる自己変数の反応を除いた項目については次のことが言える。

実物ショックについて、株価はファンダメンタルズの改善を反映して大きく増加している。金利は上昇していることからビルドイン・スタビライザーの効果として機能していることがわかる。ベースマネーは当初増加するものの、長期で見ると変化がほとんどない。これは景気改善による富効果と、流動性選好の低下による代替効果が相殺された結果であろう。

金融政策ショック（金利の上昇）について、景気の先行き鎮静化を予想し、流動性選好が増加することで株価は下落する。この流動性選好の増加はベースマネーが増加することからもうかがえる。金利の上昇が貨幣需要の低下につながるという通常理論での動きに対して、流動性選好増大の影響がいかにか大きいかを示された結

図4: Accumulated Impulse Response -Long Term Constraint-



果となった。

最後に貨幣需要ショックについて、この場合の増加が流動性選好の増大の結果であるとする、株価が下落しているのは妥当な反応だと言える。

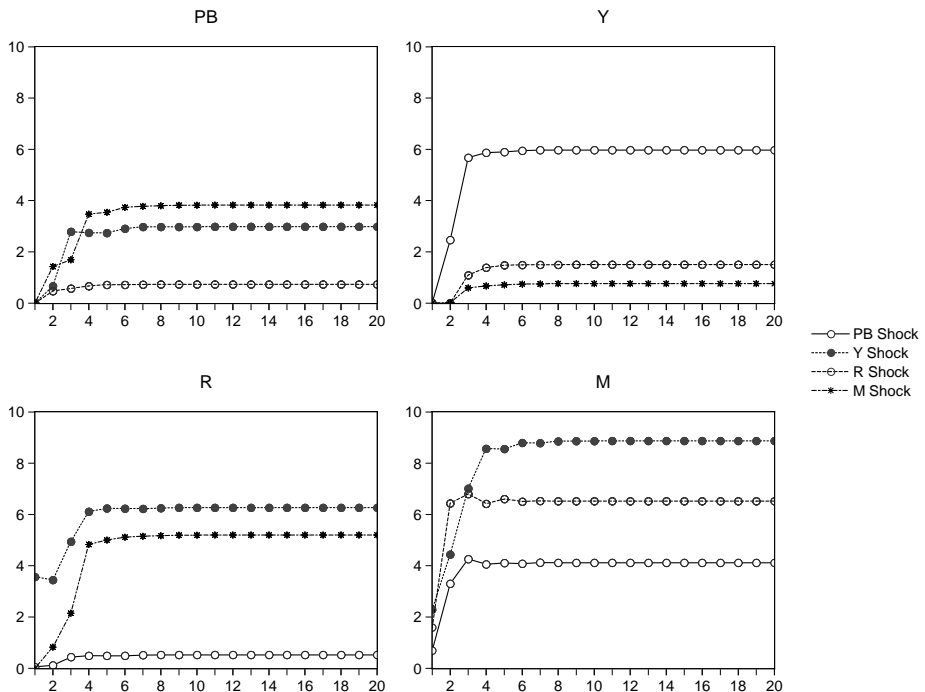
全体として、概ね短期モデルと同一見解を示す結果となった。ただし、今回のゼロ制約のパターンでは、所得にアクセスできる金融政策当局の操作変数として考えられるコールレートおよびベースマネーを、長期的には無意味と捉えているところに疑問が残る。若干合理性を欠く設定であり、その意味では前節の短期制約の方が妥当かもしれない。

3.5 予測誤差の分散分解

今回推計した構造VARモデルに基づく派生分析として、最後に予測誤差の分散分解により検証を行う。2.1節で概要を示したように、この分析は推計期間において、ある変数の構造イ

ノベーションがどの程度重要であったかを示すものである。図5は各変数の予測誤差分散に占める各ショックの影響度を横軸に20期間、縦軸に%をとることで表したものである。銀行業株価指数の予測誤差分散に占めるイノベーションは、流動性ショック（貨幣需要ショック）によるものが約4%と最大である。次に大きいのは実物ショックであり、政策ショックは最も寄与が小さくなっている。実質GDPの予測誤差分散に占めるイノベーションは、株価ショック（期待ショック）によるものが約6%と最大であり、他のショックの群を抜いている。コールレートの予測誤差分散に占めるイノベーションは、実物ショック（GDPショック）によるものが約6%、流動性ショック（貨幣需要ショック）によるものが約5%を占めている。株価ショック（期待ショック）にはほとんど影響されないことから、政策反応関数としての要因にみなされていないと考えられる。ベースマネーの予測誤

図5：Variance Decomposition



縦軸は予測誤差分散に占める各変数の影響度(%)、横軸は期間を示す。

差分散に占めるイノベーションは、実物ショック（GDPショック）によるものが約9%、政策ショックによるものが約6%、株価ショック（期待ショック）によるものが約4%を占めている。各イノベーションの比率が比較的大きいことから、ベースマネーが本システムにおいて最も内生性の高い変数であることがわかる。

全体として、実質GDPに対する政策変数（コールレート、ベースマネー）の寄与度の低さ、およびコールレートとベースマネーの内生性の高さは短期制約モデルを通じた結果と共通したものとなった。

4 まとめ

本論は金融不安が囁かれた時期を取り入れて、金融政策の有効性と限界について構造VARモデルによる実証分析を行った。実証結果による考察から、まず流動性選好の変動による影響度が大きいことがわかった。これは富の資産間代替性の大きさおよびベースマネーが期待利潤の代理変数として考えられる銀行業株価指数の減少関数として示された結果からである。また、実質GDPが流動性選好低下に裏付けられた銀行業株価指数の上昇により増大することが短期制約モデルで明示できたことにもよる。近年の金融環境の変化、特に90年代後半以降の金融不安の高まりや金融資産間の代替性の上昇により、元来主観性の高い流動性選好がより流動的になっているものと考えられる。

このことは別の視点では貨幣内生性の問題と考えることもできる。ベースマネーは内生性の高い変数であると同時に、ベースマネーショックが期待と密接に関係している資産価格や所得に、必ずしも明確な影響を及ぼすものではないことがわかった。言い換えれば、貨幣が期待利潤（本論では株価で代替）の減少関数であることがわかったと言える。これは表面的にマネーが増加したとしても、それは期待の低下による金融資産代替の結果として捉えることが可能な

もので、経済成長を考える上で必ずしも好ましいものではないと言える。このことは2002年から5年間にわたって継続された量的緩和政策の実効性を考える上で重要な結果である。

また量的緩和政策に関連して、ゼロ金利やそれ以前の短期金利誘導による金融政策の限定的効果も浮かび上がってきた。この結果はMiyao (2000)[19]およびその他多くの先行研究とは対照的であった。本分析では先行研究での分析期間にさらに6、7年追加しているため、経済構造的に効果の減退が進んでいることが考えられる。果たして金融政策が実体経済にどれだけインパクトの与える政策なのか、政策当局は重ねて検証せねばならない。少なくとも政策当局が直接訴えるべきは、金利やベースマネー（あるいは日銀当座預金）ではなく、その背後にある安心して流動性の低い資産に移行できるような期待の醸成、あるいは金融不安度の払拭を図ることが重要と思われる。その意味では政策当局は流動性選好の過度の変動を抑えるために、アカウントビリティの充実や高いクレディビリティの確保につくさねばならない。

課題としては、金融不安定性仮説とよりリンクさせるような実証分析をするならば、貸し手・借り手リスクを直接的に考察できるような変数を導入する必要がある。例えば、信用量やレバレッジ比率、総固定資本形成の変数が該当するだろう。当然その際にはモデルに組み込まれる変数数と自由度の点で厳しい制約が課せられるため、変数の取捨選択が問題となってくる。月次データでの分析への変更も視野に入れなければならない。また、今までベースとして考えられてきた合理的に判断し行動する経済人（homo conomics）から、時として非合理的な判断を行う主体として分析する行動経済学を取り込むことにより、より人々の期待をコントロールできるものと考えられる。これを実証分析に載せるためには、TARCHモデル（Threshold AutoRegressive Conditional Heteroscedasticity Model）や円滑遷移VARモデルのような非対称分析手法を積極的に取り込む

ことが有用であろう。

[本論は、科学研究費補助金（若手研究（B）：課題番号：18730224）の助成を得て行われた研究成果の一部である。]

参考文献

- [1] Bernanke, B. and A. Blinder(1989) Credit, Money and Aggregate Demand, *American Economic Review* Vol.78, No.2, pp.435-439.
- [2] Bernanke, B., Gertler, M. and Gilchrist, S(1996) The Financial Accelerator and the Flight to Quality, *The Review of Economics and Statistics* Vol.78
- [3] .(1999) The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework, in Taylor, J. and Woodford M.(eds) *Handbook of Macroeconomics*, North-Holland.
- [4] Blanchard, Olivier J. and Danny Quah(1989) The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances, *The American Economic Review* Vol.79 No4, pp.655-673.
- [5] Christiano, Lawrence J., Martin Eichenbaum and Charles L. Evans(1996) The Effects of Monetary Policy Shocks: Evidence from The Flow of Funds, *Review of Economics and Statistics* 78(1) pp.16-34.
- [6] (1999) *Money Policy Shocks: What Have We Learned and to what End?* *Handbook of Macroeconomics* 3A, Amsterdam: Elsevier Science B. V., pp.65-148.
- [7] Dickey, D. A. and Fuller, W. A(1979) Distribution of Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association* vol.74, pp.427-431.
- [8] Engle, R. F. and Granger, C.W.J.(1987) Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, 55(2), pp.251-276.
- [9] Elliott, Graham, Thomas J. Rothenberg and James H. Stock(1996) Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root, *Econometrica* 64, pp.813-816.
- [10] Estrella, A. and Mishkin, F. S(1997) Is there a role for monetary aggregates in the conduct of monetary policy? *Journal of Monetary Economics* 40:279-304.
- [11] Fontana, G(2002) The making of monetary policy in endogenous money theory: An introduction, *Journal of Post Keynesian Economics* 24(4) pp.503-509.
- [12] Gatti, D. and M. Gallegatti(1990) Financial Instability, Incom Distribution and the Stock Market, *Journal of Post Keynesian Economics* 12(3) pp.356-374.
- [13] Hadjimichalakis, M(1995) *Contemporary money, banking, and financial markets: theory and practice*, Chicago: Irwin.
- [14] Johansen, S(1995) *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press.
- [15] Karras, G(1996) Why are the Effects of Money-Supply Shocks Asymmetric? Convex Aggregate Supply or Pushing on a String? *Journal of Macroeconomics* 18, pp.605-619.
- [16] Kasa, Ken and Helen Popper(1997) Monetary Policy in Japan: A Structural VAR Analysis, *Journalal*

- of the Japanese and International Economies 11(3) pp.275-295.
- [17] Kwiatkowski, Denis, Peter C. B. Phillips, Peter Schmidt & Yongcheol Shin(1992). Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root, *Journal of Econometrics* 54, 1pp.59-178.
- [18] Minsky, H.P(1986) *Stabilizing an unstable economy*, Yale University Press.
- [19] Miyao, R(2005) The Role of Monetary Policy in Japan: A Break in the 1990s?, *Journal of the Japanese and International Economies* 14, pp.366-384.
- [20] (2005), Use of the Money Supply in the Conduct of Japan 's Monetary Policy: Re-examining the Time-series Evidence, *The Japanese Economic Review*, 56(2), pp.165-187.
- [21] Newey, Whitney and Kenneth West(1994), Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation, *Review of Economic Studies* 61, pp.631-653.
- [22] Phillips, P.C.B. and P. Perron(1988), Testing for a Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika* 75, pp.335-346.
- [23] Pollin, R(1991) Two Theories of Money Supply Endogeneity: Some Empirical Evidence, *Journal of Post Keynesian Economics* 13(3) pp.366-395.
- [24] Porter, R. D., T. D. Simpson and E. Mauskopf, (1979), Financial Innovation and the monetary aggregates, *Brookings Papers on Economic Activity* 10 no.1, pp.213-229.
- [25] Rochon, L(1999) *Credit, Money and Production*, Edward Elgar.
- [26] Taylor, L. and S. O. Connel(1985) A Minsky Crisis, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.100, supplement, pp.871-886.
- [27] Tokuda, M(2003b) Evaluation of Financial Policy Effects via Time Series Analysis, *Waseda Economic Studies* No.57, pp.15-31.
- [28] Vera, A. P.(2001), The endogenous money hypothesis: some evidence from Spain(1987-1998), *Journal of Post Keynesian Economics* Vol.23, No.3, pp.509-526.
- [29] Wray, R. L.(1990), *Money and credit in capitalist economies: the endogenous money approach*, Edward Elgar.
- [30] (1995), Keynesian Monetary Theory: Liquidity Preference or Black Box Horizontalism, *Journal of Economic Issues* 29(1), pp.273-282.
- [31] 岩佐代一, 『金融システムの動態』, 関西大学出版部, 2002
- [32] 岩淵純一, 「金融変数が実体変数に与える影響について Structural VAR モデルによる再検証」, 『金融研究』9巻3号, 1990, pp.79-118.
- [33] L・R・クライン [著] ; 佐和隆光訳, 『経済予測の理論』, 筑摩書房, 1973
- [34] 北坂真一, 「日本経済における構造変化と景気変動」, 『Economic Studies Quarterly』No.44, 1993, pp.142-158.
- [35] , 「1980年代の世界的な株価の上昇について」, 日本経済研究センター 『日本経済研究』No.28, 1995
- [36] 木村武・藤田茂, 「金融不安とマネー, 実体経済, 物価の関係について」, 『Working Paper Series』, 日本銀行調査統計局, 1999
- [37] 国友直人・山本拓, 「多変量時系列モデルにおける因果序列と仮説検定及びマクロ計量分析への応用」, 『経済学論集』51, 52, 1986
- [38] 杉原茂・三平剛・高橋吾行・武田光滋, 「構造VARによる金融政策効果の計測」, 『経済分析』No.162, 経済研究所, 2000, pp.344-404
- [39] 筒井義郎, 「貨幣需要関数: 展望」, 『オイコノミカ』第23巻第1号, 1986, pp.1-34.
- [40] 照山博司, 「VARによる金融政策の分析: 展望」, 『フィナンシャル・レビュー』, 財務省財務総合政策研究所, September-2001, pp.74-140
- [41] 中澤正彦・大西茂樹・原田泰, 「財政金融政策の効果」, 『フィナンシャル・レビュー』66号, 2002, pp.19-42.
- [42] 林直嗣, 「金融時系列の構造変化とADF検定, PP検定, KPSS検定」, 『金融構造研究』, 第23号, 2001, pp.7-16.
- [43] 宮尾龍蔵, 「実物, 貨幣ショックと生産, マネーサプライの変動」, 『国民経済雑誌』, 167 No1, 1993a, pp.113-128.
- [44] , 「貨幣需要, 短期マクロモデルとCointegration」, 『国民経済雑誌』, 171 No4, 1995, pp.81-100.
- [45] , 『マクロ金融政策の時系列分析』, 日本経済新聞社, 2006
- [46] 谷内満・宮川努・板倉良直 「景気政策としての財政政策の有効性 - 時系列分析による検証 - 」, 日本経済研究センター, 『JCER DISCUSSION PAPER』No.33, 1994
- [47] 吉川洋, 『金融政策と日本経済』, 日本経済新聞社, 1996
- [48] 吉田知生, 「通貨需要関数の安定性をめぐって」, 『金融研究』第8巻第3号, 日本銀行金融研究所, 1989, pp.99-147.