

金融政策変数と生産・物価との関係について

南 波 浩 史

1 はじめに

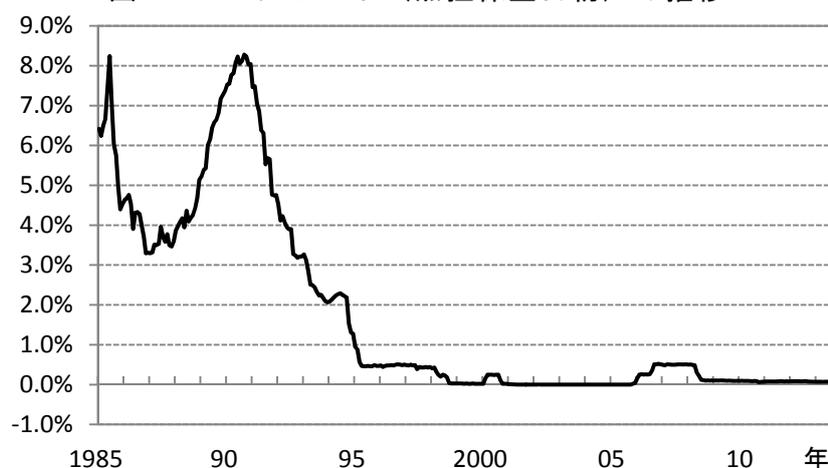
2013年4月に日本銀行によって導入された「量的・質的金融緩和」政策は、「異次元の金融緩和」政策とも呼ばれている。この政策は、消費者物価上昇率2%という「物価安定の目標」を実現するために、マネタリーベースおよび長期国債・ETFの保有額を2年間で2倍に拡大し、長期国債買入れの平均残存期間を2倍以上に延長するという、量・質ともに次元の異なる金融緩和を行うというものである。こうして、金融政策を巡る議論は新たな段階へと入っていったが、金融政策の波及経路に関する議論については、未だ様々な議論がなされているのが現状である。

そこで本稿では、金融政策の政策変数（操作目標変数）である短期金利やマネタリーベースといった変数が、貨幣集計量や銀行貸出といった中間目標変数とどのような関係を持っているのか、および、そうした中間目標変数と生産や物価といった金融政策の最終目標変数との関係について計量経済分析を行うものである。

2 分析の枠組みとデータ

計量分析に入る前に、最近の日本経済の動向を簡単に考察しておきたい。図1は1985年以降のコールレート（無担保翌日物）の推移を表したものである。バブル経済の崩壊に伴い短期金利は低下し、1999年2月には0.15%という水準になった。これがゼロ金利政策と呼ばれるものの始まりであり、2000年8月に一旦解除(0.25%へ引き上げ)されるまで続いたのち、2001年2月に再び0.15%となって復活した。2001年3月から2006年3月までは量的緩和政策が導入され、2006年7月にゼロ金利政策は解除され短期金利も上昇していったが、2008年9月のリーマンショックを契機として2008年12月には0.1%という水準になり、現在まで非常に低い水準で推移している。

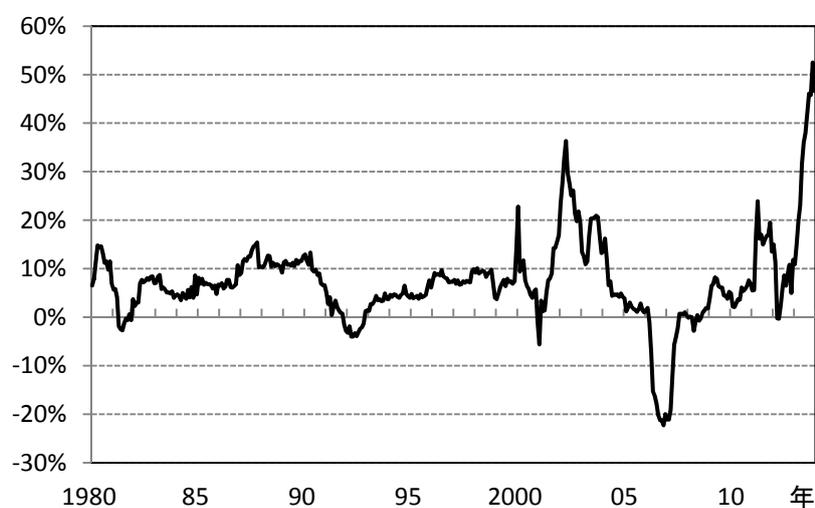
図1 コールレート（無担保翌日物）の推移



出所：日本銀行『金融経済統計月報』

図2は1980年以降のマネタリーベース平均残高（前年比）の推移を示したものである。2000年代前半の量的緩和政策下においては20%を超える伸び率を記録しており、2013年春からの異次元緩和政策下において再び急激に伸び率が上昇している。

図2 マネタリーベース平均残高の推移（前年比）



出所：日本銀行『金融経済統計月報』

本稿では、先に述べたように短期金利やマネタリーベースといった政策変数が、どのような中間目標変数を経由して、生産や物価といった金融政策の最終目標である変数に効果を及ぼしていたのか検証を行いたい。そこでVARモデルを用いて分析を行うのであるが、ゼロ金利政策や量的緩和政策といった1990年代後半以降の期間はそれ以前の期間と比べて大きな構造変化があると考えられるため、分析対象の標本期間を3

つに分割し、それぞれ異なった VAR モデルの設定を行い計量的な考察を行う。また多変量の VAR 分析ではその効果の解釈が困難になるため、標本期間ごとに①政策変数（操作目標変数）と中間目標変数の関係、②中間目標変数と最終目標変数の関係、と 2 つに VAR モデルを分割し実証分析を行う。

本稿の実証分析で用いる変数の記号とデータは以下の通りである。

Y : 鉱工業生産指数（2005 年=100）（出所：経済産業省）

P : 消費者物価指数（全国、生鮮食品を除く総合、2010 年=100）（出所：総務省）

I : コールレート（無担保翌日物平均）¹（出所：日本銀行）

H : マネタリーベース（準備率調整後、平均残高）（出所：日本銀行）

M : マネーサプライ（M2+CD平均残高）²（出所：日本銀行）

L : 銀行貸出（マネタリーサーバイ、民間向け信用）（出所：日本銀行）

E : 実効実質為替レート（1973 年 3 月=100）（出所：日本銀行）

S : 東証株価指数（TOPIX、1968 年 1 月 4 日=100）（出所：東京証券取引所）

R : 長期国債利回り（応募者利回り 10 年）（出所：日本銀行）

EX : 実質輸出（実質輸出指数、2005=100）（出所：日本銀行）

標本期間の 1 つめは、1975 年から 1998 年までの期間であり、① *I, H, M, L, R, S* の 6 変数モデルと、② *M, L, R, EX, S, E, P, Y* の 8 変数モデルを設定する。①の 6 変数モデルでは、短期金利とマネタリーベースがマネーサプライや銀行貸出に与える影響を中心に検証を行い、②の 8 変数モデルでは、マネーサプライや銀行貸出が生産や物価にどのような効果を持っているのかの考察を行いたい。2 つめの標本期間は、1998 年 4 月から直近の 2012 年までの期間であり、短期金利がほぼゼロに張り付いていた期間を対象としている。この標本期間の VAR モデルは、先の標本期間のモデルから短期金利を除いた① *H, M, L, R, S* の 5 変数モデルと、② *M, L, R, EX, S, E, P, Y* の 8 変数モデルであり、量的指標であるマネタリーベースの変動が貨幣集計量や銀行貸出に与える影響、および、その後生産や物価に及ぼす効果について観察する。3 つめの標本期間は 2000 年代前半のゼロ金利政策下に絞った 1999 年 2 月から 2006 年 7 月までの期間である³。この期間の VAR モデルも先の標本期間のモデルと同様に、短期金利を除いた① *H, M, L, R, S* の 5 変数モデルと、② *M, L, R, EX, S, E, P, Y* の 8 変数モデルによって実証分析を行う。

VAR モデルの推計に先立ち、各変数の単位根検定（Unit Root Test）を行う⁴。ADF 検定（Augmented Dickey-Fuller Test）と PP 検定（Phillips-Perron Test）によって、1975

¹ 無担保翌日物のデータが存在しない期間については、宮尾（2006）に従い無担保翌日物と有担保翌日物の平均差を用いて長期系列のデータ作成を行った。

² 2003 年以前は日本銀行（<http://www.boj.or.jp/statistics/outline/exp/faqms.htm/>）に基づきマネーサプライ（M2+CD）のデータを接続し長期データを作成した。

³ ゼロ金利政策の導入からゼロ金利政策の解除までの期間を対象としているが、2000 年 8 月以降一旦解除された期間も含まれており、ゼロ金利政策期間とすることの問題は残されている。

⁴ 以下の実証分析に用いるデータに関しては、利子率を除き対数変換を行ったデータを用いた。

年から 1998 年までの期間、1998 年 4 月から 2012 年までの期間、1999 年 2 月から 2006 年 7 月までの期間、それぞれにおいて単位根検定を行った結果は、表 1 から表 6 に示されている⁵。表 1 から表 3 より VAR モデルに含める各変数は、概ねレベルにおいて単位根を含んでいる可能性は棄却できないが、表 4 から表 6 より階差をとった場合には単位根の存在は棄却されるため、すべての変数を $I(1)$ 変数とみなすことができる。

表 1 レベル変数の単位根検定の結果 (1975 年-1998 年)

	ADF 検定		PP 検定	
	検定統計量	P-value	検定統計量	P-value
<i>I</i>	-2.808	0.195	-2.902	0.163
<i>H</i>	-1.652	0.769	-1.715	0.742
<i>M</i>	-0.527	0.981	-0.372	0.988
<i>L</i>	-0.549	0.980	1.403	1.000
<i>R</i>	-2.201	0.486	-2.008	0.593
<i>EX</i>	-3.498	0.041	-3.006	0.132
<i>S</i>	-0.581	0.979	-0.446	0.985
<i>E</i>	-2.453	0.351	-2.266	0.450
<i>P</i>	-2.832	0.186	-3.887	0.013
<i>Y</i>	-1.441	0.846	-1.155	0.916

表 2 レベル変数の単位根検定の結果 (1998 年-2012 年)

	ADF 検定		PP 検定	
	検定統計量	P-value	検定統計量	P-value
<i>H</i>	-1.361	0.868	-1.510	0.822
<i>M</i>	-1.595	0.790	-3.131	0.102
<i>L</i>	-1.737	0.730	-0.938	0.948
<i>R</i>	-3.446	0.048	-3.408	0.053
<i>EX</i>	-1.885	0.338	-1.579	0.491
<i>S</i>	-1.796	0.702	-1.758	0.720
<i>E</i>	-1.861	0.350	-1.603	0.478
<i>P</i>	-1.917	0.323	-1.574	0.493
<i>Y</i>	-2.563	0.102	-2.539	0.107

⁵ 単位根検定では定数項とトレンドを含めたモデルを用い、ラグは AIC により決定した。

表 3 レベル変数の単位根検定の結果 (1999 年-2006 年)

	ADF 検定		PP 検定	
	検定統計量	P-value	検定統計量	P-value
<i>H</i>	1.498	1.000	1.220	0.999
<i>M</i>	0.370	0.998	-2.918	0.161
<i>L</i>	-0.897	0.951	-1.685	0.749
<i>R</i>	-1.943	0.623	-2.003	0.591
<i>EX</i>	-0.153	0.939	-0.074	0.948
<i>S</i>	-0.955	0.944	-1.151	0.913
<i>E</i>	-0.186	0.935	-0.495	0.886
<i>P</i>	-1.580	0.488	-1.070	0.724
<i>Y</i>	-1.832	0.362	-0.983	0.756

表 4 階差変数の単位根検定の結果 (1975 年-1998 年)

	ADF 検定		PP 検定	
	検定統計量	P-value	検定統計量	P-value
ΔI	-11.46	0.000	-12.20	0.000
ΔH	-21.51	0.000	-20.85	0.000
ΔM	-4.470	0.002	-13.61	0.000
ΔL	-1.571	0.801	-20.84	0.000
ΔR	-14.36	0.000	-14.24	0.000
ΔEX	-17.86	0.000	-26.71	0.000
ΔS	-11.94	0.000	-11.94	0.000
ΔE	-11.71	0.000	-11.60	0.000
ΔP	-1.970	0.614	-13.47	0.000
ΔY	-6.289	0.000	-22.71	0.000

表 5 階差変数の単位根検定の結果（1998年-2012年）

	ADF 検定		PP 検定	
	検定統計量	P-value	検定統計量	P-value
ΔH	-11.86	0.000	-12.01	0.000
ΔM	-3.028	0.127	-13.49	0.000
ΔL	-2.075	0.554	-16.61	0.000
ΔR	-12.86	0.000	-15.65	0.000
ΔEX	-6.618	0.000	-10.57	0.000
ΔS	-9.878	0.000	-9.902	0.000
ΔE	-9.967	0.000	-9.850	0.000
ΔP	-3.024	0.034	-9.794	0.000
ΔY	-10.54	0.000	-10.51	0.000

表 6 階差変数の単位根検定の結果（1999年-2006年）

	ADF 検定		PP 検定	
	検定統計量	P-value	検定統計量	P-value
ΔH	-3.577	0.037	-7.987	0.000
ΔM	-2.694	0.241	-15.38	0.000
ΔL	-4.913	0.000	-12.76	0.000
ΔR	-9.771	0.000	-9.771	0.000
ΔEX	-10.95	0.000	-10.94	0.000
ΔS	-6.829	0.000	-6.845	0.000
ΔE	-7.676	0.000	-7.690	0.000
ΔP	-1.282	0.634	-9.080	0.000
ΔY	-5.175	0.000	-12.18	0.000

次に、推計に用いるそれぞれの標本期間および VAR モデルについて Johansen の方法を用いて共和分検定 (Cointegration Test) を行った。共和分関係式に定数項を含める場合と含めない場合それぞれの検定を、トレース検定 (Trace Test) および最大固有値検定 (Maximum Eigenvalue Test) を用いて行った。標本期間および VAR モデルごとの共和分検定の結果は、表 7 から表 9 に示してある。この結果より、それぞれの標本期間とモデルにおける変数間には共和分関係の存在が確認されるため、以降の VAR モデルには誤差修正項 (Error Correction Term) を含めた、ベクトル誤差修正 (Vector Error Correction=VEC) モデルにより検証を行う。VEC は共和分関係が存在する非定常変数に対して利用される制約条件付き VAR モデルである。

表7 共和分検定の結果（1975年-1998年）

① I, H, M, L, R, S モデル

トレース検定	定数項を含む		定数項を含まない	
	検定統計量	P-value	検定統計量	P-value
$H_0 : r=0$	95.75	0.000	83.93	0.000
$H_0 : r=1$	69.81	0.000	60.06	0.036
$H_0 : r=2$	47.85	0.059	40.17	0.057
$H_0 : r=3$	29.79	0.155	24.27	0.180
$H_0 : r=4$	15.49	0.659	12.32	0.346
$H_0 : r=5$	3.841	0.693	4.129	0.667
最大固有値検定	定数項を含む		定数項を含まない	
	検定統計量	P-value	検定統計量	P-value
$H_0 : r=0$	40.07	0.000	36.63	0.000
$H_0 : r=1$	33.87	0.000	30.43	0.380
$H_0 : r=2$	27.58	0.227	24.15	0.159
$H_0 : r=3$	21.13	0.101	17.79	0.251
$H_0 : r=4$	14.26	0.593	11.22	0.293
$H_0 : r=5$	3.841	0.693	4.129	0.667

② M, L, R, EX, S, E, P, Y モデル

トレース検定	定数項を含む		定数項を含まない	
	検定統計量	P-value	検定統計量	P-value
$H_0 : r=0$	159.5	0.000	143.6	0.000
$H_0 : r=1$	125.6	0.000	111.7	0.002
$H_0 : r=2$	95.75	0.027	83.93	0.020
$H_0 : r=3$	69.81	0.050	60.06	0.036
$H_0 : r=4$	47.85	0.113	40.17	0.062
$H_0 : r=5$	29.79	0.293	24.27	0.140
$H_0 : r=6$	15.49	0.485	12.32	0.181
$H_0 : r=7$	3.841	0.863	4.129	0.975
最大固有値検定	定数項を含む		定数項を含まない	
	検定統計量	P-value	検定統計量	P-value
$H_0 : r=0$	52.36	0.000	48.87	0.000
$H_0 : r=1$	46.23	0.023	42.77	0.074
$H_0 : r=2$	40.07	0.444	36.63	0.406
$H_0 : r=3$	33.87	0.327	30.43	0.348
$H_0 : r=4$	27.58	0.234	24.15	0.229
$H_0 : r=5$	21.13	0.342	17.79	0.325
$H_0 : r=6$	14.26	0.400	11.22	0.130
$H_0 : r=7$	3.841	0.863	4.129	0.975

表 8 共和分検定の結果 (1998 年-2012 年)

① H, M, L, R, S モデル

トレース検定	定数項を含む		定数項を含まない	
	検定統計量	P-value	検定統計量	P-value
$H_0 : r=0$	69.81	0.003	60.06	0.000
$H_0 : r=1$	47.85	0.158	40.17	0.000
$H_0 : r=2$	29.79	0.584	24.27	0.018
$H_0 : r=3$	15.49	0.780	12.32	0.135
$H_0 : r=4$	3.841	0.597	4.129	0.173
最大固有値検定	定数項を含む		定数項を含まない	
	検定統計量	P-value	検定統計量	P-value
$H_0 : r=0$	33.87	0.005	30.43	0.000
$H_0 : r=1$	27.58	0.126	24.15	0.007
$H_0 : r=2$	21.13	0.499	17.79	0.048
$H_0 : r=3$	14.26	0.743	11.22	0.206
$H_0 : r=4$	3.841	0.597	4.129	0.173

② M, L, R, EX, S, E, P, Y モデル

トレース検定	定数項を含む		定数項を含まない	
	検定統計量	P-value	検定統計量	P-value
$H_0 : r=0$	159.5	0.000	143.6	0.000
$H_0 : r=1$	125.6	0.001	111.7	0.000
$H_0 : r=2$	95.75	0.068	83.93	0.000
$H_0 : r=3$	69.81	0.204	60.06	0.006
$H_0 : r=4$	47.85	0.318	40.17	0.074
$H_0 : r=5$	29.79	0.687	24.27	0.237
$H_0 : r=6$	15.49	0.881	12.32	0.434
$H_0 : r=7$	3.841	0.427	4.129	0.467
最大固有値検定	定数項を含む		定数項を含まない	
	検定統計量	P-value	検定統計量	P-value
$H_0 : r=0$	52.36	0.000	48.87	0.000
$H_0 : r=1$	46.23	0.005	42.77	0.002
$H_0 : r=2$	40.07	0.269	36.63	0.031
$H_0 : r=3$	33.87	0.498	30.43	0.042
$H_0 : r=4$	27.58	0.259	24.15	0.158
$H_0 : r=5$	21.13	0.539	17.79	0.280
$H_0 : r=6$	14.26	0.896	11.22	0.432
$H_0 : r=7$	3.841	0.427	4.129	0.467

表9 共和分検定の結果（1999年-2006年）

① H, M, L, R, S モデル

トレース検定	定数項を含む		定数項を含まない	
	検定統計量	P-value	検定統計量	P-value
$H_0 : r=0$	69.81	0.003	60.06	0.000
$H_0 : r=1$	47.85	0.025	40.17	0.001
$H_0 : r=2$	29.79	0.265	24.27	0.045
$H_0 : r=3$	15.49	0.831	12.32	0.325
$H_0 : r=4$	3.841	0.608	4.129	0.185
最大固有値検定	定数項を含む		定数項を含まない	
	検定統計量	P-value	検定統計量	P-value
$H_0 : r=0$	33.87	0.084	30.43	0.012
$H_0 : r=1$	27.58	0.040	24.15	0.010
$H_0 : r=2$	21.13	0.135	17.79	0.053
$H_0 : r=3$	14.26	0.803	11.22	0.478
$H_0 : r=4$	3.841	0.608	4.129	0.185

② M, L, R, EX, S, E, P, Y モデル

トレース検定	定数項を含む		定数項を含まない	
	検定統計量	P-value	検定統計量	P-value
$H_0 : r=0$	159.5	0.000	143.6	0.000
$H_0 : r=1$	125.6	0.000	111.7	0.000
$H_0 : r=2$	95.75	0.052	83.93	0.010
$H_0 : r=3$	69.81	0.121	60.06	0.187
$H_0 : r=4$	47.85	0.212	40.17	0.570
$H_0 : r=5$	29.79	0.425	24.27	0.737
$H_0 : r=6$	15.49	0.703	12.32	0.590
$H_0 : r=7$	3.841	0.293	4.129	0.484
最大固有値検定	定数項を含む		定数項を含まない	
	検定統計量	P-value	検定統計量	P-value
$H_0 : r=0$	52.36	0.000	48.87	0.000
$H_0 : r=1$	46.23	0.007	42.77	0.002
$H_0 : r=2$	40.07	0.371	36.63	0.019
$H_0 : r=3$	33.87	0.433	30.43	0.157
$H_0 : r=4$	27.58	0.319	24.15	0.539
$H_0 : r=5$	21.13	0.362	17.79	0.832
$H_0 : r=6$	14.26	0.762	11.22	0.597
$H_0 : r=7$	3.841	0.293	4.129	0.484

3 実証分析

(1) インパルス応答関数による検証

実証分析のはじめとして、VEC モデルを用いたインパルス応答関数 (Impulse Response Function) による分析を行う。インパルス応答関数とは、VAR モデルを用いて各変数間の影響を分析する方法の 1 つであり、ある式の誤差項に与えられた衝撃 (Innovation) がその他の変数にどのように伝播しているかをみる方法である。

まず 1975 年から 1998 年までを標本期間とした結果の考察を行う。共和分検定の結果である表 7 より、① I, H, M, L, R, S の 6 変数モデルでは共和分ベクトルは 2、② M, L, R, EX, S, E, P, Y の 8 変数モデルでは共和分ベクトルは 3 と推定されるため、それらの共和分ベクトルを含めて VEC モデルを構築し、それぞれのモデルにおいてインパルス応答関数を推計した結果が図 3・図 4 に示されている。なお VEC モデルにおけるラグの次数は、①モデルでは 3、②モデルでは 24 がそれぞれ AIC (Akaike Information Criterion) 基準により選択された⁶。

⁶ VEC モデルにおける変数の順序 (ordering) は、 I, H, M, L, R, S および M, L, R, EX, S, E, P, Y であり、以下の I を除いたモデルにおいても同様である。

図3 インパルス応答関数の結果（1975年-1998年）

① I, H, M, L, R, S モデル

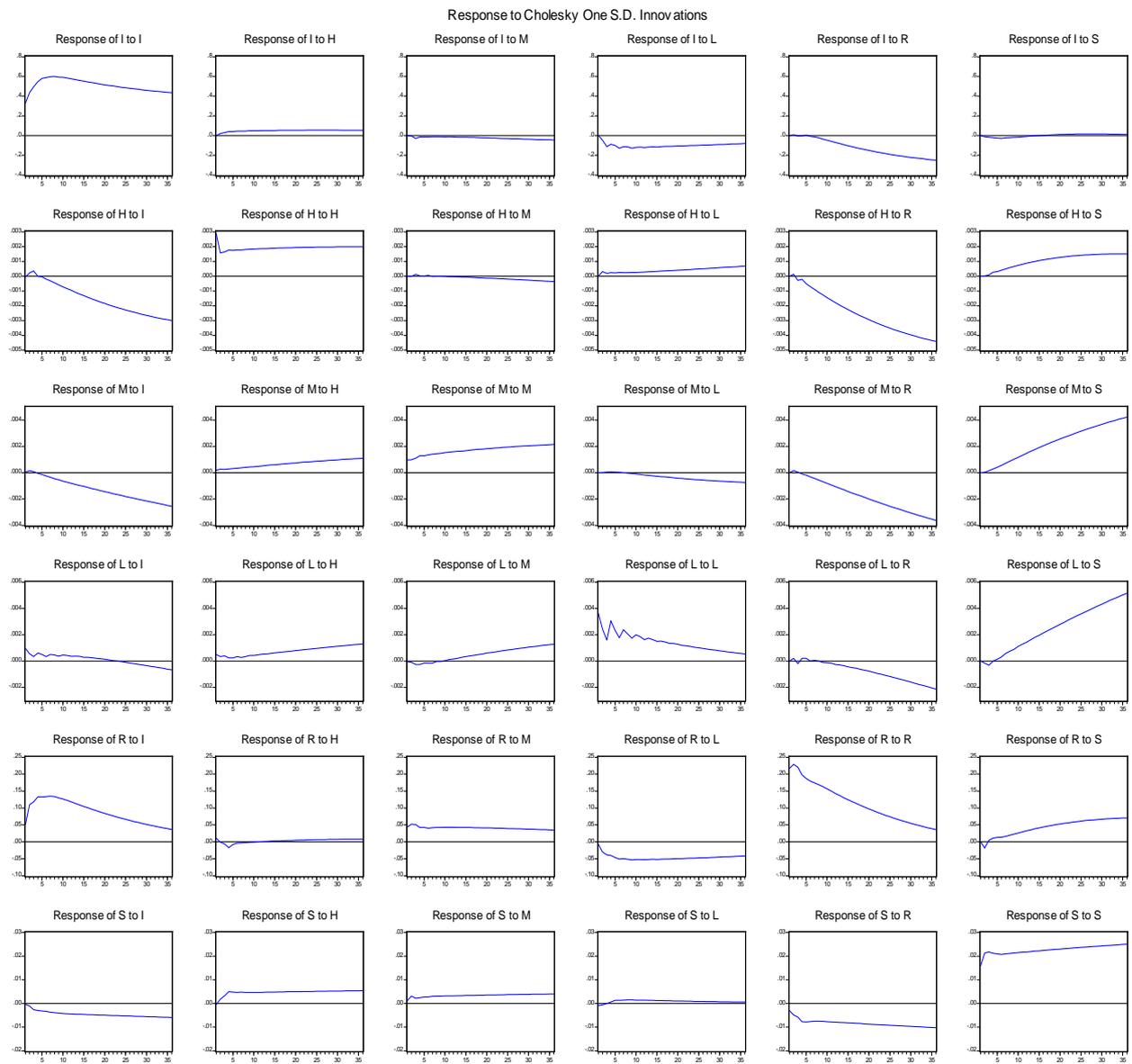


図4 インパルス応答関数の結果 (1975年-1998年)

② M, L, R, EX, S, E, P, Y モデル

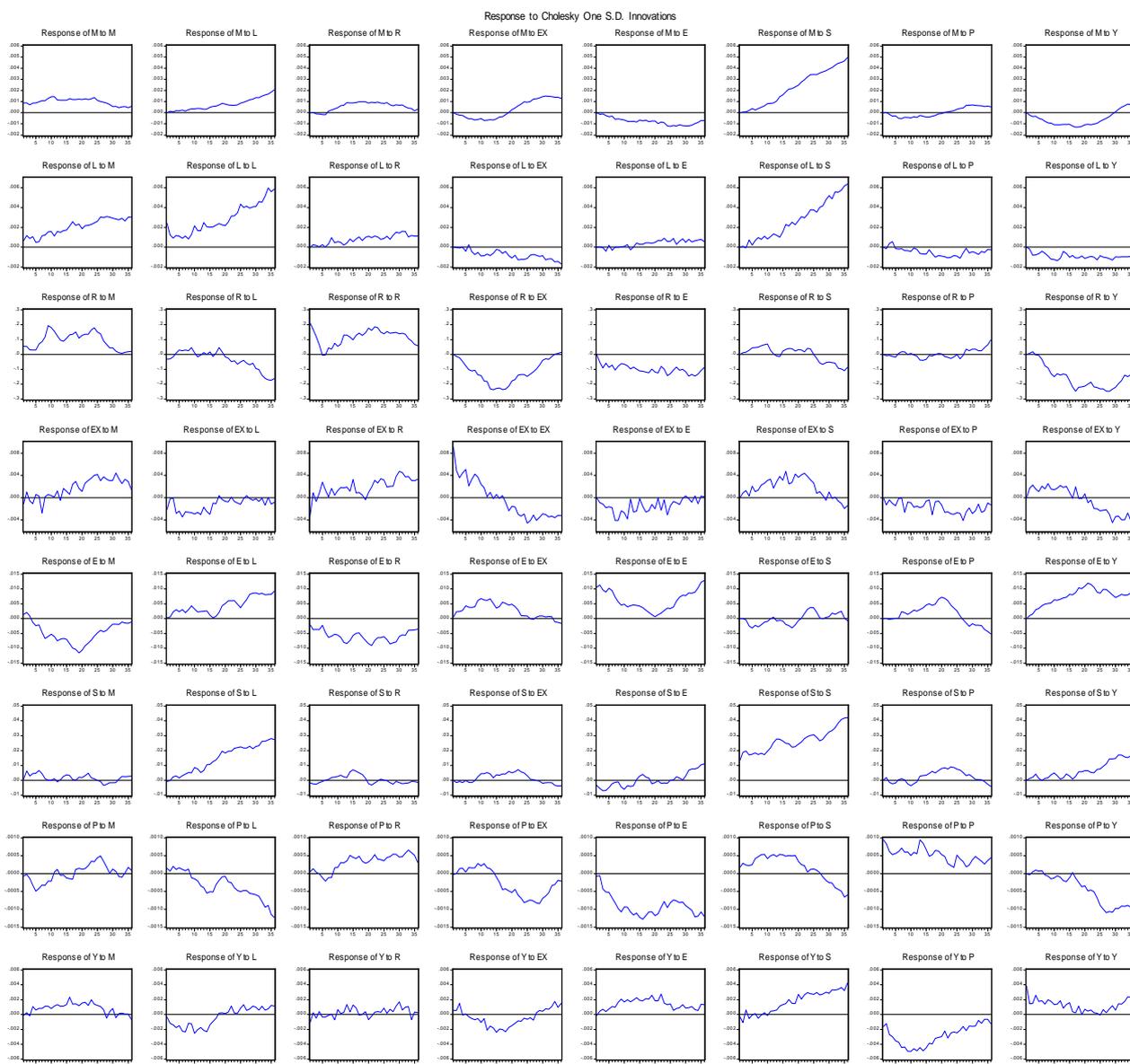


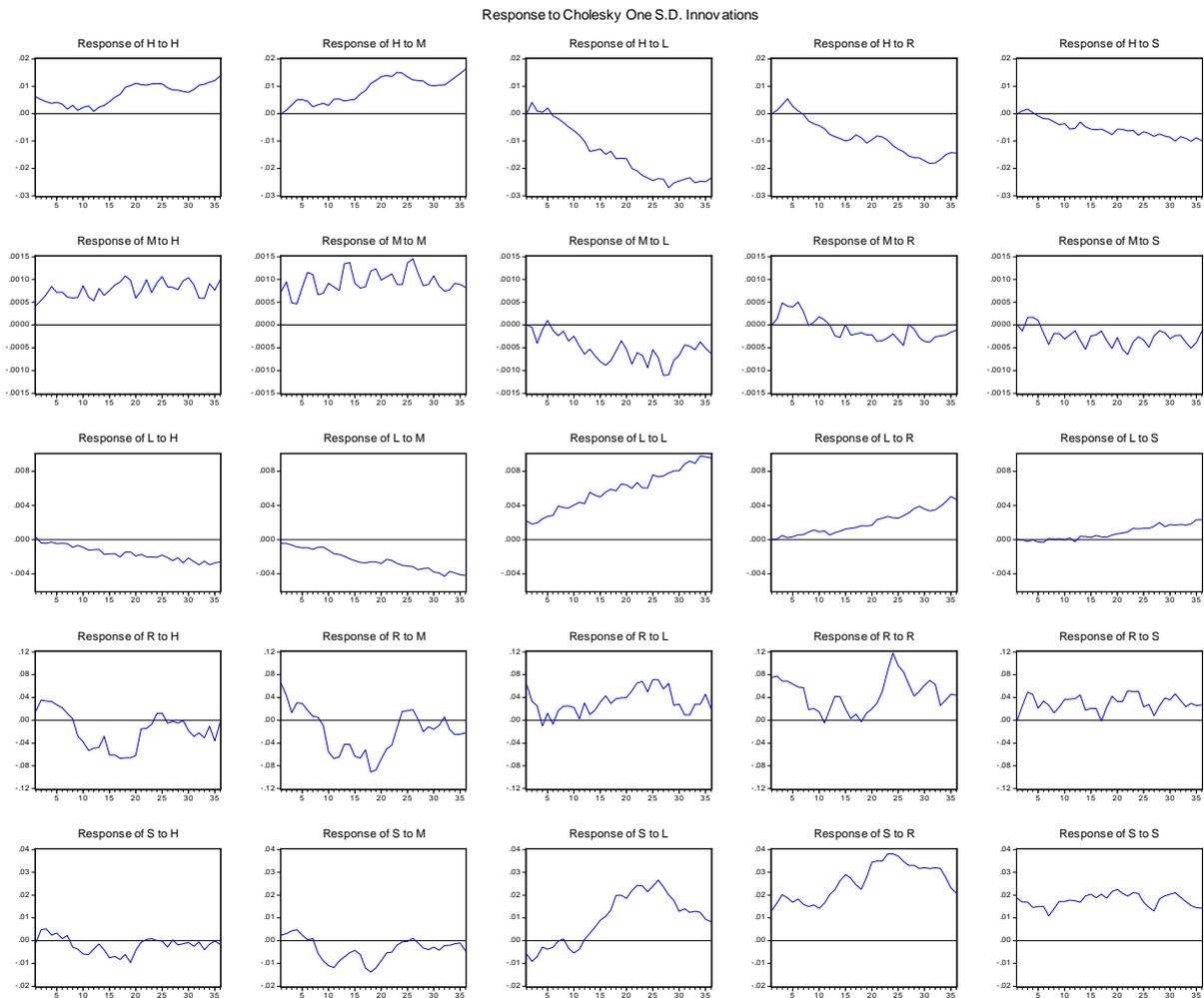
図3の1行目に示されたインパルスは、VECモデルに含まれる各変数のショックに対するコールレート (I) の反応を表しており、一方、1列目はコールレートのショックが他の変数へ与える反応を示している。図3の1列目よりコールレートが上昇する効果として、マネーサプライ (M) は減少するが、銀行貸出 (L) はさほど減少していない。しかし、2列目のマネタリーベース (H) 増加のショックからは、貨幣も貸出も同様に増加していることが理解できる。② M, L, R, EX, S, E, P, Y の8変数モデルの結果を示した図4によると、貨幣量の生産に対する影響は正であるが、物価に対しては短期的にはマイナスになっている。また、貸出のショックに対して生産は、短期では

マイナスに働きその後プラスへ、物価に対してはマイナスへと働いている。

標本期間を 1998 年から 2012 年としたインパルス応答関数の結果⁷は図 5・図 6 に、
1999 年から 2006 年までの期間の結果⁸は図 7・図 8 にそれぞれ示してある。

図 5 インパルス応答関数の結果 (1998 年-2012 年)

① H, M, L, R, S モデル



⁷ 表 8 より共和分ベクトルは①の 5 変数モデルで 2、②の 8 変数モデルは 3 とし、VEC のラグ次数は AIC により、①のモデルで 24、②のモデルで 12 がそれぞれ選択された。

⁸ 同様に表 9 より共和分ベクトルは①・②のモデルともに 3、AIC によりラグ次数はそれぞれ 12・7 が選択された。

図6 インパルス応答関数の結果 (1998年-2012年)

② M, L, R, EX, S, E, P, Y モデル



図7 インパルス応答関数の結果 (1999年-2006年)

① H, M, L, R, S モデル

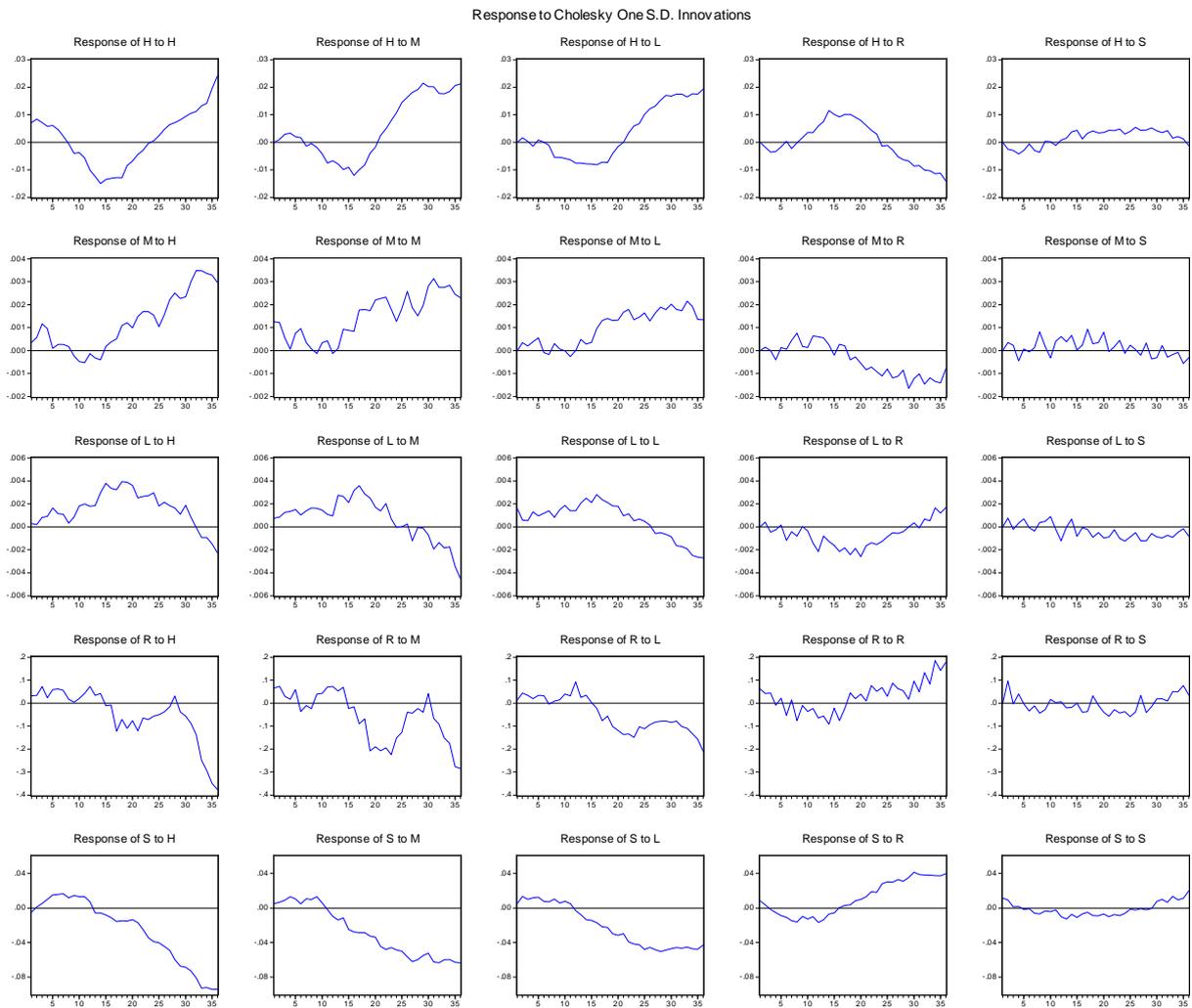


図8 インパルス応答関数の結果（1999年-2006年）

② M, L, R, EX, S, E, P, Y モデル

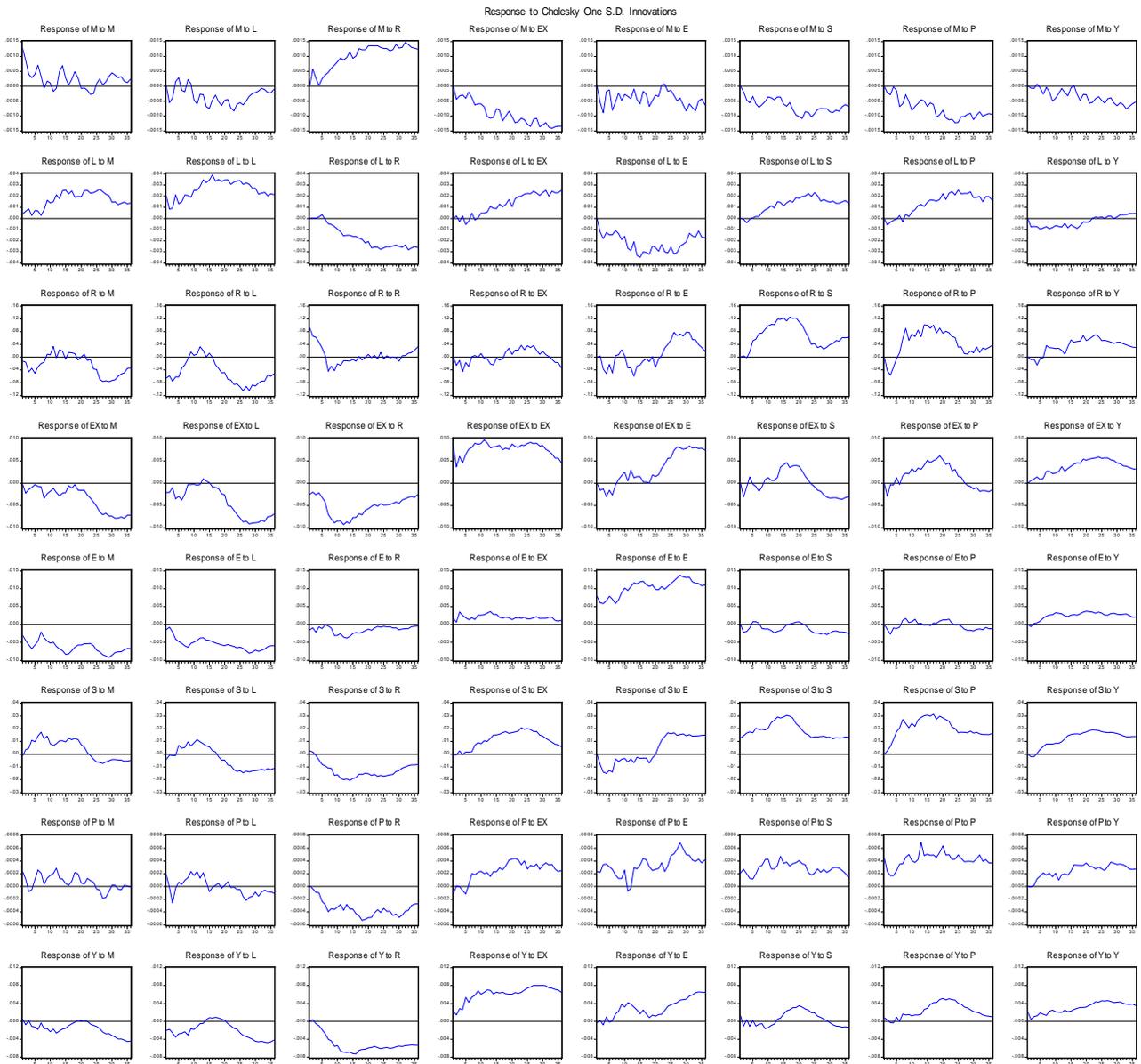


図5によると、1990年代後半以降の期間においては、マネタリーベースから貨幣への効果は図3と同様に正であるが、銀行貸出への効果は負となっており、図3とは異なっている。図6では、貨幣の生産への影響は図4と異なり短期的にはプラスであるが10ヵ月後以降はマイナスとなっている。同様に貸出の生産への影響も図4と異なり、1年半まではプラス、その後はマイナスとなっている。物価への効果では、貨幣から物価へは2年間はプラスであるがその後マイナスへ、貸出から物価へはプラスのインパルスが示されている。図7・図8によると、マネタリーベースのショックは、貨幣に対しては図3・図5と同様に正であり、貸出に対しては図5と異なりプラスになっ

ている。生産への効果は貨幣・貸出ともに概ねマイナスであり、貨幣から物価への効果も図6と同様に2年間はプラスであることが理解できる。

(2) 予測誤差の分散分解による検証

つぎに、VECモデルを用いた予測誤差の分散分解（Forecast Error Variance Decomposition）による検証を行う。予測誤差の分散分解とは、VARを構成する変数間の相互関係をより詳しく見るために、ある変数に与えられたショックが他の変数にどれだけ寄与しているかを知るための手法である。ある変数の変動にどの変数がどれだけ寄与しているかを知ることができれば、変数間の相互関係をより詳しく見ることができるという特徴がある。

VECモデルを用いて分散分解を行った結果が表10から表15に示してある。表10はVECモデルを構成する6変数それぞれのショックが、マネーサプライ（*M*）や銀行貸出（*L*）の変動にどれだけ影響を与えたかを時間的な推移とともに寄与率（%）で表したものであり、表10から表15では、各標本期間のモデルに含まれる変数のうち貨幣・貸出・生産・物価に対する寄与率のみをそれぞれ抽出し表にまとめたものである。

表10 分散分解の結果（貨幣・貸出に対する寄与率：1975年-1998年）

・*M*に対する寄与率

	3ヵ月後	6ヵ月後	12ヵ月後	24ヵ月後	36ヵ月後
<i>I</i>	1.036	1.195	5.988	10.99	13.01
<i>H</i>	5.231	5.004	4.508	3.621	3.145
<i>M</i>	91.89	85.80	57.64	27.85	17.80
<i>L</i>	0.105	0.124	0.175	0.801	1.076
<i>R</i>	0.968	1.704	9.792	20.81	25.75
<i>S</i>	0.765	6.165	21.88	35.91	39.20

・*L*に対する寄与率

	3ヵ月後	6ヵ月後	12ヵ月後	24ヵ月後	36ヵ月後
<i>I</i>	5.543	4.745	4.198	1.894	1.164
<i>H</i>	2.115	1.678	2.330	4.334	4.764
<i>M</i>	0.365	0.491	0.371	1.936	3.506
<i>L</i>	91.06	92.15	83.57	43.43	18.32
<i>R</i>	0.345	0.364	0.393	3.436	8.101
<i>S</i>	0.565	0.560	9.131	44.96	64.14

表 11 分散分解の結果（生産・物価に対する寄与率：1975年-1998年）

・Yに対する寄与率

	3ヵ月後	6ヵ月後	12ヵ月後	24ヵ月後	36ヵ月後
<i>M</i>	0.244	2.162	2.891	5.647	4.730
<i>L</i>	8.639	13.52	11.68	7.844	7.041
<i>R</i>	3.728	1.841	0.970	1.286	1.947
<i>EX</i>	7.086	2.857	3.261	6.698	6.124
<i>E</i>	1.790	2.465	6.482	10.80	9.455
<i>S</i>	4.091	1.883	0.881	7.973	20.00
<i>P</i>	28.31	44.87	58.34	51.14	41.28
<i>Y</i>	46.10	30.38	15.48	8.597	9.404

・Pに対する寄与率

	3ヵ月後	6ヵ月後	12ヵ月後	24ヵ月後	36ヵ月後
<i>M</i>	0.947	9.932	5.334	2.817	2.226
<i>L</i>	2.693	2.225	2.128	4.379	10.60
<i>R</i>	0.984	1.488	2.217	5.436	6.312
<i>EX</i>	0.757	1.316	2.200	6.732	8.788
<i>E</i>	7.907	21.94	43.21	47.47	37.72
<i>S</i>	6.940	8.452	12.32	8.932	6.460
<i>P</i>	79.61	54.20	32.07	20.48	12.61
<i>Y</i>	0.154	0.434	0.505	3.743	15.26

表 12 分散分解の結果（貨幣・貸出に対する寄与率：1998年-2012年）

・Mに対する寄与率

	3ヵ月後	6ヵ月後	12ヵ月後	24ヵ月後	36ヵ月後
<i>H</i>	27.71	29.82	13.60	11.45	9.333
<i>M</i>	65.28	44.07	27.54	25.34	22.84
<i>L</i>	3.590	6.917	5.332	8.213	24.67
<i>R</i>	1.308	5.005	5.991	5.169	3.630
<i>S</i>	2.096	14.17	47.52	49.81	39.51

・Lに対する寄与率

	3ヵ月後	6ヵ月後	12ヵ月後	24ヵ月後	36ヵ月後
<i>H</i>	1.992	0.821	0.813	1.095	1.459
<i>M</i>	0.098	0.044	0.082	0.105	0.246
<i>L</i>	95.49	94.13	92.19	86.34	84.67
<i>R</i>	0.672	0.801	0.453	0.852	0.638
<i>S</i>	1.737	4.196	6.455	11.60	12.97

表 13 分散分解の結果（生産・物価に対する寄与率：1998年-2012年）

・Yに対する寄与率

	3ヵ月後	6ヵ月後	12ヵ月後	24ヵ月後	36ヵ月後
<i>M</i>	1.255	5.289	3.301	16.13	18.15
<i>L</i>	10.39	7.153	3.210	6.942	11.83
<i>R</i>	16.65	13.47	7.723	18.94	21.72
<i>EX</i>	39.91	36.73	20.69	6.828	8.384
<i>E</i>	0.869	0.961	9.972	8.300	5.395
<i>S</i>	1.290	12.80	26.81	20.97	15.41
<i>P</i>	0.457	3.021	16.80	18.01	13.46
<i>Y</i>	29.16	20.56	11.48	3.868	5.629

・Pに対する寄与率

	3ヵ月後	6ヵ月後	12ヵ月後	24ヵ月後	36ヵ月後
<i>M</i>	10.58	12.42	14.51	9.256	9.682
<i>L</i>	1.966	1.826	5.743	14.00	11.40
<i>R</i>	0.667	0.934	7.697	8.649	6.720
<i>EX</i>	0.581	2.112	8.605	3.938	2.989
<i>E</i>	2.185	2.764	8.849	8.219	6.215
<i>S</i>	1.783	3.736	8.369	19.19	28.53
<i>P</i>	81.46	71.36	42.46	22.94	17.33
<i>Y</i>	0.769	4.834	3.758	13.79	17.11

表 14 分散分解の結果（貨幣・貸出に対する寄与率：1999年-2006年）

・Mに対する寄与率

	3ヵ月後	6ヵ月後	12ヵ月後	24ヵ月後	36ヵ月後
<i>H</i>	32.72	31.54	26.50	21.34	35.76
<i>M</i>	60.99	54.87	40.45	43.71	36.26
<i>L</i>	2.797	6.962	6.188	22.60	18.39
<i>R</i>	0.389	2.335	13.65	7.240	7.779
<i>S</i>	3.095	4.274	13.19	5.088	1.779

・Lに対する寄与率

	3ヵ月後	6ヵ月後	12ヵ月後	24ヵ月後	36ヵ月後
<i>H</i>	9.868	23.58	25.77	40.55	35.85
<i>M</i>	37.03	33.66	27.60	24.75	28.07
<i>L</i>	40.15	29.74	27.42	17.90	19.95
<i>R</i>	4.938	7.980	13.55	13.70	12.06
<i>S</i>	7.999	5.030	5.642	3.079	4.049

表 15 分散分解の結果（生産・物価に対する寄与率：1999年-2006年）

・Yに対する寄与率

	3ヵ月後	6ヵ月後	12ヵ月後	24ヵ月後	36ヵ月後
<i>M</i>	2.216	4.530	3.787	1.823	4.140
<i>L</i>	33.72	27.11	8.712	3.324	6.417
<i>R</i>	1.144	8.113	27.34	31.39	25.13
<i>EX</i>	38.08	45.57	41.98	36.21	34.88
<i>E</i>	1.730	1.166	9.136	5.500	11.12
<i>S</i>	6.682	3.369	1.578	3.922	2.359
<i>P</i>	2.218	1.230	2.025	10.27	7.100
<i>Y</i>	14.19	8.904	5.427	7.540	8.844

・Pに対する寄与率

	3ヵ月後	6ヵ月後	12ヵ月後	24ヵ月後	36ヵ月後
<i>M</i>	8.591	8.904	7.130	3.342	2.356
<i>L</i>	11.59	6.011	5.566	2.270	2.125
<i>R</i>	1.122	8.616	16.69	19.13	18.45
<i>EX</i>	1.449	1.721	5.694	10.50	10.82
<i>E</i>	25.74	28.82	12.23	11.78	18.46
<i>S</i>	18.31	12.83	17.82	14.97	11.99
<i>P</i>	33.14	28.19	29.66	29.63	26.07
<i>Y</i>	0.039	4.891	5.195	8.365	9.702

表 10 によると、貨幣に対して最も影響を与えている変数は貨幣自身であるが、その効果は時間の推移とともに低下していき、3年後では株価が 39.2%、長期金利が 25.7% となっている。コールレートとマネタリーベースを比べてみると、短期ではマネタリーベースの効果が相対的に大きいですが、1 年経過後はコールレートの寄与率が高くなっている。貸出に対する寄与率でも株価の影響が非常に大きく、コールレート・マネタリーベースともに寄与率は非常に小さな値である。表 11 では生産や物価に対する寄与率を表しているが、貨幣や貸出の値は低く、生産には物価や株価が、物価には為替レートの寄与率が高くなっている。

表 12・表 13 は 1998 年以降を対象としたそれぞれのモデルにおける結果である。表 12 では、貨幣・貸出に対して株価の数値が高いことや、マネタリーベースの値が低いことは先の表 10 と同様であり、表 13 においても、生産や物価に対して株価が大きな値となっている。しかし、貨幣や貸出の値も表 11 と比べると大きく増加し、生産に対して 3 年後では、貨幣は 18.1%、貸出は 11.8% となっている。

ゼロ金利下を対象とした表 14・表 15 では、貨幣や貸出に対するマネタリーベースの寄与率がともに 35% と大きく増加し、相対的に株価の寄与率が大きく低下している。

しかし、生産や物価に対しての貨幣や貸出の寄与率は、表 13 と異なり表 11 と同様に小さな値であり、生産に対しては輸出や長期金利が、物価に対しては為替レートや長期金利がそれぞれ大きな値を示している。

(3) Granger の因果性テストによる検証

VEC モデルによる実証分析の最後に、Granger の因果性テストを用いた検証を行う。Granger の因果性テストとは、ある変数 y とある変数 x という 2 つの変数があるときに、変数 y が変数 x に影響を及ぼす、あるいは逆に影響を与えないという検定は、他の条件を一定として y の過去の値が x の変動について説明力を持つか、あるいは全く説明力を持たないかで行われる。この考え方を Granger の意味での因果性あるいは因果関係 (Granger Causality) という。Granger (1969) は、限られた意味での因果関係を検定する方法を提案した。それは x と y の 2 変数において、現在の y を過去の y で説明できる部分と、 x のラグ付変数を追加することによってその説明力を上げることができると考えた。Granger の因果関係とは、 x のラグが統計的に有意であれば x は y の予測に役立つと考えられ、変数 x は変数 y の Granger の意味での原因になっているということである。

表 16 から表 18 は、各標本期間それぞれの VEC モデルを用いて Granger の因果性テストを行った結果である。ここでは各モデルのうち、有意水準 10% 以上の組み合わせのみが表示されている。

表 16 Granger 因果性テストの結果 (1975 年-1998 年)

① I, H, M, L, R, S , モデル

原因変数	結果変数	Wald 統計量	原因変数	結果変数	Wald 統計量
I	M	7.307*	L	M	6.949*
I	R	19.32***	L	I	18.01***
R	H	7.139*	H	M	6.722*
R	M	15.09***	S	L	7.451*

② *M, L, R, EX, S, E, P, Y* モデル

原因変数	結果変数	Wald 統計量	原因変数	結果変数	Wald 統計量
<i>M</i>	<i>S</i>	62.10***	<i>EX</i>	<i>Y</i>	35.17*
<i>M</i>	<i>Y</i>	35.31*	<i>P</i>	<i>M</i>	43.03***
<i>L</i>	<i>M</i>	35.35*	<i>P</i>	<i>L</i>	47.48**
<i>L</i>	<i>Y</i>	34.26*	<i>P</i>	<i>S</i>	33.98*
<i>L</i>	<i>S</i>	47.50***	<i>P</i>	<i>Y</i>	36.62**
<i>S</i>	<i>Y</i>	38.52**	<i>R</i>	<i>P</i>	33.61*
<i>S</i>	<i>M</i>	37.64**	<i>E</i>	<i>M</i>	37.50**
<i>EX</i>	<i>S</i>	34.71*	<i>E</i>	<i>Y</i>	33.46*
<i>EX</i>	<i>R</i>	36.10*	<i>Y</i>	<i>M</i>	40.48**
<i>EX</i>	<i>P</i>	34.53*	<i>Y</i>	<i>S</i>	45.06**

注：1%水準 (***) 5%水準 (**) 10%水準 (*) の臨界点を記している。

表 17 Granger 因果性テストの結果（1998 年-2012 年）

① *H, M, L, R, S*, モデル

原因変数	結果変数	Wald 統計量	原因変数	結果変数	Wald 統計量
<i>H</i>	<i>M</i>	41.51**	<i>S</i>	<i>H</i>	50.12***
<i>M</i>	<i>H</i>	43.88***	<i>S</i>	<i>M</i>	42.48**
<i>L</i>	<i>H</i>	79.08***	<i>R</i>	<i>H</i>	64.64***
<i>L</i>	<i>M</i>	48.50***	<i>R</i>	<i>M</i>	33.95*

② *M, L, R, EX, S, E, P, Y* モデル

原因変数	結果変数	Wald 統計量	原因変数	結果変数	Wald 統計量
<i>M</i>	<i>L</i>	27.21***	<i>L</i>	<i>P</i>	20.87*
<i>M</i>	<i>Y</i>	24.81**	<i>EX</i>	<i>L</i>	23.92**
<i>M</i>	<i>R</i>	27.62***	<i>EX</i>	<i>Y</i>	22.17**
<i>M</i>	<i>EX</i>	33.85***	<i>EX</i>	<i>R</i>	27.47***
<i>M</i>	<i>P</i>	22.58**	<i>EX</i>	<i>E</i>	19.61*
<i>L</i>	<i>M</i>	23.95**	<i>P</i>	<i>M</i>	20.73*
<i>L</i>	<i>R</i>	24.25**	<i>P</i>	<i>R</i>	19.55*
<i>L</i>	<i>EX</i>	27.59***			

注：1%水準 (***) 5%水準 (**) 10%水準 (*) の臨界点を記している。

表 18 Granger 因果性テストの結果（1999 年-2006 年）

① *H, M, L, R, S*, モデル

原因変数	結果変数	Wald 統計量	原因変数	結果変数	Wald 統計量
<i>H</i>	<i>M</i>	21.72**	<i>L</i>	<i>R</i>	39.46***
<i>H</i>	<i>L</i>	22.25**	<i>S</i>	<i>R</i>	21.53**
<i>M</i>	<i>R</i>	25.74**			

② *M, L, R, EX, S, E, P, Y* モデル

原因変数	結果変数	Wald 統計量	原因変数	結果変数	Wald 統計量
<i>M</i>	<i>S</i>	12.09*	<i>Y</i>	<i>R</i>	15.89**
<i>M</i>	<i>P</i>	22.02***	<i>P</i>	<i>L</i>	35.06***
<i>L</i>	<i>R</i>	12.61*	<i>P</i>	<i>EX</i>	23.22**
<i>L</i>	<i>S</i>	15.75**	<i>P</i>	<i>E</i>	25.17**
<i>L</i>	<i>Y</i>	18.48**	<i>P</i>	<i>Y</i>	19.48*
<i>EX</i>	<i>Y</i>	12.03*	<i>R</i>	<i>M</i>	21.63**
<i>EX</i>	<i>R</i>	13.91*	<i>R</i>	<i>EX</i>	20.83*
<i>S</i>	<i>L</i>	14.15**	<i>R</i>	<i>E</i>	22.36**
<i>R</i>	<i>L</i>	23.61***	<i>S</i>	<i>EX</i>	22.58**
<i>R</i>	<i>P</i>	14.80**	<i>S</i>	<i>R</i>	18.89*
<i>E</i>	<i>R</i>	17.26**	<i>E</i>	<i>M</i>	29.04***
<i>E</i>	<i>L</i>	17.00**	<i>E</i>	<i>L</i>	32.30***
<i>P</i>	<i>M</i>	13.63*	<i>E</i>	<i>R</i>	26.54***
<i>P</i>	<i>L</i>	26.05***	<i>E</i>	<i>EX</i>	29.39***
<i>P</i>	<i>Y</i>	12.49*	<i>E</i>	<i>P</i>	24.91**
<i>Y</i>	<i>L</i>	13.84*	<i>Y</i>	<i>R</i>	32.24***

注：1%水準 (***) 5%水準 (**) 10%水準 (*) の臨界点を記している。

表 16 は 1975 年から 1998 年を対象として Granger 因果性テストを行った結果である。コールレートは貨幣と長期金利に対して、マネタリーベースは貨幣に対してそれぞれ因果性を持っている。また、貨幣や貸出は生産に対しての因果関係は確認されるが、物価に対しての因果性は確認できない。1998 年以降を対象とした表 17 によると、マネタリーベースは貨幣に対しての因果性はあるが、貸出に対しては存在せず、貨幣から生産への因果関係は見受けられるが、貸出から生産への因果性は存在しない。そして物価への因果性は、貨幣・貸出ともに存在している。ゼロ金利下を対象とした表 18 によると、マネタリーベースは貨幣と貸出の両方に因果性を持っているが、貨幣は生産に対しての因果性はなく、貸出から生産への因果性が確認される。また、物価への因果関係は貨幣・貸出ともに存在しない。

4 まとめ

本稿では、マネタリーベースなどの金融政策変数が、貨幣集計量・銀行貸出といった変数と如何なる関係を持っているのか、および、そうした貨幣・貸出と金融政策の最終目標である生産や物価といった変数との関係を、計量経済学的手法を用いて検証を行った。

ベクトル誤差修正モデルにより、インパルス応答関数、予測誤差の分散分解、Granger

因果性テストを用いて検証を行ったが、それぞれの手法によって結果が異なる場合が見受けられた。例えば、マネタリーベースとマネーサプライについては安定的な関係が認められる結果となっている。しかしマネーサプライと生産や物価の関係においては、Granger テストによると 1975 年以降一貫して因果性の存在が確認されるが、インパルス応答関数による結果では、特に短期金利がゼロ制約に直面するに至った 1990 年代後半以降の期間において、その伝播についての不安定性が見受けられることから、金融政策の効果に対しても影響を与えていたのではないかと推測される。こうした原因についての詳細な検証は、今後の課題として残されている。

【参考文献】

- Bernanke, B. S., and Reinhart, V. R., (2004) "Conducting Monetary Policy at Very Low Short-Term Interest Rates," *American Economic Review*, 94(2), pp.85-90.
- Dickey, D., and W. A. Fuller, (1979) "Distribution of the Estimator for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp.427-431.
- Granger, C. W. J., (1969) "Investigating Causal Relations by Econometric Model and Cross Spectral Methods," *Econometrica*, 37, pp.424-438.
- Hamilton, J.D. (1994) *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Honda, Y., Kuroki, Y., and Tachibana, M., (2007) "An Injection of Base Money at Zero Interest Rates: Empirical Evidence from the Japanese Experience 2001-2006," Discussion Paper 07-08, *Discussion Papers in Economics and Business*, Graduate School of Economics and Osaka School of International Public Policy, Osaka University.
- Johansen, S. (1991) "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, 59(6), pp.1551-1580.
- Johansen, S. (1988) "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), pp.231-254.
- Krugman, P., (1998) "It's Baaack : Japan's Slump and the Return of the Liquidity Trap," *Brookings Papers on Economic Activity*, 29, pp.137-187.
- Mishkin, F. S., (1995) "Symposium on the Monetary Transmission Mechanism," *Journal of Economic Perspective*, 9(4), pp.3-10.
- Phillips, P.C.B., and P. Perron, (1988) "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, 75, pp.335-346.
- Sims, C.A., (1980) "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, 48, pp.1-48.
- 鵜飼博史 (2006) 「量的緩和の効果：実証研究のサーベイ」『金融研究』日本銀行、第 25 巻第 3 号、1-46 ページ。

- 照山博司（2001）「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、第 59 号、74-140 ページ。
- 南波浩史（2010）「ゼロ金利政策下における金融政策の効果」『貯蓄・金融・経済研究論文集（平成 21 年度）』ゆうちょ財団、62-72 ページ。
- 原田泰・増島稔（2009）「金融の量的緩和はどの経路で経済を改善したのか」吉川洋編『デフレ経済と金融政策』慶應義塾大学出版会、233-275 ページ。
- 本多佑三・黒木祥弘・立花実（2010）「量的緩和政策－2001 年から 2006 年にかけての日本の経験に基づく実証分析－」『フィナンシャル・レビュー』財務省財務総合政策研究所、第 99 号、59-81 ページ。
- 宮尾龍蔵（2006）『マクロ金融政策の時系列分析』日本経済新聞社。