

財政金融政策の効果*1

中澤 正彦*2
大西 茂樹*3
原田 泰*4

要 約

本稿では、財政政策、金融政策、為替、物価、外需、実質 GDP から構成される VAR (Vector Autoregression) モデルにより、下記の3つの視点から財政金融政策の効果の分析を行った。

第1に金融政策の効果と財政政策の効果との比較を通して分析した。この分析により、拡張的な財政政策が実質 GDP 成長率や物価上昇率に対しワンショットの効果を持つことが確認された。同時に、拡張的な財政政策により長期金利をわずかながら高め、また、為替レートの増価、輸出の減少という反応があることから、マンデル・フレミング効果がある可能性が示された。なお、90年代以降の財政政策の効果を見た場合、実質 GDP 成長率が落ち込んだときに実質 GDP 成長率を高める方向に寄与していたことが確認された。

他方、マネーサプライの増加を通じた金融緩和により、実質 GDP の成長率や物価上昇率を持続的に高める効果を持つことが確認した。また、80年代、特にバブル期においてマネーサプライのショックは実質 GDP 成長率を2%前後、押し上げる効果を持ち、また、90年代全般に渡り実質 GDP 成長率を押し下げる方向に寄与したことが確認された。特に、バブル崩壊後の92年、93年において、大きく実質 GDP 成長率を押し下げる方向に寄与したことを確認した。なお、コールレートの引き下げによる金融緩和の効果は、比較的小さなものであることが確認された。

第2に VAR モデルに貸出変数を加え、マネーと貸出の効果の違いについて分析した。この分析により、マネーサプライの増大と貸出金の増大は、ともに実質 GDP 成長率や物価上昇率にプラスの効果を与えることが確認できた。

第3に予期せぬマネーが実質 GDP 成長率に効果があることを確認した。これは、90年代前半の成長率屈折の一因に予期せぬマネーの減少があることを示唆していると考えられる。

*1 本研究に対しては、本特集の「はじめに」で述べたように、学習院大学の岩田規久男教授を座長とするアドバイザー会合で有益なコメントをいただきました。また、本稿の作成にあたり中東雅樹研究官（財務省財務総合政策研究所）より多くの御助言をいただきました。さらに、平成14年6月15日に小樽商科大学で開催された日本経済学会2002年度春季大会において、座長の大阪大学本多佑三教授、討論者の神戸大学宮尾龍蔵助教授はじめ多くの方からコメントをいただきました。ここに記して感謝いたします。ただし、残る誤りはすべて筆者の責任に帰されます。

*2 財務省財務総合政策研究所研究部主任研究官 masahiko.nakazawa@mof.go.jp,

*3 財務省財務総合政策研究所研究部研究員 shigeki.oonishi@mof.go.jp,

*4 前財務省財務総合政策研究所次長(内閣府経済社会総合研究所総括政策研究官)yutaka.harada@esri.cao.go.jp

I. はじめに

80年代から現在までの財政金融政策と経済動向のデータを見ると、80年代後半から現在まで、財政政策は積極的に発動されてきており、特に、90年代になると、それが景気にどのような効果を与えていたのかを理解するのが難しいほど大きく変動していたことがわかる。他方、金融政策はマネーサプライの推移で見ると、80年代後半から90年代初めにかけて大きく変動し、また、実質 GDP の動きと連動していることが分かる¹⁾。

本稿は、データの観察から一歩進め、時系列分析の手法、具体的には、VAR (Vector Autoregression) を用いて財政金融政策と経済動向の関係について分析を行う。

本稿の構成は以下の通りである。まず、第II節において金融政策の効果进行分析した先行研究を概観する。次に、第III節において、財政政策、金融政策、為替、物価、外需、実質 GDP から構成される VAR モデルを用いて金融政策の効果と財政政策の効果との比較を通して分析を行う。第IV節において、第III節で用いた VAR モデルを基本として、貸出変数を加えてマネーと貸出の効果の違いについて分析を行う。第V節において、「予期されたマネー」と「予期せぬマネー」を変数として導入し、「予期せぬマネー」と実質 GDP 成長率との関係进行分析する。最後に、第VI節において本稿における結論をまとめる。

II. これまでの研究成果

VAR モデルを用いて日本の金融政策を分析した先行研究として、バブル崩壊前までを対象としたものに、岩淵 (1990) や北坂 (1993)、吉川 (1996) などがある。また、バブル崩壊後も含めた研究として、杉原・三平・高橋・武田 (2000)、Miyao (2000)、Shioji (2000)、などがある。さらに、照山 (2001) では、これらの研究について金融政策のショックの識別方法及び金融政策のショックの重要性に焦点を当てて展望した上で、70年代以降の日本の金融政策について、VAR モデルを用いて金融政策のショックの分析を行っている。照山は、VAR を利用した日本の金融政策の分析において、金融政策のショックが物価や生産に対し及ぼす影響については、必ずしも統一的な見解が得られていな

いとしている。

直近の研究成果として Miyao (2002) は、コールレートの変動を政策ショックとした上で、これが特に80年代後半のバブル経済の発生と消滅において実質の生産に永続的な影響を与えているとしている。また、90年代前半の公定歩合の6%から0.5%への引き下げは、積極的で外生的な金融政策というよりも、経済停滞への追隨的で、内生的な反応と見なされるとしている。

本稿では、マネーサプライを金融政策変数の一つとして分析することとなるが、マネーサプライと GDP との関係进行分析した最近の研究成果として、Amano and Wirjanto (2000)、Ikeno (2001) がある。Amano and Wirjanto (2000) では、実質マネーサプライ (M2 + CD) と実

1) 原田・大西 (2002) を参照。

質 GDP、利子率との間には共和分の関係があり、その関係は、サンプル期間が金融工学の進展や金融制度の規制緩和を含む期間であったとしても、構造的に安定的なものであるとしている。また、Ikeno (2001) では、マネーサプライ

イのうち $M2 + CD$ 増加率が名目 GDP 成長率に対し Granger の意味で因果性を持ち、 $M2 + CD$ の増加率がわずかな期間のうちに名目 GDP 成長率に影響を与えているが、長期的な共和分の関係はないように見えるとしている。

Ⅲ．金融政策の効果～財政政策の効果との比較を通じて～

財政政策、金融政策、為替レート、物価、外需、国内総生産を用いて VAR モデルを構築し、財政政策と金融政策の効果と比較検討する。次に、長期金利を変数として加え、クラウドイング・アウトに関する分析を補強する。

Ⅲ－１．対象期間

利用可能な 93SNA ベースの GDP 統計は、1980年第1四半期から2001年第4四半期までとなっていることから、推計期間も同様に1980年第1四半期から2001年第4四半期までとする。

Ⅲ－２．変数

使用する具体的な変数は表1のとおりであり、便宜的に財政政策変数及び金融政策変数を経済政策変数、為替レートや長期金利を市場変数、物価や外需、国内総生産を経済変数としている。

財政政策変数については、90年代の経済対策の中で公共事業が中心的な役割を果たしてきたことに鑑み、実質公的資本形成を用いる。

また、金融政策変数については、コールレート及びマネーサプライを用いている。まず、コールレートについては95年第3四半期以降1%以下の水準で推移しており名目金利の非負制約から操作の余地がほとんどなくなっていた。そのため、VAR モデルの分析において、コールレートの変動が他の変数に与える影響は、コールレートの操作の余地が十分にあるときをサンプルとしているときに比べ、小さくなっていると考えられる。次に、マネーサプライを金融政策変数として用いているが、マネーサプライの

操作可能性については様々な議論が繰り返されている。さらに、マネーサプライは金融工学の進展や民間の貨幣・預金比率などの影響を受ける。本分析では、そのような点に留意しながらも、岩田・浜田 (1980) 第4章や岩田 (1993) 第7章で述べられているように、金融政策によりマネーサプライの調節は可能と考え、マネーサプライを金融政策変数とした。

なお、各変数ともに季節調整前の四半期データを用いた。さらに、ダミー変数として季節ダミー、消費税導入ダミー及び消費税引き上げダミーを用いて分析を行う。また、コールレート及び国債10年物金利以外の変数は自然対数をとっている。

Ⅲ－３．単位根検定

次に、VAR モデルで用いる変数に対し、単位根検定として ADF テスト (augmented Dickey-Fuller test) を、ラグなしから7次のラグまでそれぞれ行った。表2は、ラグなし、1次のラグ、2次のラグ及び SC 基準 (Schwarz criterion) により選ばれたラグの回数に関する単位根検定の結果である。

表2によれば、SC 基準に従った場合、マネーサプライ、GDP デフレータ、実質 GDP 以外の各変数は1回の階差をとることにより単位根の存在が概ね棄却されていることが示されている。また、GDP デフレータ及び実質 GDP の1回の階差については2次のラグをとることにより単位根の存在を棄却することが示されている²⁾。

表1 分析に用いる変数一覧

経済政策変数	財政政策変数	実質公的資本形成95年基準 (IPUB) ^(注1)
	金融政策変数	翌日物コールレート (CALL) ^(注2)
		マネーサプライ (M2+CD) 平残 (M2CD)
市場変数	為替レート	円ドルレート (インターバンク, 直物) (KAWASE)
	長期金利	利付国債10年物応募者利回 (BOND)
経済変数	物価	GDP デフレーター95年基準 (PGDP)
	外需	実質輸出95年基準 (EXPORT)
	国内総生産	実質 GDP95年基準 (GDP)
ダミー変数	季節ダミー	
	消費税導入ダミー	89年第2四半期: 1, それ以外: 0
	消費税引き上げダミー	97年第2四半期: 1, それ以外: 0

(注1) 政府系企業を含む。

(注2) 85年第3四半期までは有担保コールレート, 同年第4四半期以降は無担保コールレートとなっている。

(出所) 国民経済計算 (内閣府): IPUB, PGDP, EXPORT, GDP

経済統計月報 (日本銀行): CALL, M2CD, KAWASE, BOND

他方, マネーサプライの1回の階差については, 2次のラグを選択した場合についても単位根の存在が棄却されない結果となっている。松浦・マッケンジー (2001) 第8章によれば, 構造変化が起きた場合, ADFテストなどの単位根検定の検出力が著しく低くなることが指摘されている。実際, 図1によれば, マネーサプライの1回の階差は90年を境にドリフトの構造変化を起こしている可能性がある。

そこで, 松浦・マッケンジー (2001) 第8章に従い, マネーサプライの1回の階差を対象に, ドリフトの構造変化を考慮した ADF テストの逐次検定³⁾を行った。逐次検定の結果によると, 90年第3四半期前後から定数項にダミー変数を入れることにより, マネーサプライの1回階差の単位根検定が棄却されることを示してい

る。

以上を踏まえ, 各変数ともに1回の階差をとることにより定常化を行い, VARモデルによる分析を行うこととする⁴⁾。なお, マネーサプライの1回の階差については, ドリフトの構造変化が観察されたことから, 推計期間を, 90年第3四半期を境に分割して分析することも考えられる。しかしながら, 分割した場合, 変数の数に比べサンプル数が著しく少なくなることから, 対象期間の分割は行わないこととする。

Ⅲ-4. VARモデルの推定と Granger の因果性

まず, 財政政策変数, 金融政策変数 (コールレート及びマネーサプライ), 為替レート, 物価, 外需, 国内総生産の7変数を用いて VAR

2) 系列相関の問題は残るが, ここでは単位根の存在を棄却したものとする。

3) 逐次検定とは, タイムトレンド及び定数項付きの ADF テストに構造変化を表す定数項のダミー変数を追加し, 構造変化が起こる時点を1期ずらしながら単位根検定を行うものである。SC基準に従い4期のラグにより ADF テストの逐次検定を行った。

4) 各変数ともにレベルで単位根の存在を棄却できなかったことから, 共和分の関係についても調べ VECM (Vector Error Correction Model) に発展させることなどが考えられるが, この点については今後の課題としたい。

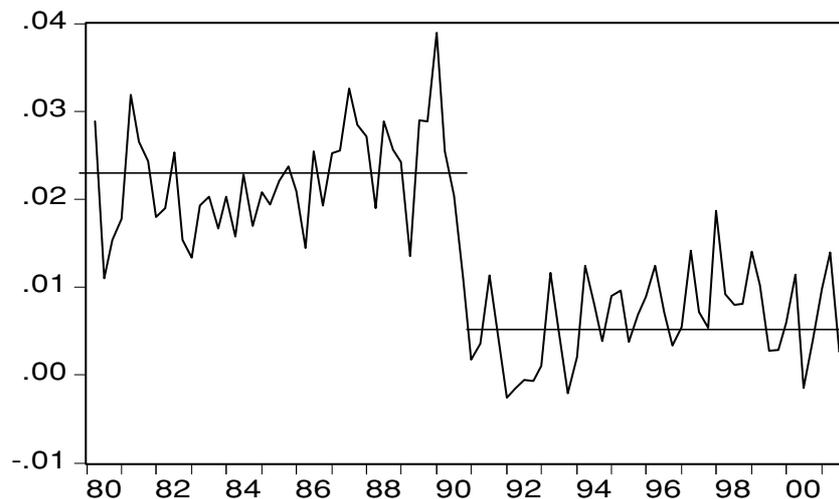
表2 単位根検定の結果

	トレンド項+定数項				定数項				
	ラグ次数	0	1	2	SC 基準	0	1	2	SC 基準
1 回 の 階 差	CALL	- 8.71***	- 6.19***	- 4.48***	- 3.95** (5)	- 8.55***	- 6.13***	- 4.54***	- 4.00***(5)
	BOND	-12.47***	- 7.48***	- 6.19***	-12.47***(0)	-12.44***	- 7.42***	- 6.09***	-12.44***(0)
	Log (IPUB)	-10.01***	-22.75***	-32.56***	- 3.30* (3)	-10.06***	-22.90***	-32.70***	- 3.32** (3)
	Log (GDP)	-10.41***	-17.76***	-41.47***	- 3.13 (3)	-10.44***	-17.66***	-35.36***	- 2.21 (3)
	Log (M 2 CD)	- 4.54***	- 3.70**	- 3.13	- 2.39 (4)	- 3.54***	- 2.47	- 2.01	- 1.74 (4)
	Log (EXPORT)	-11.62***	- 7.98***	- 8.77***	- 5.74***(6)	-11.60***	- 7.92***	- 8.67***	- 5.65***(6)
	Log (PGDP)	-37.28***	- 7.91***	-18.62***	- 2.55 (4)	-33.62***	- 6.96***	-11.99***	- 1.93 (4)
	Log (KAWASE)	- 7.16***	- 6.42***	- 4.07***	- 7.16***(0)	- 7.13***	- 6.39***	- 4.06***	- 7.13***(0)
階 差 な し	CALL	- 1.93	- 3.95**	- 2.70	- 3.15 (5)	- 1.24	- 3.41**	- 2.04	- 0.95 (6)
	BOND	- 2.56	- 1.78	- 1.74	- 1.78 (1)	- 0.26	0.17	0.20	0.17 (1)
	Log (IPUB)	- 7.82***	-11.24***	- 3.36*	- 2.14 (4)	- 5.54***	- 6.33***	- 1.85	- 1.24 (4)
	Log (GDP)	- 5.52***	- 5.77***	- 1.99	- 0.09 (4)	- 2.02	- 1.96	- 1.71	- 2.23 (4)
	Log (M 2 CD)	- 0.27	- 0.58	- 1.13	- 1.93 (4)	- 7.12***	- 2.73*	- 2.93**	- 1.99 (5)
	Log (EXPORT)	- 4.53***	- 3.66**	- 3.54**	- 2.43 (6)	- 1.68	- 1.47	- 1.50	- 1.37 (7)
	Log (PGDP)	- 4.37***	- 1.19	- 0.68	0.12 (7)	- 3.24**	- 4.37***	- 2.96**	- 2.40 (7)
	Log (KAWASE)	- 1.02	- 1.56	- 1.26	- 1.56 (1)	- 1.51	- 1.47	- 1.31	- 1.47 (1)

(注1) *は有意水準を表す。 ***：1% **：5% *：10%

(注2) SC 基準欄のうちカッコ内の数はSC 基準により選ばれたラグの次数を示す。

図1 マネーサプライの1回の階差の推移(前期比)



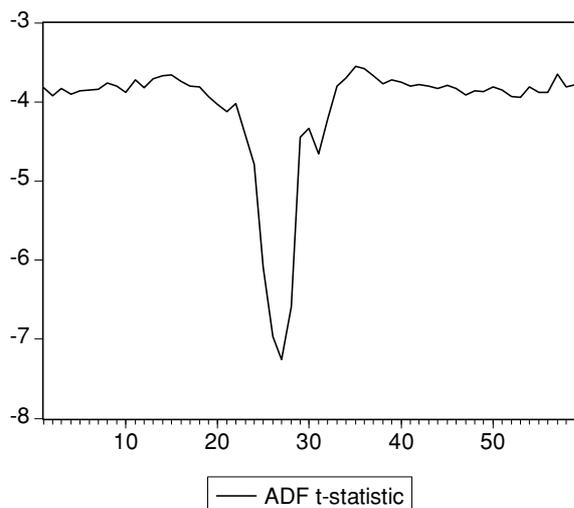
による分析を行う(この節においてコールレート VAR モデルとする)。次に金融政策変数のうちコールレートははずし、代わりに長期金利を変数として加えたモデルについても VAR による分析を行う(この節において長期金利 VAR

モデルとする)。

(1) ラグの選択

VAR モデルのラグを選択するために、1次から7次のラグについて SC 基準及び AIC 基準 (Akaike information criterion) を算出した。コ

図2 マネーサプライに対する逐次検定の結果



ールレート VAR モデル及び長期金利 VAR モデルともに SC 基準では1次のラグ，AIC 基準では7次のラグが選択された。本分析においては自由度を高めるために，SC 基準に従い1次のラグとした⁵⁾。

(2) コールレート VAR モデルの Granger 因果性

ある変数が他の変数に対し影響を及ぼすかどうかを Granger の因果性の観点から分析を行う。Granger の因果性は，もともとはある変数 (x) を予測する際に，他の変数 (y) を含めても予測が改善しないときに y から x に因果関係がないと定義づけるものであり，予測の概念に基づいたもの（羽森 [2000] 第8章）であることに留意する必要がある。

コールレートはマネーサプライに対し Granger の意味で因果関係を持っている。これは，コールレートの操作とマネーサプライとの関係について，「日本銀行は公式にまた行内的にもマネーサプライ見通しを中間目標と位置付けるにはいたらなかった」（翁 [1993] 第7章 158ページ）という主張よりも，「日本銀行は中間目標としての広義マネーサプライ ($M2 +$

CD) をコール・手形レートの操作を起点とした金利機能によってコントロールしている」（鈴木・黒田・白川 [1988]）という主張を支持する結果となっている。また，コールレートに対しては，為替レートと輸出が因果性を持っており，金融政策が為替レート等対外的な動向に影響を受けていた可能性が示唆されている。

コールレートとマネーサプライは物価に対して因果性を持っており，金融政策が物価に対し影響を与えている可能性が示唆されている。他方，コールレート及びマネーサプライともに実質 GDP に対しては因果性が検出されていない。なお，他の変数からマネーサプライに対しては10%の有意水準で因果性が検出されていない。

財政政策変数である公的資本形成は物価と輸出との間に相互に関係を持っている。他方，公的資本形成から実質 GDP に対し因果性が検出されていないものの，逆に実質 GDP から公的資本形成に対し5%の有意水準で因果性が検出されている。これは，景気状況が財政政策発動の要因となっているが，財政政策の景気拡大効果がそれほど顕著なものではないことを示唆するものと考えられる。

実質 GDP は，物価と輸出との間において相互に関係を持っているという結果となった。

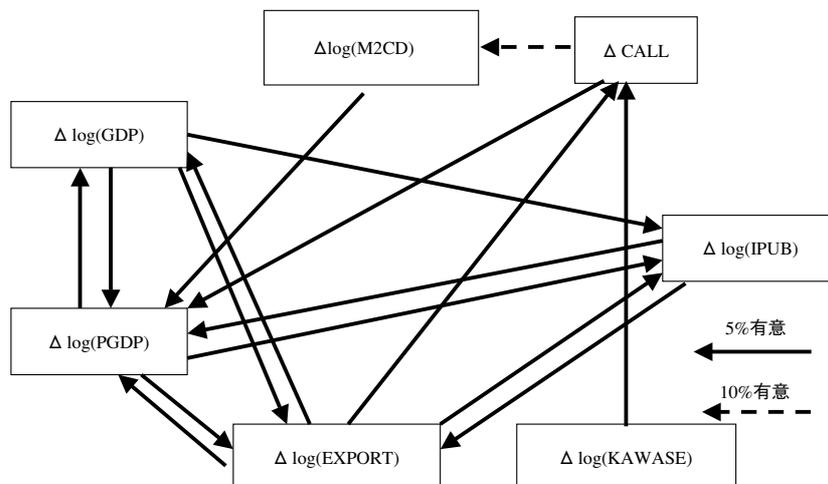
(3) 長期金利 VAR モデルの Granger 因果性

長期金利については，マネーサプライや物価に対し5%の有意水準で因果関係をもっている。90年代後半，短期金利の水準がゼロ近くで維持されている中で，長期金利の動向が金融政策に影響を与えた可能性が示唆されていると考えられる。

他方，財政政策変数等，他の変数から長期金利に対しては10%の有意水準で因果性が検出されていない。つまり，Granger の因果性からはクラウディング・アウトの効果が検出されていないこととなる。

5) 金融政策の波及効果を考えれば VAR モデルにおけるラグの次数を大きくすることも考えられるが，本稿の分析では VAR モデルに様々な変数を取り込むこと（例えば，コールレート VAR モデルは7変数により構成）を優先した。

図3 Granger の因果性 (コールレート VAR モデル)



(4) コールレート VAR モデルのインパルス反応関数

次にインパルス反応関数を用いてコールレート VAR モデルについて各変数間の影響を分析することとする。

本分析は、変数間の相互依存関係が recursive な関係であると仮定した Cholesky 分解に基づくこととする。この場合、変数を置く順番により結果が左右されることとなる。そこで、原則として経済政策変数、市場変数、経済変数の順に変数を並べた。具体的には、経済政策変数について財政政策変数、金融政策変数（コールレート、マネーサプライ）の順に並べ、次に、為替レート、最後に、物価、輸出、実質 GDP の順番に並べて Cholesky 分解によるインパルス反応関数の分析を行う。なお、(7)において変数の順番を入れ替え、頑健性の確認を行う。

7変数の VAR モデルのため49のインパルス反応関数があるが、ここでは、まず、財政政策と金融政策のショックが①実質 GDP 及び②物価にどのような影響をもたらすか検証する。次に、③コールレートの操作が実質 GDP・物価以外の変数に与える影響について分析を行う。

さらに、日本経済が1985年10月のプラザ合意後や1995年前半に急速な円高を経験したことに鑑み、④為替レートのショックが財政政策や金融政策に対しどのような影響を与えたかの分析を行う。

なお、財政政策や金融政策のショックについては、ショックの大きさを1%に規格化して効果を検証する⁶⁾。

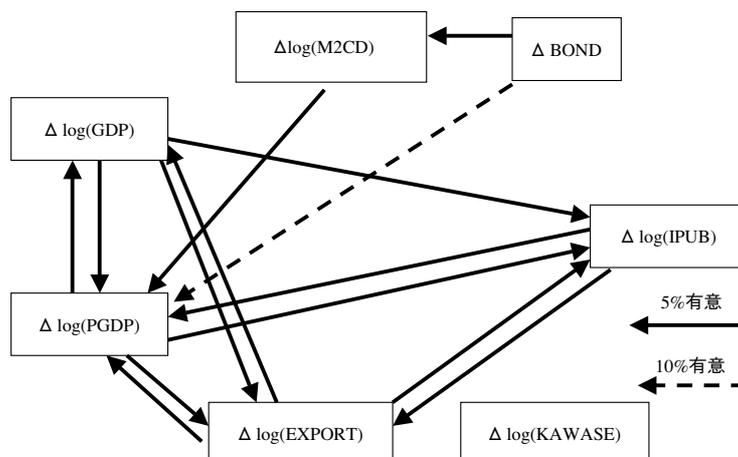
① 実質 GDP の反応 (図5)

拡張的な財政政策ショックにより、実質 GDP 成長率は短期的にプラスの反応をする。したがって、拡張的な財政政策は、一時的な景気の下支え効果はあるが、持続的な効果ではないことが示された。継続的に景気を下支えするためには、財政政策変数の伸び率がプラスになるようにショックを与え続ける必要があるが、このような政策の実行可能性は乏しいものと考えられる。

なお、1%の拡張的な財政政策ショックにより、実質 GDP 成長率を1年目に約0.10%押し上げる効果を持つ。この関係をもとに2001年の実質公的資本形成と実質 GDP のデータを利用して乗数効果を試算すると、拡張的な財政政策

6) 2001年の実質公的資本形成は約36兆円であり、伸び率の1%ショックは約3,600億円の公共事業の積み増しを意味している。また、2001年のマネーサプライの残高は約650兆円であり、マネーサプライ増加率の1%ショックは、約6兆5千億円のマネーサプライの追加供給を意味することとなる。

図4 Grangerの因果性（長期金利 VAR モデル）



を実質 GDP 比で 1% 行った場合、実質 GDP 成長率が 1.4% ポイント上昇することとなる。

金融政策については、マネーサプライの増加ショックにより実質 GDP 成長率を持続的に高めていることが確認できる。なお、マネーサプライ増加率の 1% ポイントの増加ショックにより実質 GDP 成長率は 1 年目に 1.16%、2 年目に 0.48% 押し上げられる。

金融政策をコールレートの操作から見た場合、金利低下のショックを与えると 3 期目に成長率を高める効果が現れているが、マネーサプライの増加ショックに比べ、効果が断続的となっている。なお、1% のコールレートの低下により実質 GDP 成長率は 1 年目に 0.29%、2 年目に 0.19% 押し上げられている。コールレートの操作が実質 GDP 成長率に与える影響は、比較的小さなものとなっているが、これは、95 年以降、コールレートが 1% 以下となり、コールレートの操作余地が小さくなったことに対応しているものと考えられる。

② 物価の反応（図 6）

拡張的な財政政策ショックを与えた場合、物価上昇率は 1 期目にプラスの反応となるが、短期的なものとなっている。したがって、拡張的な財政政策のショックにより持続的にインフレ圧力を与えようとした場合、継続的に財政政策変数の伸び率をプラスに維持する必要があり、現在の国債の残高を考えれば、そのような政策

の遂行は難しいものと考えられる。

なお、1% の拡張的な財政政策は、物価上昇率を 1 年目に 0.06% 押し上げる効果を持つ。つまり、2001 年のデータで考えた場合、実質 GDP 比 1% 相当の拡張的な財政政策のショックにより物価上昇率を 0.82% 押し上げる効果を持つこととなるが、持続的な効果ではない点に留意する必要がある。

次に拡張的な金融政策のショックの反応について見てみる。まず、マネーサプライの増加ショックに対しては、物価上昇率は持続的にプラスの反応を示している。具体的には、マネーサプライ増加率の 1% ポイントの増加ショックは、物価上昇率を 1 年目に 0.66%、2 年目に 0.31% 押し上げる効果を持つ。

また、金融政策をコールレートの操作から見た場合、コールレートの引き下げショックにより、物価上昇率は 1 期目にプラスの反応が確かめられる。なお、1% のコールレートの引き下げショックは、物価上昇率を 1 年目に 0.26%、2 年目に 0.14% 押し上げる効果を持つ。

③ コールレートの変動に対する反応（図 7）

コールレートの操作によりマネーサプライや為替レート、輸出がどのように反応するか確認する。

まず、マネーサプライ増加率は、コールレート引き上げショックにより、全体で見れば大きく減少の方向の反応となっている。また、為替

図5 実質 GDP 成長率の反応

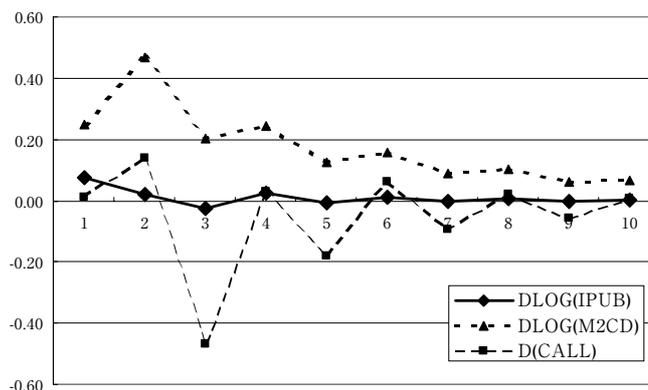
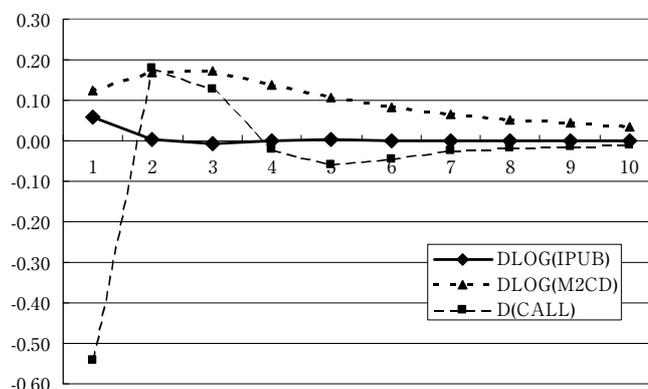


図6 物価の反応



レートもコールレートの上昇により、3期目から円高方向の反応となり、6期目以降円安方向の反応となっている。また、輸出伸び率についても低下の反応が示されている。なお、1%のコールレートの上昇により、マネーサプライ増加率は1年目に0.35%ポイントの減少、2年目に0.43%ポイントの減少の反応となる。為替レートの反応は、1年目は円高方向に0.36%、2年目は円安方向に0.20%の反応となっている。輸出伸び率は1年目に1.68%ポイントの減少の反応、2年目に0.01%ポイントの上昇の反応となっている。コールレートの引き上げに対する為替や輸出の反応は、変動為替相場制下のマンデル＝フレミング・モデルで得られる結論と整合的と考えられる。

④ 為替レートの変動に対する反応 (図8)

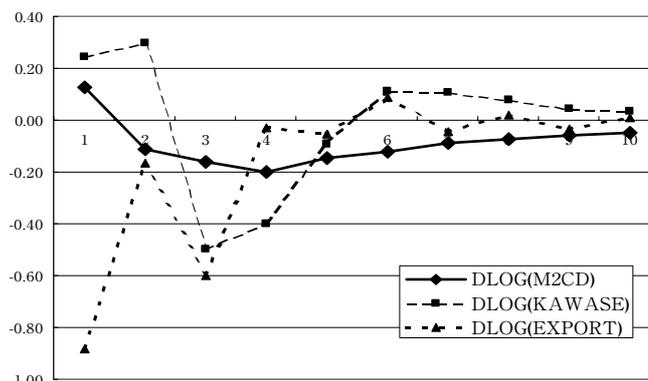
為替レートのショックについては、例えば、

円高のショックがあった場合、コールレートについては、2期目、3期目に金利引き下げの反応が見られる。これは、プラザ合意以降の円高局面における金融緩和と整合的な結果となっている。また、マネーサプライに関しては円安(円高)ショックによりマネーサプライ増加率の上昇(減少)の反応が見られる。また、財政政策の反応は、円高ショックの後、2期目、3期目に拡張的な財政政策の反応が見られる。なお、為替レートの変動に対する金融政策の反応は中澤(2002)の政策反応関数の分析においても確認されている。政策変数ではないが、為替の変動に対する輸出の反応を見ると、円安ショックにより1期目に輸出伸び率の増加が見られる。

(5) 財政政策とクラウディング・アウト

次に、長期金利 VAR モデルを用いて財政政策のクラウディング・アウト効果を確認する。

図7 コールレート1%引き上げに対する反応



長期金利 VAR モデルでは、財政政策変数、金融政策変数（マネーサプライ）、長期金利、為替レート、物価、輸出、実質 GDP の順番で Cholesky 分解によるインパルス反応関数の分析を試みた（結果は図9）。

拡張的な財政政策ショックに対し、有意性は低いものの長期金利は上昇方向に反応している。なお、1%の拡張的な財政政策ショックにより、長期金利は1年目に0.01%高まる結果となっており、投資をクラウドアウトする効果は小さいと言えるだろう。

拡張的な財政政策のショックに対する為替レートの反応は、円高圧力に振れているが有意性は低くなっている。他方、輸出伸び率の反応は1期目、2期目に減少方向の反応となっており、比較的有意性は高くなっている。拡張的な財政政策に対する為替レートや輸出の反応は、変動為替相場制下のマンデル＝フレミング・モデルで得られる結論と整合的と考えられる。

(6) 民間消費・民間投資の反応

(4)①の分析において財政政策や金融政策のショックが実質 GDP 成長率を押し上げる効果があることを確認した。ここでは、GDP の構成要素である民間消費と民間投資を VAR モデルに加え、財政政策や金融政策のショックに対する GDP の構成要素の反応を確認する。

まず、自由度を確保する観点から、金融政策変数をマネーサプライに絞りコールレートを変数から落とし、対外的な関係を示す変数のうち、為替レートを変数から落とす。その上で、実質 GDP の代わりに実質民間消費と実質民間投資⁷⁾を変数として VAR モデルに加えた。

インパルス反応関数の結果は図10の通りであり、拡張的な財政政策のショックは民間消費増加率を2期目、4期目に押し上げる反応、3期目に押し下げる反応を示している。他方、民間投資増加率の反応は、1期目、3期目に押し下げる反応、4期目に押し上げる反応を示しているものの、10期を通してみるとほとんど効果がなくなっている。

また、金融政策については、マネーサプライの増加ショックにより、民間消費及び民間投資は増加率を高める反応を示している。なお、マネーサプライの増加ショックは、拡張的な財政政策のショックに比べ、より安定的なものとなっている。

(7) 頑健性の確認

Cholesky 分解に基づきインパルス反応関数を導出した場合、変数を置く順番により結果が左右されることとなる。そこで、コールレート VAR モデルについて変数の順番を置き換えることにより結果の頑健性を確認する。

7) 民間消費、民間投資ともに季節調整前の計数を対数変換した上で1回の階差をとったものを変数として用いた。また、VAR モデルのラグの次数は SC 基準に従い1次とした。

図8 円安ショックに対する反応

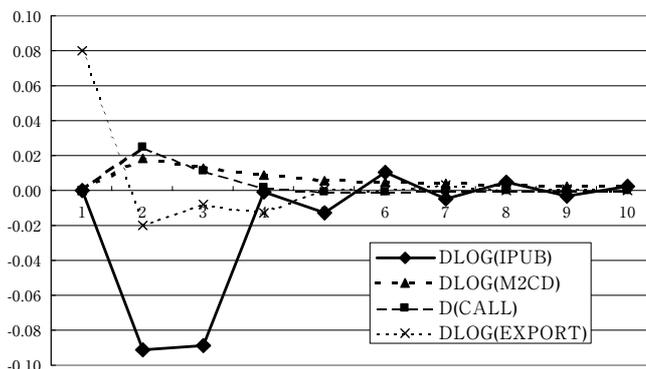
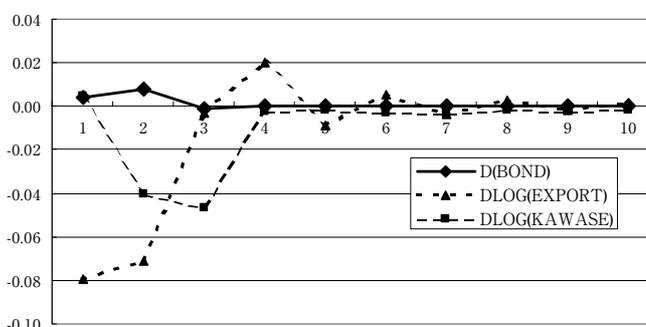


図9 拡張的な財政政策ショックに対する反応



具体的には、金融政策変数を後ろに置き、財政政策変数、為替レート、物価、輸出、実質 GDP、金融政策変数(コールレート、マネーサプライ)の順に並べる。これによりインパルス反応関数を算出したところ、ショックに対する反応の方向は概ね同一であり、例えば、マネーサプライ伸び率の増加ショックにより物価上昇率や実質 GDP 成長率は持続的にプラスの反応を示している。なお、コールレート引き上げショックに対し、物価上昇率は上昇の反応を示しているが、これは、コールレート変数の置く順番を物価変数よりも後ろにすることによりもたらされる結果と考えられる。

反応の大きさに関しては、マネーサプライショックに対する実質 GDP 成長率や物価上昇率の反応は順番を入れ替えることにより、やや小さくなっている。具体的には、実質 GDP 成長率の反応は、1年目1.03% (順番入れ替え前

1.16%, 以下同じ。), 2年目0.44% (0.48%) となり、また、物価上昇率の反応は、1年目0.46% (0.60%), 2年目0.30% (0.31%) となる。

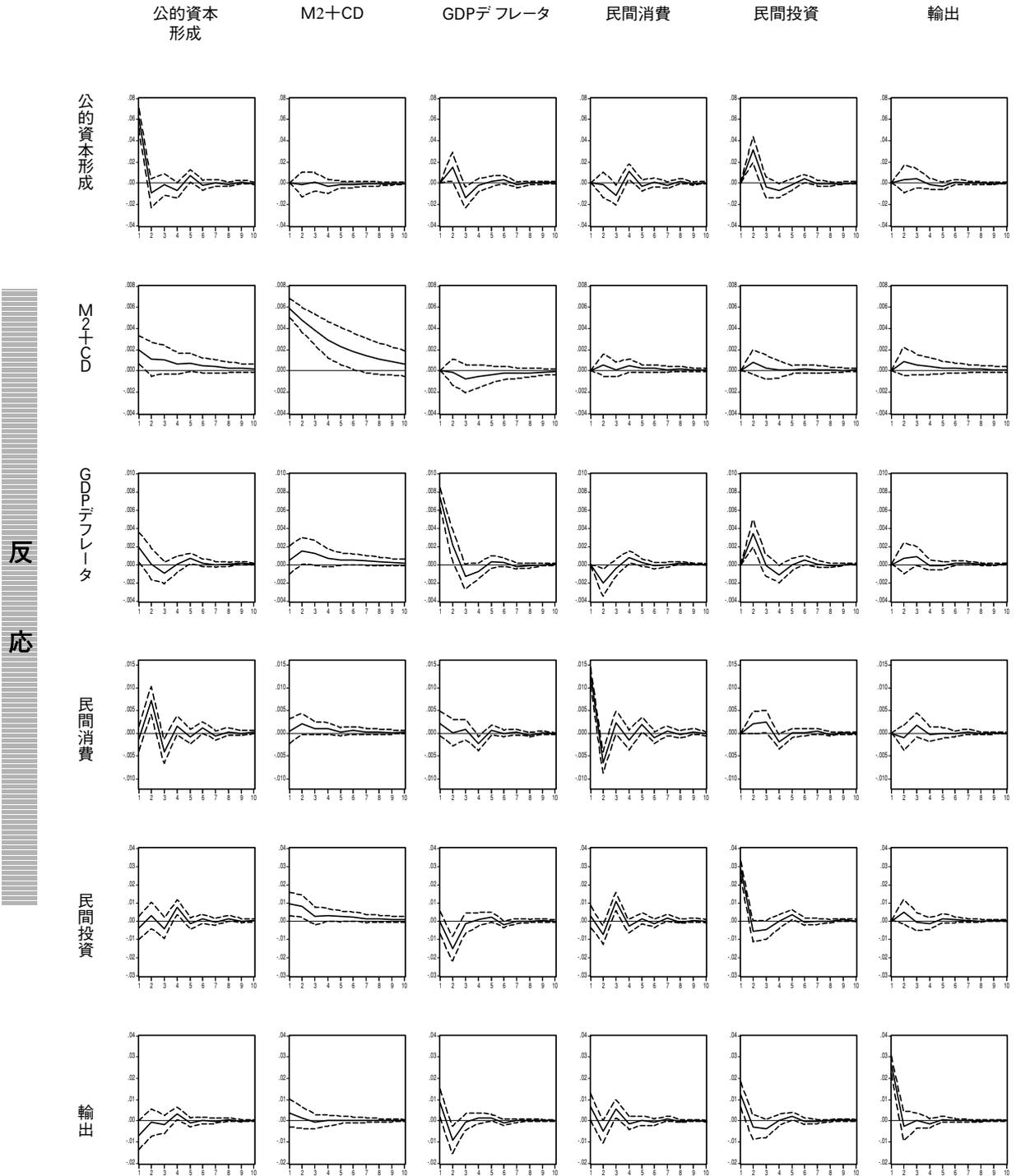
以上のように、インパルス反応関数の分析の際に変数を置き換えた場合、特にマネーサプライショックに関しては、反応の大きさがやや小さくなるものの、実質 GDP 成長率や物価上昇率に対し持続的な反応をもたらすことが確認できた。

Ⅲ-5. 経済政策変数のショックと実質 GDP 成長率の推移

次にコールレート VAR モデルを用いて、90年代を中心に財政金融政策が実質 GNP 成長率に与えた影響を見る。具体的には、インパルス反応関数と VAR モデル上でショックとして計測された部分(誤差項の部分)を用い、ショックをインパルス反応関数に乗じて累計すること

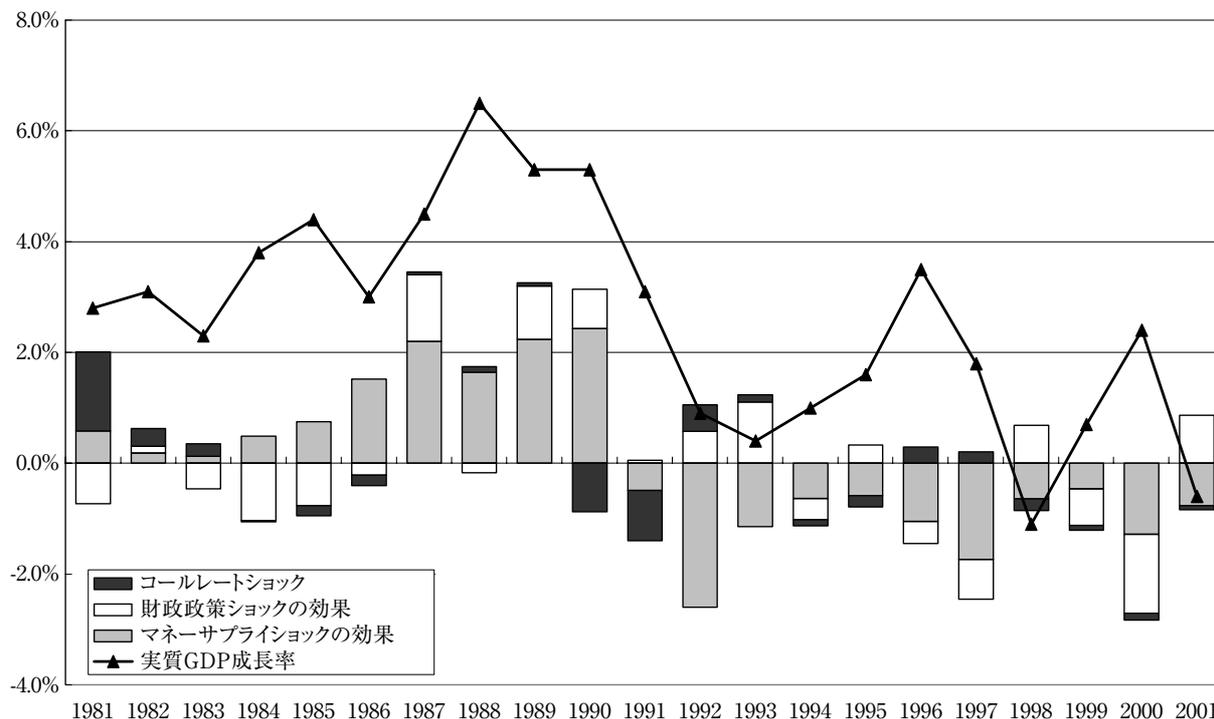
図10 インパルス反応関数一覧（民間消費，民間投資）

ショック



反
応

図11 実質 GDP 成長率と財政金融政策の効果



により計算する。なお、ショックの大きさはあくまでも VAR モデルの中のものであり、政策当局者の意図を必ずしも表しているものではない。しかしながら、経済政策が経済動向に与えるインパクトを見る上で意味のあるものと考えられる。

図11は実際の実質 GDP 成長率（暦年）と財政政策ショック、コールレートショック、マネーサプライショックが実質 GDP 成長率に与えた影響をまとめたものである。これをもとに経済政策変数のショックと実質 GDP 成長率の推移を見る。

(1) 財政政策ショックと実質 GDP 成長率

まず、財政政策ショックを見ると、1980年代については85年まで実質 GDP 成長率に対し負のインパクトを与え、また、87年以降、実質 GDP 成長率に対しプラスの影響を与えている。

次に1990年代以降を見ると実質 GDP 成長率が落ち込んだ92年、93年、98年、2001年については実質 GDP 成長率を0.5%から1%程度押し上げる影響を与えており、実質 GDP 成長率の変動を小さくする効果を持っていたと考えられ

る。他方、景気回復期においては負のインパクトを与えている場合が多い。これは、例えば、経済対策を一度行い、その翌年に公共事業をもとの水準に戻した場合、VAR モデル上では負のインパクトとして認識されるために生じているものと考えられる。

なお、財政政策変数として実質公的資本形成を用いていることから、財政政策ショックは公共事業の増減により発生している。税制やその他の財政支出による財政政策ショックの影響については今後の課題としたい。

(2) コールレートショックと実質 GDP 成長率

コールレートショックが実質 GDP 成長率に与えた影響は1981年、90年、91年において実質 GDP 成長率1%前後と比較的大きなものとなっている。これは、80年のコールレートの引き下げ（80年第2四半期：12.47%→81年第2四半期：7.12%）や89年から90年にかけてのコールレートの引き上げ（89年第1四半期：3.91%→91年第1四半期：8.08%）など、コールレートの比較的大きな変動がもたらした結果と考えられる。

逆に、バブル期やバブル崩壊後の93年、94年においてコールレートショックの影響がほとんど見られない。これは、実質 GDP 成長率の変動に対しコールレートの操作が順応的なものであり、十分な対処がなされていなかった可能性を示すものと考えられる。

なお、95年以降は名目金利の非負制約からコールレートの操作余地は乏しいものとなっており、コールレートショックが実質 GDP 成長率に与えた影響もほとんどなくなっている。

(3) マネーサプライショックと実質GDP成長率

マネーサプライショックは1980年代に実質 GDP 成長率に対しプラスのインパクトを持ち、逆に90年代に継続的に負のインパクトを与えている。特に、バブル期において実質 GDP 成長率を2%前後高める効果と同時に、バブル崩壊後、成長率が低下した92年、93年に実質 GDP 成長率を1%から2.5%程度低下させる影響があったことを示している。これは、90年を境にマネーサプライの伸び率が急激に低下したことに対応しているものと考えられる。

IV. マネーの効果，貸出の効果

銀行の不良債権問題が顕在化している現状においては、銀行機能が脆弱なため、金融緩和政策を行ったとしても緩和の効果が限定的となるという主張がある（例えば、地主・黒木・宮尾[2001] 147ページ）。他方、原田・大西（2002）において示されているように、銀行貸出と設備投資の伸びを比べると、銀行以外の資金調達との関係が強いように見える。マネーと銀行による貸出金の実質 GDP に対する効果については、先行研究として例えば原田・茨木（2002）がかなり技術的な検討を行っているが、旧 SNA（68年 SNA）データを用い、また、物価については検討を行っていない。そこで、本節では、マネーサプライ及び銀行による貸出金が物価や実質 GDP に与える影響について93年 SNA データを用いて分析を行い、効果について比較検討を行う。具体的には、VAR モデルによりマネーサプライと貸出金のショックの影響を比較する。その際、ショックの大きさを1標準偏差に規格化し VAR モデルの体系内での各変数の変動の効果を比較すると同時に、ショックの大きさを各変数の1%の変動に規格化し、各変数の1%の変動がもたらす効果を比較する。

IV-1. 貸出金の導入

貸出金の変数として、国内銀行ベース（1993年第3四半期以前は全国銀行ベース）の貸出金（LOAN）を利用する。季節調整前の四半期データを用い、自然対数をとる。また、マネーサプライと物価、貸出金と物価の関係を内生化した変数として実質マネーサプライ（ $rM2CD$ ）と実質貸出金（ $rLOAN$ ）を変数として導入する。なお、実質化は GDP デフレーターによって行った。

次に、本節において導入する変数に対し単位根検定として ADF テストを、ラグなしから7次のラグまでそれぞれ行った。表3は、ラグなし、1次のラグ、2次のラグ及び SC 基準により選ばれたラグの次数に関する単位根検定の結果である。

表3によれば、SC 基準に従った場合、実質貸出金は1回の階差をとることにより単位根の存在が概ね棄却されていることが示されている。また、貸出金及び実質マネーサプライの1回の階差については2次のラグをとることにより概ね単位根の存在を棄却されていることが示されている⁸⁾。

8) 系列相関の問題は残るが、ここでは単位根の存在を棄却したものとする。

表3 単位根検定の結果（第IV節）

	ラグ次数	トレンド項+定数項				定数項			
		0	1	2	SC 基準	0	1	2	SC 基準
1 回 の 階 差	Log (LOAN)	-9.55***	-9.19***	-6.54***	-2.63 (5)	-5.98***	-4.46***	-2.58	-0.26 (5)
	Log (rM2CD)	-27.80***	-5.43***	-7.89***	-2.39 (4)	-27.47***	-5.22***	-7.15***	-2.20 (4)
	Log (rLOAN)	28.69***	-6.25***	-7.88***	-3.65** (3)	-22.85***	-4.12***	-4.26***	-0.76 (5)

(注1) *は有意水準を表す。***：1% **：5% *：10%

(注2) SC 基準欄のうちカッコ内の数はSC 基準により選ばれたラグの次数を示す。

表4 VAR モデル変数一覧

①マネーサプライ VAR モデル	財政政策変数, 金融政策変数 (マネーサプライ), 物価, 外需, 国内総生産
②貸出金 VAR モデル	財政政策変数, 貸出金, 物価, 外需, 国内総生産
③マネーサプライ・貸出金 VAR モデル	財政政策変数, 金融政策変数 (マネーサプライ), 貸出金, 物価, 外需, 国内総生産
④実質マネーサプライ VAR モデル	財政政策変数, 金融政策変数 (実質マネーサプライ), 外需, 国内総生産
⑤実質貸出金 VAR モデル	財政政策変数, 実質貸出金, 外需, 国内総生産
⑥実質マネーサプライ・貸出金 VAR モデル	財政政策変数, 金融政策変数 (実質マネーサプライ), 実質貸出金, 外需, 国内総生産

IV-2. VAR モデルの推定と Granger の因果性

前節において利用したコールレート VAR モデルを基本として貸出金等を変数として加える。また、サンプル数が86と少ないことに鑑み自由度を確保する観点から変数を少なくすることとする。具体的には、金融政策変数をマネーサプライに絞りコールレートを変数から落とし、対外的な関係を示す変数のうち為替レートを変数から落とし輸出のみを変数として用いることとする。

その上で、表4のような変数の組み合わせで VAR モデルを構成し、マネーサプライと貸出金が経済に与える影響を比較する。

(1) ラグの選択

VAR モデルのラグの選択については SC 基準によることとした。マネーサプライ VAR モデル及び実質マネーサプライ VAR モデルは、1次から7次のラグの中で SC 基準では1次の

ラグが選択され、それ以外のモデルは2次のラグが選択されている。本分析においては、異なる VAR モデル間のインパルス反応関数の比較を行うことから、ラグの次数を各 VAR モデルともに同一のものにした方が容易に比較が可能となる。そこで、ラグの次数については各 VAR モデルともに1次のラグを選択した。

(2) Granger 因果性

各モデルの変数間の Granger 因果性を図12にまとめた。

貸出金については、輸出やマネーサプライと Granger の意味で相互に影響を与え、マネーサプライと同様に物価に対し因果性を持っている。実質マネーサプライや実質貸出金は、輸出や実質 GDP と相互に影響を与えている。名目マネーサプライや名目貸出金と比べ、相互依存関係が強く出ている点に特徴がある。これは、実質マネーサプライと実質貸出金のデフレーターが他の変数との間に相関をもっていることによるの

図12 Granger の因果性

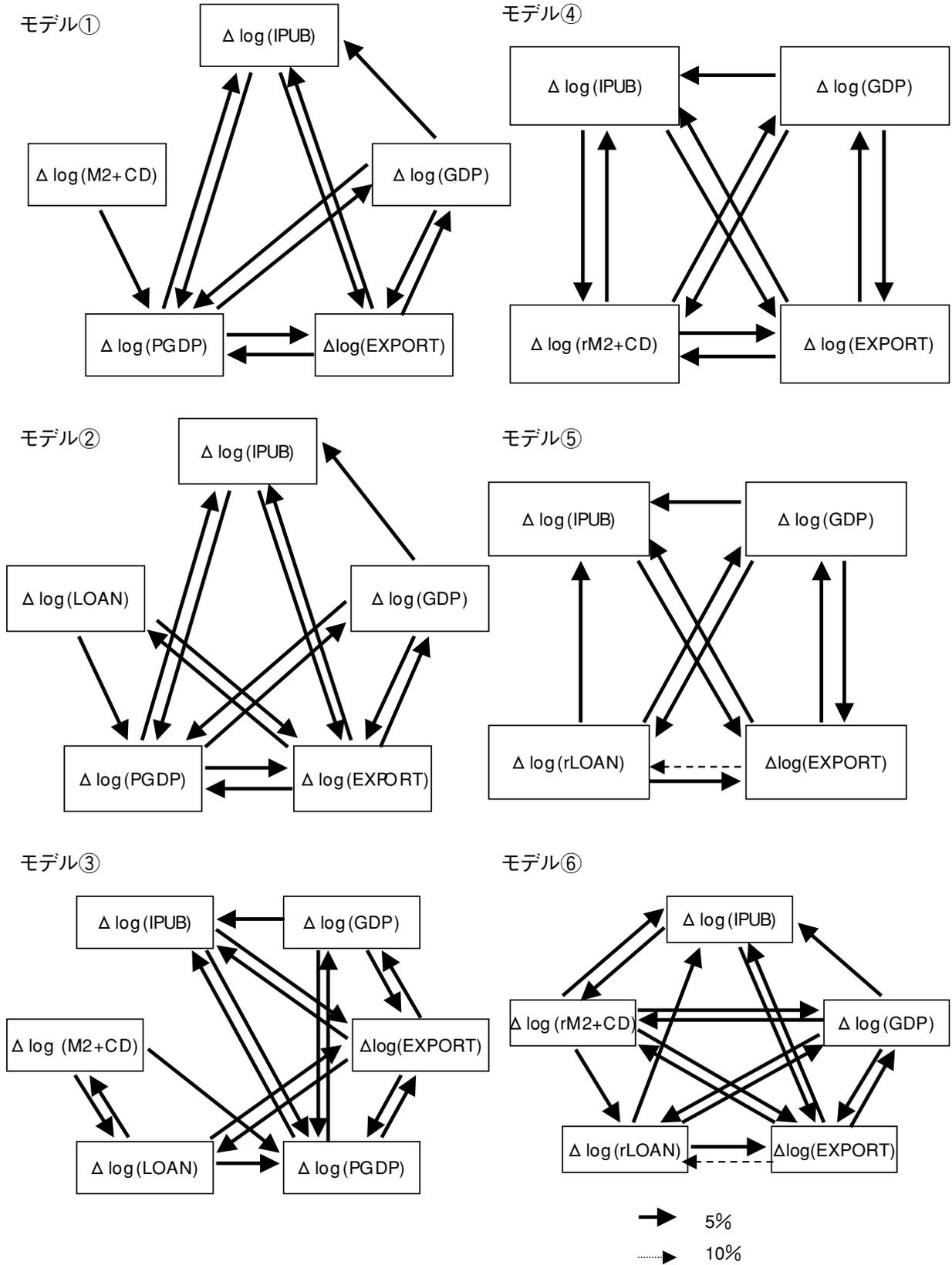
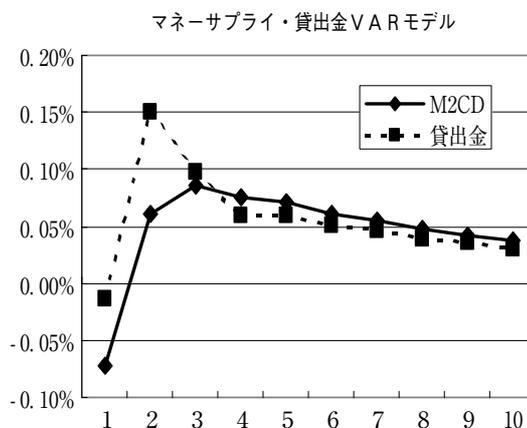
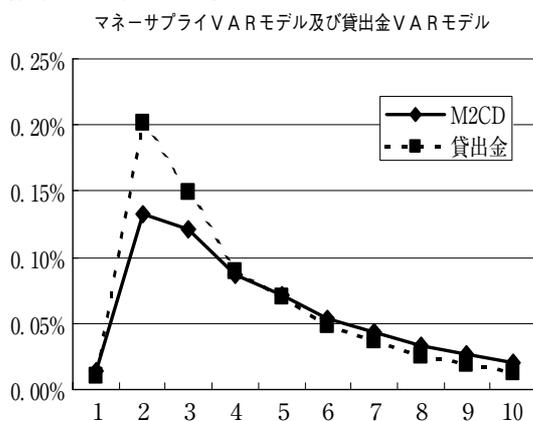
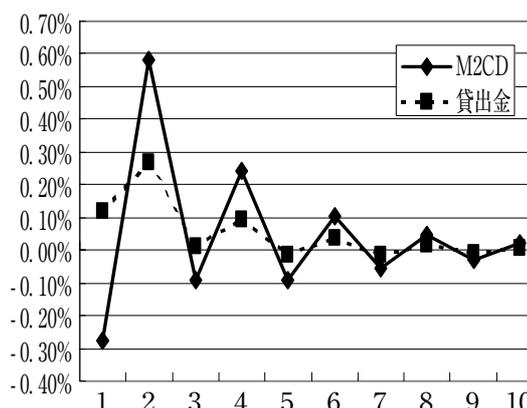
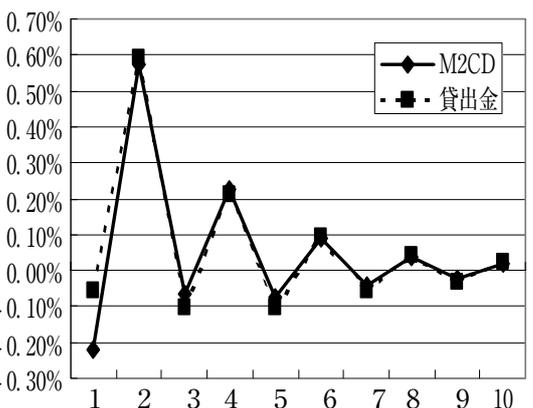
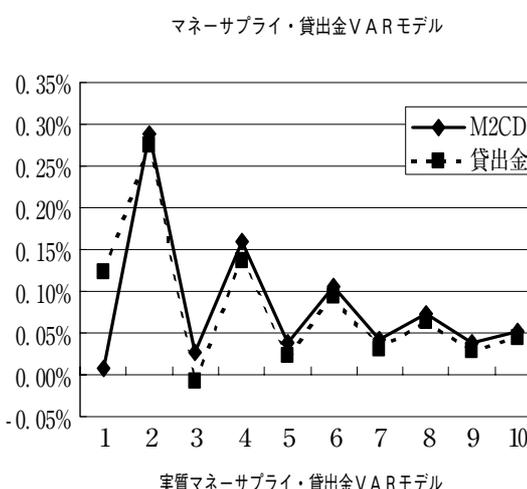
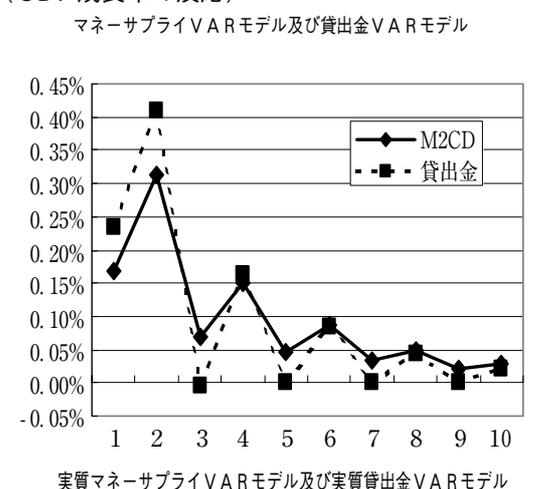


図13 マネーサプライと貸出金の1標準偏差ショックに対する反応

(物価上昇率の反応)



(GDP成長率の反応)



かもしれない。なお、実質マネーサプライと実質貸出金との間には、実質マネーサプライが実質貸出金に対し因果性を持っている。

(3) インパルス反応関数

マネーサプライと貸出金のショックによる物

価上昇率や実質 GDP 成長率の反応を分析し、マネーサプライのショックと貸出金のショックの比較を行う。具体的には、財政政策変数、マネーサプライ若しくは貸出金（両方の変数を含む場合には、マネーサプライ、貸出金の順）、

物価⁹⁾、輸出、実質 GDP の順番に変数を並べて Cholesky 分解を行いインパルス反応関数を分析する。なお、インパルス反応関数を比較する際に、まず、1標準偏差のショックで比較を行い、その後それぞれの変数の1%ショックを用いて比較を行う¹⁰⁾ (結果は図13)。

① 物価の反応

まず、マネーサプライ VAR モデルにおける金融政策のショックと貸出金 VAR モデルにおける貸出金のショックとそれらに対する物価の反応を比較する。なお、拡張的な金融政策のショック、具体的にはマネーサプライ増加率の1標準偏差は0.61%、貸出金増加率の1標準偏差は1.18%となっている。

まず、マネーサプライ増加ショック及び貸出金増加ショックに対する物価のインパルス反応関数の形状は、ほぼ同様となっており、1期目に反応はほとんどなく、2期目以降物価上昇率を増加させる反応を示しており、2期目に反応のピークとなっている。

1標準偏差ショックにより反応の比較を行った場合、2期目のピークは貸出金増加ショックによるものの方が大きくなっており、物価上昇率の10期累積の反応は、マネーサプライ増加ショックによるものが0.60%ポイントに対し貸出金増加ショックによるものが0.66%ポイントと、貸出金増加ショックによる反応が大きくなっている。1%ポイント増加ショックにより比較した場合、物価上昇率の10期累積の反応は、マネーサプライ増加ショックによるものが0.98%ポイントに対し貸出金増加ショックによるものが0.56%ポイントとなっている。

次にマネーサプライと貸出金の両方を変数として含むマネーサプライ・貸出金 VAR モデルにより、金融政策のショックに対する物価上昇率の反応と貸出金増加のショックに対する物価

上昇率の反応を比較する。マネーサプライ増加率の1標準偏差は、0.55%、貸出金増加率の1標準偏差は1.09%となっている。

マネーサプライ増加ショック及び貸出金増加ショックに対する物価のインパルス反応関数の形状は、ほぼ同様となっているが、マネーサプライ増加率の増加ショックによる反応のピークが3期目に対し、貸出金増加率の増加ショックによる反応のピークは2期目となっており、マネーサプライ VAR モデルによる結果と異なっている。

1標準偏差ショックにより反応の比較を行った場合、ピークは貸出金増加ショックによるものの方が大きくなっており、物価上昇率の10期累積の反応は、マネーサプライ増加率の増加ショックによるものが0.47%ポイントに対し貸出金増加率の増加ショックによるものが0.56%ポイントと、貸出金増加率の増加ショックによる反応が大きくなっている。次に1%ポイント増加ショックにより比較した場合、物価上昇率の10期累積の反応は、マネーサプライ増加ショックによるものが0.85%ポイントに対し貸出金増加ショックによるものが0.51%ポイントとなっている。

以上より、マネーサプライ増加率の増加ショックと貸出金増加率の増加ショックを相互の変数を入れ替えて反応を比べた場合と、2変数一つのモデルに入れた場合では、概ね同一の結果が得られた。具体的には、1標準偏差ショックで比べた場合、貸出金増加率の増加ショックによる物価上昇率の上昇の反応が大きく、1%のショックで比べた場合には、マネーサプライ増加率の増加ショックによる物価上昇率の上昇の反応が大きくなることが示された。

② 実質 GDP の反応

まず、マネーサプライ VAR モデルにおける

9) 実質マネーサプライ及び実質貸出金を変数として用いる場合には、物価は変数から落としている。

10) 2001年のマネーサプライの残高は約650兆円であり、マネーサプライ増加率の1%ショックは、約6兆5千億円のマネーサプライの追加供給を意味することとなる。また、国内銀行ベースの貸出金残高は約450兆円であり、貸出金増加率の1%ショックは約4兆5千億の追加貸出を意味することとなる。

金融政策のショックに対する実質 GDP 成長率の反応と貸出金 VAR モデルにおける貸出金のショックに対する実質 GDP 成長率の反応を比較する。

マネーサプライ増加ショック及び貸出金増加ショックに対する実質 GDP 成長率のインパルス反応関数の形状は、ほぼ同様となっており、全体としてプラスの反応となっており、振幅しながら2期目に反応のピークとなっている。

1標準偏差ショックにより反応の比較を行った場合、2期目のピークは貸出金増加ショックによるものの方が大きくなっているが、実質 GDP 成長率の10期累積の反応は、マネーサプライ増加ショックによるものが0.96%ポイントに対し貸出金増加ショックによるものも0.96%ポイントと、ほぼ同様の反応となっている。次に1%ポイント増加ショックにより比較した場合、実質 GDP 成長率の10期累積の反応は、マネーサプライ増加ショックによるものが1.57%ポイントに対し貸出金増加ショックによるものが0.81%ポイントとなっている。

次にマネーサプライと貸出金の両方を変数として含むマネーサプライ・貸出金 VAR モデルにより、金融政策のショックに対する実質 GDP 成長率の反応と貸出金増加のショックに対する実質 GDP 成長率の反応を比較する。マネーサプライ増加ショック及び貸出金増加ショックに対する実質 GDP 成長率のインパルス反応関数の形状は、ほぼ同様となっており、マネーサプライ VAR モデルや貸出金 VAR モデルにおける反応関数の形状とも相似している。

1標準偏差ショックにより反応の比較を行った場合、実質 GDP 成長率の10期累積の反応は、マネーサプライ増加率の増加ショックによるものが0.83%ポイントに対し貸出金増加ショックによるものも0.81%ポイントと、ほぼ同様の反応となっている。次に1%ポイント増加ショックにより比較した場合、実質 GDP 成長率の10期累積の反応は、マネーサプライ増加ショックによるものが1.51%ポイントに対し貸出金増加ショックによるものが0.75%ポイントとなっ

ている。

以上より、実質 GDP 成長率に与える効果は、1標準偏差のショックで比べた場合には、マネーサプライ増加率の増加ショックと貸出金増加率の増加ショックとほぼ同様の結果となり、各変数の1%ショックに対しては、マネーサプライ増加率の増加ショックによる反応が大きくなっている。

③ 実質マネーサプライ・実質貸出金のショックと実質 GDP

物価の動きを内生的にした実質マネーサプライと実質貸出金を用いた実質マネーサプライ VAR モデルや実質貸出金 VAR モデル、実質マネーサプライ・貸出金 VAR モデルを用いてマネーサプライと貸出金のショックによる実質 GDP 成長率の反応を比較する。

実質マネーサプライ VAR モデルと実質貸出金 VAR モデルにより別々にマネーサプライと貸出金のショックを分析した場合、インパルス反応関数の形状は実質マネーサプライ増加率の増加ショックによるものと実質貸出金増加率の増加ショックによるものはほぼ同一の形となっている。

1標準偏差ショックで比べた場合、マネーサプライ増加率の1標準偏差は1.02%、貸出金増加率の1標準偏差は1.51%となっており、実質 GDP 成長率の10期累積の反応は、実質マネーサプライ増加ショックによるものが0.52%ポイントに対し実質貸出金増加率の増加ショックによるものが0.61%ポイントと、実質貸出金増加率によるものが大きくなっている。変数の1%ポイントのショックで比べた場合、実質マネーサプライ増加ショックによるものが0.51%ポイントに対し実質貸出金増加率の増加ショックによるものが0.41%ポイントと実質マネーサプライ増加率によるものが大きくなっている。

次に、実質マネーサプライと実質貸出金の両変数を含む実質マネーサプライ・貸出金 VAR モデルの場合、インパルス反応関数の形状は実質マネーサプライ増加率の増加ショックによるものの方が、振幅が大きくなっている。

1標準偏差ショックで比べた場合、マネーサプライ増加率の1標準偏差は1.01%、貸出金増加率の1標準偏差は1.51%となっており、実質GDP成長率の10期累積の反応は、実質マネーサプライ増加率の増加ショックによるものが0.46%ポイントに対し実質貸出金増加率の増加ショックによるものが0.51%ポイントと、実質貸出金増加率によるものが大きくなっている。変数の1%ポイントのショックで比べた場合、実質マネーサプライ増加ショックによるものが0.45%ポイントに対し実質貸出金増加率の増加ショックによるものが0.34%ポイントと実質マネーサプライ増加率によるものが大きくなっている。

以上より、マネーサプライ及び貸出金を実質化した場合には、1標準偏差のショックに対する実質GDP成長率の反応は実質貸出金増加率の増加ショックによる方が大きくなり、名目のマネーサプライと貸出金とを比較した場合と反対の結果となった。また、変数の1%ショックで比較した場合、実質マネーサプライ増加率の増加ショックによる反応が大きくなっている。

IV-3. 第IV節のまとめ

原田・茨木(2002)では、判断は微妙であるがマネーの効果は貸出金の効果を上回るという結果となったが、本稿の分析では、マネーサプライと貸出金のショックは、物価上昇率や実質GDP成長率に対しプラスの反応をもたらすが、効果の大きさについてはショックの大きさを標準偏差にした場合と変数の1%の変動とした場合、実質化した場合等により異なることがわかった。

マネーサプライは国債の買い切りオペレーションなどベースマネーの増加を通じて政策的に増加できる可能性があることから政策変数として考えることができる。他方、貸出は銀行が行うものであり貸出金自身は政策変数ではない。政策的に貸出金の増加をもたらすためには、金融システムの機能回復のために施策に対する検討が必要となり、また、そのような施策にどの程度のコストがかかるかも不明である。

したがって、時間や費用などの政策のコストを考えた場合、デフレからの脱却、成長率の回復のためにはマネーサプライの増加ショックの方がより現実的な選択肢と考えられる。

V. 予期せぬマネーの効果

Barro(1977), Barro(1978)では、予期されないマネーの変化のみが失業や生産水準といった実質経済変数に影響を与えるという仮説に基づき実証分析を行っている。また、Bernanke(1983)では、1929年に始まる米国大恐慌における金融危機がマクロ経済に与えた影響を分析するにあたり、予期せぬマネーを導入して分析を行っている。

日本でも、堀内(1991)や瀬尾・高橋(1982)が予期せぬマネーの効果について分析を行っている。堀内は、証券不況を含む1958年第1四半期から69年第4四半期までを分析の対象とした

上で、予期せぬマネーの変化が実質GNP成長率に及ぼす影響は無視できる程度としているのに対し、瀬尾・高橋は、分析対象期間を1965年第1四半期から80年第1四半期とした上で、予期せぬマネーの変化は安定的かつ有意に実質GNPの変化を説明するとしている。

第V節では、第III節のコールレートVARモデルの分析結果を用い、マネーサプライを予期されたマネーと予期せぬマネーに分解し、予期されたマネー、予期せぬマネーと実質GDP成長率の関係を確かめる。

V-1. 「予期せぬマネー」の導入

まず、予期されたマネー(anticipated M2CD)の時系列を求める。例えば、堀内(1991)や瀬尾・高橋(1982)においては、予期されたマネーとして政策反応関数を用いて導かれたマネーサプライを予期されたマネーとして用いている。ここでは、経済主体が過去の日本経済の変動をもとにマネーサプライを予測すると仮定する。具体的には、第Ⅲ節のコールレートVARモデルの分析結果を用いて、VARモデルにより予測される部分を予期されたマネーとする。そして、誤差項を予期せぬマネー(unanticipated M2CD)とする。これらをまとめると以下の式のようになる。

$$\Delta \log(\text{unanticipated M2CD}_t) = \Delta \log(\text{M2CD}_t) - \Delta \log(\text{anticipated M2CD}_t)$$

V-2. 予期せぬマネーと実質GDP成長率

予期せぬマネーと実質GDP成長率との関係を堀内(1991)と同様の方法により確認する。具体的には、以下の式のように、実質GDP成長率($\Delta \log(\text{GDP})$)を被説明変数として、予期せぬマネーの変化率($\Delta \log(\text{u_M2CD})$)、予期されたマネーの変化率($\Delta \log(\text{a_M2CD})$)並びに実質GDP成長率のそれぞれ1期ラグ及び2期ラグの変数、季節ダミーを説明変数として回帰分析を行い、予期せぬマネーの係数の有意性を確認する。

$$\Delta \log(\text{GDP}_t) = a_1 \Delta \log(\text{GDP}_{t-1}) + a_2 \Delta \log(\text{GDP}_{t-2}) + b_1 \Delta \log(\text{u_M2CD}_{t-1}) + b_2 \Delta \log(\text{u_M2CD}_{t-2}) + c_1 \Delta \log(\text{a_M2CD}_{t-1}) + c_2 \Delta \log(\text{a_M2CD}_{t-2}) + D + \text{季節ダミー} + \varepsilon$$

第Ⅲ節のコールレートVARモデルと同様に季節調整前の四半期データを用い、また、サンプル期間を1980年第3四半期から2001年第4四半期までとした。

回帰分析の結果は表5の通りである。予期せ

表5 回帰分析の結果

被説明変数：DLOG(GDP)	
説明変数	
定数項	0.08 (-1.15)
DLOG(GDP(-1))	-0.60 (-2.56)
DLOG(GDP(-2))	0.01 (-0.50)
DLOG(u_M2CD(-1))	0.83 (2.07)
DLOG(u_M2CD(-2))	0.31 (2.31)
DLOG(a_M2CD(-1))	-0.90 (-0.90)
DLOG(a_M2CD(-2))	1.22 (2.24)
季節ダミー-1	-0.17 (-18.44)
季節ダミー-2	-0.11 (-27.27)
季節ダミー-3	-0.03 (-3.41)
R ²	0.95
Dubin-Watson Stat	1.87
F-statistic	4.27 (0.02)

(注1) 説明変数のカッコ内はt値。

(注2) F-StatisticはDLOG(u_M2CD)の係数がすべて0という帰無仮説に対するF統計量。カッコ内はp値。

ぬマネーの変化率の符号は正となっており、予期せぬマネーの増加が実質GDP成長率の上昇に寄与する結果となった。さらに、予期せぬマネー変化率の係数(b_1, b_2)がすべて0となる帰無仮説に対しF検定を行ったところ、5%の有意性で帰無仮説が棄却された。

以上より、予期せぬマネーの変化率の変動が実質GDP成長率の変動に影響を与えることを確認した。90年代前半に起こったマネーサプライの伸び率の急速な低下を予期せぬマネーの減少と考えれば、予期せぬマネーの減少が実質GDP成長率の屈折を招いた可能性があると考えられる。

VI. まとめ

本稿では、VAR モデルを用いることにより財政金融政策の効果进行分析し、また、貸出金とマネーの効果の比較検討を行った。その中で、以下のような結果が得られた。

第1に、拡張的な財政政策は、実質 GDP 成長率や物価上昇率に対しワンショットの効果があることが確認できた。このことから財政政策により継続的な景気の下支えや物価上昇率の上昇を行おうとした場合、財政の規模を継続的に拡張し続ける必要がある。財政の規模を継続的に拡張することは、現在の財政状況に鑑みれば、相当難しいものと考えられる。なお、90年代以降の財政政策の効果を見た場合、実質 GDP 成長率が落ち込んだときに実質 GDP 成長率を高める方向に寄与していたことが確認された。

第2に、拡張的な財政政策により、長期金利をわずかながら高め、円高と輸出の減少という反応を確かめることができた。これらは、拡張的な財政政策が為替レートの上昇を通じてクラウディング・アウト（マンデル＝フレミング効果）を起こしている可能性を示唆している。

第3に、マネーサプライの増加による金融緩和政策により、実質 GDP の成長率や物価上昇率を高める効果を確認できた。拡張的な財政政策による効果と異なり緩やかながら長期的な効果となっている。継続的な長期国債買い入れオペレーションによりデフレーションからの脱却及び景気回復の可能性が示唆されている。また、80年代、特にバブル期においてマネーサプライのショックは実質 GDP 成長率を2%前後押し上げる効果を持ち、また、90年代全般に渡り実質 GDP 成長率を押し下げる方向に寄与したことが確認された。特に、バブル崩壊後の92年、93年において、大きく実質 GDP 成長率を押し下げる方向に寄与したことを確認した。

第4に、コールレートの引き下げによる金融

緩和については、マネーサプライの増加の効果に比べ安定的ではないものの、実質 GDP 成長率の上昇の効果をもたらすことが確認できた。物価上昇率の反応については、プラスの効果はあるものの頑健な結果とはなっていない。また、コールレートの引き下げによりラグを伴いながら、マネーサプライの増加や為替レートの減価の効果が確認された。さらに、コールレート引き下げによる輸出の増大の効果が確認された。

第5に、為替レートの変動に対する財政政策、金融政策の反応を分析した結果、円高ショックに対しコールレートの引き下げや拡張的な財政政策の反応が見られた。なお、マネーサプライは円高ショックにより伸び率の減少が見られる。また、輸出についても円高により減少の反応が確認できた。

第6に、マネーサプライの増大と貸出金の増大は、ともに実質 GDP 成長率や物価上昇率にプラスの効果を与えることが確認できた。貸出金は政策変数とならないが、マネーサプライは国債の買い切りオペレーションなどにより、政策的に増加させることができる可能性があることから政策変数として考えることができる。時間や費用などの政策のコストを考えた場合、デフレからの脱却、成長率の回復のためにはマネーサプライの増大がより現実的な選択肢と考えられる。

最後に、予期せぬマネーが実質 GDP 成長率に影響することを確認した。これは、90年代前半の成長率屈折の一因に予期せぬマネーの減少があることを示唆していると考えられる。

以上、本稿では80年代以降の財政金融政策の効果を中心に分析した。デフレーションに直面し、低成長にある日本経済において、本稿の分析は、どのような経済政策が効果を持つのか、一つの可能性を示しているものと考えられる。

参 考 文 献

- 岩田一政・浜田宏一『金融政策と銀行行動』，東洋経済新報社，1980年
- 岩田規久男『金融政策の経済学』，日本経済新聞社，1993年
- 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』第9巻第3号，1990年
- 翁邦雄『金融政策 中央銀行の視点と選択』，東洋経済新報社，1993年
- 北坂真一「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-」，『The Economic Studies Quarterly』Vol44, No. 2, 1993年
- 地主敏樹・黒木祥弘・宮尾龍蔵「1980年代後半以降の日本の金融政策：政策対応の遅れとその理由」，三木谷良一+アダム・ポーゼン編『日本の金融危機』第5章，東洋経済新報社，2001年
- 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」，『金融政策の波及経路と政策手段』第7章，『経済分析』第162号，2000年
- 鈴木淑夫・黒田晁生・白川浩道「日本の金融市場調整方法について」，『金融研究』第7巻第4号，1988年
- 瀬尾純一郎・高橋亘「合理的期待とマネーサプライ政策 -わが国における「マクロ合理的期待」仮説の検証」，『金融研究資料』第11号，1982年2月
- 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』第59号，2001年
- 中澤正彦「名目金利と経済動向」，『フィナンシャル・レビュー』第66号，2002年
- 羽森茂之『計量経済学』，中央経済社，2000年
- 原田泰・茨木秀行「マネーと信用の効果」，青山学院大学総合研究所経済研究センター研究叢書第11号『ファイナンスとファンダメンタルズ』，2002年3月
- 原田泰・大西茂樹「財政金融政策と経済動向」，『フィナンシャル・レビュー』第66号，2002年
- 堀内昭義「日本銀行の救済措置と金融政策」，大蔵省財政史室編『昭和財政史 昭和27～48年度』第9巻 金融(1)第6章第3節，東洋経済新報社，1991年
- 松浦克己・マッケンジー，コリン『EViewsによる計量経済分析』，東洋経済新報社，2001年
- 山澤成康・中野邦彦「VARモデル，エラーコレクションモデルの安定性について -財政政策の効果を中心にした実証分析-」，(社)日本経済研究センター『研究報告』No. 91，1998年
- 山本拓『経済の時系列分析』，創文社，1988年
- 吉川洋『金融政策と日本経済』，日本経済新聞社，1996年
- Amano, Robert A. and Wirjanto, Tony S. 'On the Stability of Long-run M2 Demand in Japan', *The Japanese Economic Review*, Vol51, No. 4, December, 2000
- Barro, Robert J. 'Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States', *American Economic Review*, Vol76, 1977
- Barro, Robert J. 'Unanticipated Money, Output, and the Price Level in the United States', *Journal of Political Economy*, Vol86, No. 4, 1978
- Bernanke, Ben S. 'Nonmonetary effects of the financial crisis in the propagation of the Great Depression', *American Economic Review*, Vol73, 1983
- Ikeno, Hidehiro 'Causality from Money Supply Growth to GDP Growth in Japan', 『金融経済研究』第17号，2001年3月

- Miyao, Ryuzo 'The Role of Monetary Policy in Japan: A Break in the 1990?', *Journal of the Japanese and International Economies*, 14, 2000
- Miyao, Ryuzo 'The Effects of Monetary Policy in Japan', *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol34, No.2, 2002
- Shioji, Etsuro 'Identifying Monetary Policy Shocks in Japan', *Journal of the Japanese and International Economies*, 14, 2000
- Sims, Christopher A. 'Macroeconomics and Reality', *Econometrica*, Vol48, No.1, 1980