

金融変数と実体経済の因果性
— VAR モデルによる実証研究 —

南 波 浩 史

目次

はしがき

序章

- 1 ゼロ金利政策と量的緩和政策
- 2 金融政策の運営目標

第1章 貨幣の中立性

- 1 はじめに
- 2 Barro の方法と Granger 因果性テストによる方法
- 3 データと単位根検定および共和分検定
- 4 Granger 因果性テストによる分析
- 5 おわりに

第2章 $k\%$ ルールと裁量的金融政策

- 1 はじめに
- 2 $k\%$ ルールと裁量的金融政策
- 3 分析の枠組み
- 4 単位根検定と共和分検定
- 5 誤差修正 VAR モデルの推定
- 6 シミュレーション実験
- 7 おわりに

第3章 金融政策の波及経路—四半期データによる分析—

- 1 はじめに
- 2 Granger 因果性
- 3 変数の選択とデータの時系列的特性
- 4 因果性の分析
- 5 おわりに

第4章 マネタリーベース・短期金利と実体経済

- 1 はじめに
- 2 ゼロ金利政策と量的緩和政策
- 3 金融政策の運営と波及経路
- 4 実証分析
- 5 おわりに

第5章 マネー・クレジットと為替レートの波及効果

- 1 はじめに
- 2 モデルと変数
- 3 実証分析
- 4 おわりに

第6章 金融政策運営の操作目標・中間目標と最終目標

- 1 はじめに
- 2 分析の枠組みとデータ
- 3 実証分析
- 4 おわりに

あとがき

参考文献

はしがき

2013年4月に異次元緩和とも呼ばれる金融緩和政策を発表して以来、日本銀行の金融政策運営に関する話題が学会だけでなく、マスコミなどでも大きく取り上げられ議論されることになった。この量的・質的金融緩和政策と称される新たな金融政策は、操作目標をマネタリーベースに設定し、その規模を2年間で2倍に拡大させるために、従来よりも残存期間のより長い国債やETF（上場投資信託）・J-REIT（不動産投資信託）といったリスク性資産の買い入れを拡大することによって、2%のインフレ率（コアCPI上昇率）を達成することを目標とする政策である。このように、わが国の金融政策は今までに経験したことのない領域に踏み込んで実施されている。

しかし、金融政策の効果や有効性を巡っては、以前から様々な議論が繰り広げられている。1980年代に入りマネーサプライと実体経済の関係が希薄化し、中央銀行が行うマネーサプライ・ターゲティングの有効性に疑問が持たれるようになって以来、金融政策の波及経路はマクロ経済政策、とりわけ金融政策の効果を議論する上で重要なテーマとして位置づけられている。また、わが国では1999年2月にゼロ金利政策が導入されて以降、2001年3月の量的緩和政策、そして2013年4月には量的・質的金融緩和政策といった、過去に経験したことのない実験的な政策運営（非伝統的金融政策）がなされ、金融政策に関する議論は大いに注目されている。しかし、金融政策の効果や、その波及経路に関しては、以前より様々な議論があるが、未だ統一的な見解は見出されていないのが現状である。そこで本論文では、日本の金融政策を対象とし、政策変数といえる金融変数が、経済政策の最終目標とされる物価や産出高といった実体経済変数に対して、影響力を持ち得ていたのかといった政策効果の検証のみならず、その効果波及経路（トランスミッション・メカニズム）に関しても明らかにしたいと考えている。具体的には、利子率や貨幣集計量・銀行貸出といった金融変数が他の金融変数のみならず、生産や物価といった実体経済を表す諸変数と如何なる因果関係を持ちえているのかを、時系列分析を中心とした計量経済分析により検討を行うものである。

本論文では、はじめに序章において、金融政策の波及経路や運営目標に関する操作目標・中間目標・最終目標といった考え方や、1990年代以降の日本の金融政策運営を取りあげ概観した上で、第1章以降の各章において、それらに関連する実証分析を行う。実証分析ではVARモデルを用いて単位根検定、共和分検定といった手法をも採用した上で、先に挙げた金融政策に関わる変数間の因果性の検証を行う。

まず第1章では、金融政策運営のあり方に大きく関連のある、貨幣の中立性といった古くて新しいテーマを、日本経済を対象として検定を行った。貨幣の中立性とは、名目貨幣

数量の変化は物価水準などの名目変数のみに影響を与えるのみで、産出高や GDP などには影響を与えない、という考え方であり、予想された名目貨幣供給量の変化については貨幣の中立性が成立し、予想されない貨幣量の変化にのみ、貨幣の中立性は成立しないことになる。そこで第 1 章では、1975 年 1 月から 1992 年 12 月までを標本期間とし、ベクトル誤差修正モデルのみならず、Toda and Yamamoto や Toda and Phillips の方法を用いて Granger の因果性テストによる検証を行い、日本においては M2+CD で捉えた貨幣の中立性は成立していないという結論が得られた。

続いて第 2 章では、マネーサプライ管理の基準となるべき金融政策ルールについて、固定的貨幣供給ルールである $k\%$ ルールと名目 GDP 中間目標ルールに代表される裁量的な政策運営を対比させ、いずれの金融政策が経済安定化政策として有効かという問題を検証するため、1985 年第 1 四半期から 1992 年第 4 四半期を標本期間として、ベクトル誤差修正モデルによるシミュレーション実験を行った。その結果は、評価基準をどのように定めるかによって、金融政策の有効性に関する計量経済学的な評価結果は異なるが、名目 GDP 中間目標ルールのマクロ・パフォーマンスが優れているという結論が得られた。

以上第 1 章・第 2 章の計量分析は、貨幣の役割を中心に金融政策の有効性を検証したものであったが、第 3 章以降は、多変量 VAR モデルを構築することにより、特に金融政策の効果波及経路に焦点をあてた分析を行った。まず第 3 章では、中央銀行の操作変数とされるマネタリーベースあるいは短期金利を含む金融諸変数と実体経済変数の間および金融変数相互間の因果関係を、1964 年第 4 四半期から 1995 年第 4 四半期を標本期間として、Toda and Yamamoto や Toda and Phillips の方法およびベクトル誤差修正モデルによる Granger 因果性テストによって検証し、バブル経済の原因や金融政策の波及経路解明への手がかりを試みた。その結果、日本の金融政策の波及経路としては、マネー・チャンネルが主でありクレジット・チャンネルは見いだせなかった。また、金融政策の操作変数としては、コールレートが金融政策波及過程で重要な役割を果たしており、マネタリーベース、マネーサプライ、実体経済間の因果関係についても、「日銀理論」を支持するような結論は得られなかった。同様に、バブル崩壊の原因に関連して主張される、「資金需要の低迷がマネーサプライの低迷をもたらしたのである」という見解を積極的に支持する結果も見いだせなかった。

次に第 4 章では、ゼロ金利政策および量的緩和政策が採用された 2000 年代初頭から 2000 年代中旬までの期間のみならず、1973 年から 2007 年までの日本経済をも分析対象として、この期間に、マネーサプライ・マネタリーベース・短期金利・長期金利・銀行貸出・株価・為替レート・物価および生産等の諸変数間において、中でも短期金利やマネタリーベースといった、金融政策の操作目標である変数と他の金融変数との因果関係を注視し、どのような波及経路を通じて政策効果が実体経済に影響しているのか、という点を中

心に Granger の意味での原因変数・結果変数を解明するため、階差 VAR モデルによる実証分析を行った。その結果、ゼロ金利政策および量的緩和政策の下で、主要な変数とされたコールレートやマネタリーベースは、操作目標変数として一定の政策効果をもたらしたと考えることができ、また、マネー・チャンネルのみならずクレジット・チャンネルの重要性も明らかになった。一方、実体経済を代表する変数である生産に対しては、株価が重要な変数であることが理解された。

そして第 5 章では、第 4 章で用いた VAR モデルを再構築し、日銀当座預金残高や輸出をも変数として加えることにより、量的緩和政策の操作目標である日銀当座預金と貨幣や信用との関係、為替レートや輸出による外需の効果をも含めた検証を行った。実証分析として階差 VAR による Granger 因果性テストに加え、予測誤差の分散分解を行い、その結果、1975 年以降 2008 年までの期間を対象とした長期の標本期間では、生産に対しては貨幣を通じたチャンネルの有効性が見いだされ、1990 年代末以降の低金利政策下を標本期間とした分析では、日銀当座預金残高は、貨幣と貸出の両変数に影響を与えており、両変数とも物価に対しては原因変数となっているが、生産に対しては、マネーの効果は失われ、クレジット・チャンネルの重要性が明らかになった。また、生産に対しては輸出が大きな影響を与えており、為替レートを通じたチャンネルの重要性を示唆する結論が得られた。

最終章である第 6 章では、多変量の VAR 分析ではその効果の解釈が困難になるという問題を解決するため、標本期間ごとに、操作目標変数と中間目標変数の関係、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った。すなわち、マネタリーベースなどの金融政策変数と、貨幣集計量や銀行貸出との関係、および貨幣・貸出と金融政策の最終目標である生産や物価との関係、を中心に検証を行った。また第 6 章では、VAR モデルの変数間に共和分関係の存在が確認されたため、ベクトル誤差修正モデルを用い、インパルス応答関数・予測誤差の分散分解・Granger の因果性テスト、の 3 つの方法により検定を行った。その結果、それぞれの検定方法により結果が異なる場合が見受けられたが、貨幣や銀行貸出の重要性のみならず、株価や長期金利を通じた効果が確認された。

以上のように本論文は、マクロ金融および金融政策に関する現代的課題を研究する上で、重要な問題である各変数間の因果関係を統計的に検証することにより、今後の中央銀行による金融政策運営への手がかりを与えるものである。

序章

1 ゼロ金利政策と量的緩和政策

1990年代後半以降、わが国では金融システム不安やデフレ不況が深刻化・長期化していった。このため日本銀行はこれまで経験したことのない金融政策運営を求められていった。日銀はデフレ不況対策として、1991年以降度重なる金融緩和を実施し、1999年3月には短期金融市場金利（無担保コールレート翌日物）を、手数料を除いてゼロに近づけるゼロ金利政策を実施した。この政策は世界的にも例を見ない特殊な金融政策であったが、その後2000年8月には、金利機能の回復という日銀の意向のもと、一時ゼロ金利政策は解除された。しかし、ITバブル崩壊に象徴される景気悪化の影響を受け、2001年3月に日銀は量的緩和政策の実施に踏み切ったのである。

(図1)

この政策は、金融政策運営の操作目標を「金利」から「量的指標」に変更するというものであり、短期金融市場金利がゼロ%にまで達してしまっただ金利操作に替わって、いっそうの金融緩和を目的とした政策手段であった。すなわち、公開市場操作を用いて潤沢な資金を金融市場に供給することによって、金融機関が日銀に保有している日銀当座預金残高の拡大を通じて、その資金が金融機関から企業への貸出増加等に影響することを目的としたものであった。量的緩和政策の下では、十分な資金供給がなされるため、実質的に金利もゼロとなり、ゼロ金利政策が復活したともいうことができる。

日銀は、消費者物価指数(全国、生鮮食品除く総合)上昇率が対前年同月比で安定的にゼロ%以上となるまで、量的緩和政策を継続することを約束していたため、政策金利である短期金利のみならず、より長めの金利についても低位で安定的に推移し、金融緩和の政策効果が高まると考えていた。このような効果は時間軸効果と呼ばれている。また、量的緩和政策のもう一つの効果としては、所要準備額を上回る資金供給によって、金融機関の流動性需要に応えることができたことから、金融システムの安定化に対しても役割を果たしたといえる。

1990年代後半から2000年代にかけての日本経済は、デフレーションもまた、大きな問題となっていた。デフレーション(デフレ)とは、物価が継続的に下落している状態を指している。1990年代末頃から物価が持続的に下落しはじめ、デフレーションに対する関心が非常に高くなった。このデフレーションと、これまで何度となく経験してきたインフレーション

ション（インフレ）は、物価の問題を考える際には表裏の関係にある。物価（一般物価）とは個々の財やサービスの平均的な市場価値を表したものであり、基本的には財・サービスに対する需要と供給によって決定される。一般に、需要が供給を大きく上回れば物価は上昇し、供給が需要を大きく上回れば物価は下落する。このような物価を表す経済指標はさまざまあるが、日本銀行が今日最も重視している指標は、総務省が公表している消費者物価指数である。

消費者物価指数とは、全国の消費者世帯が日常的に（小売段階で）購入する各種の財やサービスの価格を指数化し、総合的な物価の変動を時系列的に捉えた指標である。

図 2 は 1971 年以降の日本の消費者物価指数を、最も代表的なコア CPI（全国、生鮮食品除く総合）と最近その動向が重視されているコア CPI（全国、食料及びエネルギー除く総合）それぞれの推移を対前年同月比（＝インフレ率）で表した図である。

（図 2）

図によると、日本のインフレ率は 1973 年から 75 年頃の値が非常に大きくなっている。この頃は第 1 次石油ショックの時期であり、物価上昇率が 20% を超える値になっている。その後日本の物価は比較的安定をしていたが、1990 年代以降物価上昇率は下降傾向、つまりデフレの様相をみせはじめ、1998 年頃から 2000 年代にかけて、インフレ率はマイナス圏を推移している。2008 年頃には原油価格上昇の影響もありコア CPI でみたインフレ率は一時期上昇したが、エネルギーの変動を除去したコア CPI はその価格上昇の影響を受けないためデフレは続いており、2000 年代の末からは再びデフレーションの問題と直面することになった。その後、2013 年 4 月以降に導入された異次元の金融政策の影響もあり、インフレ率は大きく上昇したが、コア CPI でみると 2015 年半ばより再びデフレの傾向が見てとれる。

2000 年代以降の日本は、こうした経済環境のなか、物価が下落しているにもかかわらず、消費や投資などの需要は上昇せず、財・サービスの価格低下によって企業収益は減少し、家計部門でも、賃金の低下や失業・リストラに対する不安が高まっていくことになり、景気は低迷していった。このように、物価下落が景気後退を引き起こし、需要不足から再び物価下落へと悪循環に陥る現象を「デフレ・スパイラル」と呼んでいる。

1990 年代後半以降、金融システム不安やデフレ不況の深刻化によって、政策当局は、これまで経験したことのない金融政策運営を求められていた。日銀が金融政策を遂行する際に最も重視している目標は物価の安定である。これは「日本銀行は、通貨及び金融の調節を行うに当たっては、物価の安定を図ることを通じて国民経済の健全な発展に資することをもって、その理念とする」と、1998 年に施行された新しい日本銀行法（改正日銀法）第 2

条にも明記されていることから明らかである。日銀はこのような目標を達成するために様々な政策手段を採っている。金融政策の手段としては、貸出政策、準備率操作、公開市場操作、の3つが基本的な手段といわれている。

公開市場操作とは、民間金融機関をはじめ不特定多数が参加する公開市場において、日銀が手形や債券などの売買を行うことによって、市場への資金供給を調節することである。日銀がこの市場から債券などを購入することを買いオペレーション（買いオペ）といい、反対に、市場へ債券などを売却することを売りオペレーション（売りオペ）と呼んでいる。買いオペレーションが行われれば、日銀から市場に資金が流れることとなり、マネーストックの増加、つまり金融緩和をもたらすことになる。

現在こうした公開市場操作を行う上で、最も重視されているのは短期金融市場であり、この市場の資金量を調節することによって、短期金利、なかでも先述したコールレート（無担保翌日物）を操作することで、他の様々な金融市場金利に影響を及ぼしており、今日の最も中心的な金融政策の手段となっている。

つぎに準備率操作である。民間金融機関は預金のすべてを貸出に回すことはできず、その一定比率を法定準備として無利子で日銀に預けなければならない。この比率を法定準備率と呼ぶが、その準備率を日銀が変更する政策のことを準備率操作という。法定の準備率が引き下げられると、民間の金融機関は受け入れた預金の貸出に回す割合が上昇するため、銀行貸出が増加し、ひいてはマネーストックの増加、つまり金融緩和の効果をもたらすことになる。

最後に、貸出政策とは公定歩合政策ともいわれ、以前は日本の金融政策の中心的な政策手段として大きな役割を果たしてきた。日銀は民間の金融機関に対して貸出を行っており、その貸出金利のことを公定歩合と呼ぶ。貸出政策とは、この公定歩合を操作し、民間金融機関の貸出金利や貸出行動を操作することによって、实体经济に影響を与えていた政策である。しかし公定歩合は、1994年の金利自由化の完了とともに預貯金金利との連動性が失われ、1995年以降は、無担保コールレート（翌日物）が公定歩合を下回る水準に設定された。このため、民間金融機関にとっては、公定歩合の金利水準で資金を調達するインセンティブは低下し、2001年以降公定歩合は最後の貸し手としての役割（補完貸付制度＝ロンバート型貸し出し）を担うのみとなった。そのため公定歩合は、2006年より「基準割引率および基準貸付利率」と名称変更されており、無担保コールレート（翌日物）の上限としての役割を担っている。

こうした金融政策を実施した結果、2006年3月に日本銀行は消費者物価指数の前年比上昇率が安定的にゼロ%以上になること等の解除条件を満たしたと判断し、量的緩和政策の解除を決定した。しかしその後も、短期金融市場金利（無担保コールレート翌日物）をゼロ%近くに誘導するゼロ金利政策は継続されてきたが、2006年7月、短期金利の誘導目標を

0.25%へ引き上げる決定を行い、ゼロ金利政策は解除されることになった。そして、2007年2月には0.5%への引き上げが行われたが、2008年後半のアメリカの住宅バブル崩壊に伴う金融危機・景気後退の影響（リーマン・ショック）により、0.1%と再び超低金利の水準になった。その後、2010年10月の「包括的な金融緩和政策」により誘導目標が0-0.1%に決定され、再びゼロ金利政策が実施されている。

2013年4月に日銀は「量的・質的金融緩和」と呼ばれる新たな金融緩和政策を決定した。「異次元緩和」とも称されるこの政策は、操作目標をマネタリーベースに設定し、その規模を2年間で2倍に拡大させるために、従来よりも残存期間のより長い国債やETF（上場投資信託）・J-REIT（不動産投資信託）といったリスク性資産の買い入れを拡大することによって、2%の物価上昇率（コアCPI上昇率）を達成することを目標とする政策であった。マネタリーベースとは、現金と日銀当座預金（＝日銀当預、準備金）を足し合わせたもので、ハイパワードマネーやベースマネーと呼ばれることもあり、日本銀行が直接コントロールできる貨幣量である。日銀当座預金とは民間銀行（市中銀行）が日銀に預けている資金であり、法律により家計や企業から受け入れた預金の一定額を所要準備（法定準備）として日銀に預ける必要がある。所要準備以上の金額を日銀に預ける場合は超過準備と呼ばれるため、日銀当座預金は所要準備と超過準備の合計である。

その後2014年10月には「量的・質的金融緩和」は拡大され（マネタリーベース増加額の拡大・資産買い入れ額の拡大・長期国債買い入れ平均残存年限の長期化）、以降、量的緩和政策は現在に至るまで実行されているが、こうした量的緩和政策は、日本銀行のバランスシートを拡大させる政策と言い換えることができる。図3はマネタリーベースの増加を名目GDPとの比率で1970年以降のデータで表したものである。

（図3）

図によると、1970年代から90年代半ばまでは6-8%で推移していたが、1990年代末から2000年代前半にかけてのゼロ金利政策や量的緩和政策の導入以降その比率は大きく上昇した後、2006年の量的緩和政策の解除とともに一時期は低下していた。その後も増加傾向にあるが2013年以降急上昇していることが見てとれる。

こうして日本銀行は2%という物価安定の目標の実現といった政策課題へ向けて、様々な金融緩和政策を遂行しているところであるが、現実のデータで検証を行うとその目標の達成は非常に厳しい状況である。

以下の図は、2008年以降のマネタリーベースとマネーストック（M3）および物価上昇率（コアCPI）それぞれの変化率の推移を比較した図である。

(図 4) (図 5)

2013 年の異次元緩和政策以降以降、マネタリーベースは非常に大きな伸びを示しているが、M3 で測ったマネーストックはそれほど増加しておらず、コア CPI で捉えた物価上昇率に至っては、2014 年頃の期間を除けばほぼ 0% の水準を推移している。

次に、日本銀行のバランスシートの推移を確認する。以下の表は、異次元緩和政策の導入直前である 2013 年 3 月末とその 1 年後の 2014 年 3 月末および 2 年後の 2015 年 3 月末の日銀のバランスシートであり、それぞれが表 1 に示してある。

(表 1)

2013 年 3 月末の日銀のバランスシートをみると資産の合計は約 164 兆円であり、うち国債は 125 兆円である。異次元緩和により大量の国債が日銀に買われたため、1 年後の 2014 年 3 月末のデータでは、資産合計は約 240 兆円、国債は 198 兆円に、2 年後の 2015 年 3 月末では資産合計は約 320 兆円、国債約 270 兆円といずれも大きく増加している。一方、負債側をみると、発行銀行券である日本銀行券（紙幣）は 83 兆円から 86 兆円、90 兆円と若干増加しているものの、合計の増加分である 76 兆円（1 年後）や 80 兆円（2 年後）の大部分は当座預金（＝日本銀行当座預金）の増加（70 兆円および 73 兆円）となっている。このように、量的緩和政策によって日銀は大量の国債を購入することでマネタリーベースは大きく増加したものの、その大部分は日銀当座預金の増加となっているため、大幅に緩和されたマネーは金融市場に供給されることなく日銀に還流されている。そのため、金融部門から経済全体に供給されている通貨の総量と定義されるマネーストックも増加せず、2% の物価上昇率も実現していない。

このように、わが国の金融政策運営は今までに経験したことの無い領域に踏み込んで実施されているが、金融政策をはじめとする経済政策の効果を計量的に検証することは、学術的に大きな意義があると考えられる。本論文では、とくに日本の金融政策を対象として、政策変数といえる金融変数が、経済政策の最終目標とされる物価や産出高といった実体経済変数に対して、影響力を持ち得ていたのかといった政策効果の検証のみならず、その波及経路（トランスミッション・メカニズム）に関しても明らかにしたいと考えている。

2 金融政策の運営目標

そこでまず、金融政策の効果波及経路を簡単に説明する。金融政策とは、物価の安定や

完全雇用の達成といった経済政策の最終的な目的を達成するために、中央銀行が公開市場操作などの政策手段を用いて、金融市場における金利の形成に影響を与え、通貨および金融の調節を行うことである。ここで、物価の安定といった金融政策の目標は、中央銀行が各種政策手段を用いて、その政策実現を図る最終目標と定義される。しかし、政策手段の遂行から最終目標に至るためのプロセスは単純ではなく、また、政策効果の実現までにタイム・ラグが存在し、非政策的な攪乱要因の可能性も存在する。こうした政策効果の不確実性を低下させるため、金融政策の政策手段から最終目標に至る政策効果の波及経路に位置する特定の金融変数に着目し、その変数の動向をチェックすることにより政策運営を行っている。こうした金融政策運営の目安となる、ある特定の金融変数を金融政策の運営目標と呼んでいる。

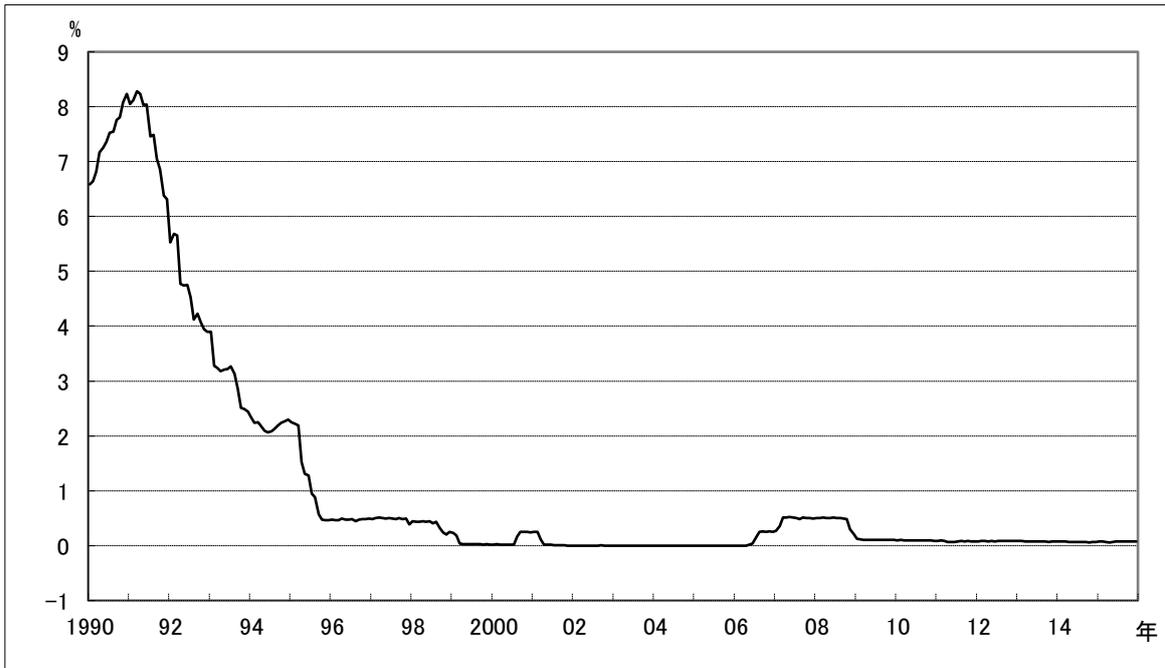
このような金融政策の運営目標に関しては、政策手段から運営目標、運営目標から最終目標、といった2段階で運営されているため、金融政策の2段階アプローチと呼ばれている。この考え方は、運営目標を中央銀行のコントローラビリティの観点からさらに二つに分類している。一つは、政策手段の近くに位置し、中央銀行のコントローラビリティが高い金融変数を、操作目標と呼んでいる。操作目標は、中央銀行が各種政策手段を用いることにより直接コントロール可能な変数であり、マネタリーベースや銀行準備、コールレートが代表的である。もう一つの運営目標は、最終目標に近く、その目標と安定した因果関係が確認されるだけでなく、中央銀行が操作目標を通じてコントロール可能な金融変数のことであり、金融政策の中間目標と呼ばれている。マネースtockや銀行貸出額、貸出金利や債券利回りなどの長期金利が代表的である。中央銀行は、こうした中間目標の動向を注視しながら政策効果を判断し、場合によっては新たな政策手段を発動することによって操作目標水準の修正を図り、ひいては中間目標への波及効果を観察することにより、物価の安定や完全雇用の達成・国際収支の均衡といった最終目標へ政策効果を及ぼすものである。

(図 6)

このように金融政策の運営目標や波及経路について整理することはできるが、実施された金融政策がどのような経路によって政策効果が波及していくのかという問題については、データを用いた検証が必要であり、とくに、各変数間の因果関係を重視した分析が必要である。そのため本論文では、第1章から第6章までの各章において、現実のデータを用いた実証分析を行い、因果関係の検証方法に関しても、Grangerの因果性テストを中心に、予測誤差の分散分解、インパルス応答関数およびシミュレーション実験といった統計的手法を用いている。具体的には、操作目標変数であるマネタリーベースや短期金利と中間目標変数である貨幣量や銀行貸出の関係、中間目標変数の貨幣や貸出と最終目標変数である

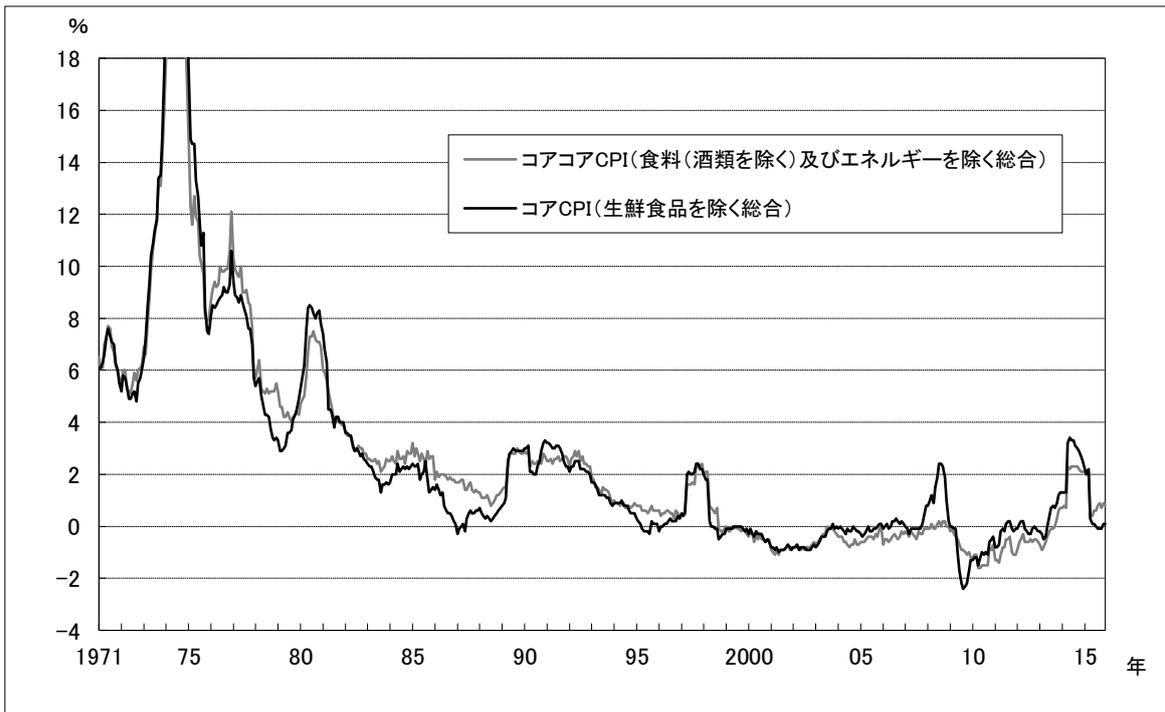
生産や物価との関係をとくに重視し、金融変数と実体経済変数との因果関係の検証を行った。

図1 コールレート（無担保，翌日物）の推移



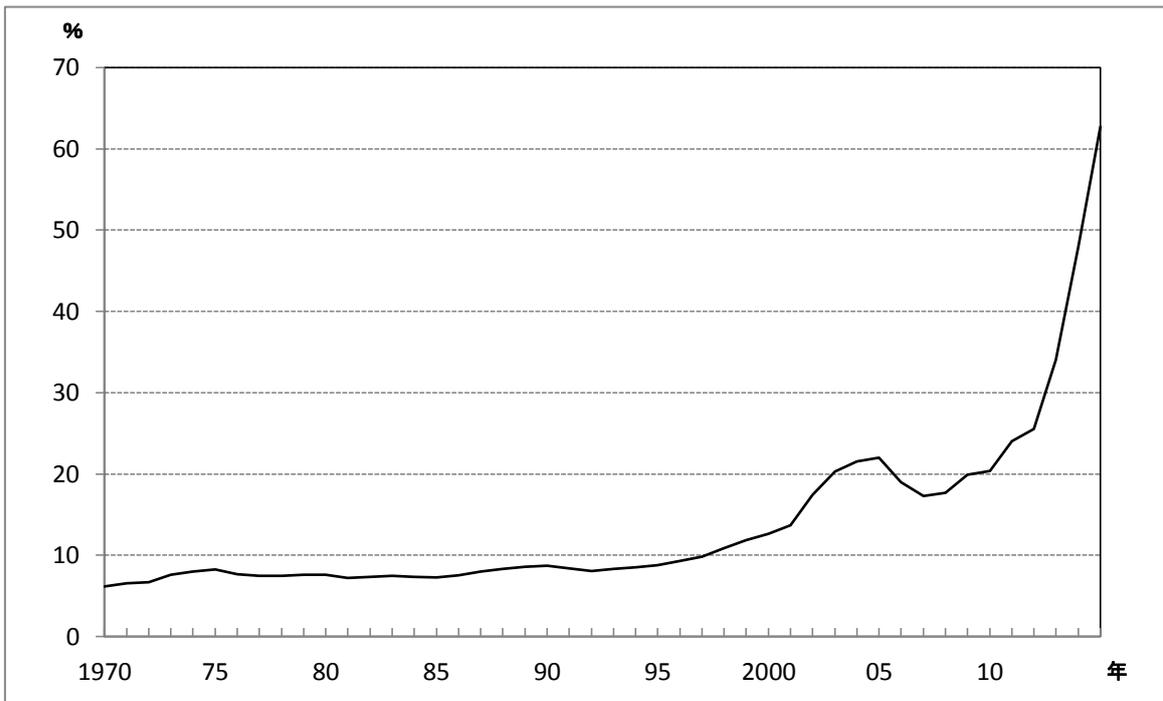
(資料出所) 日本銀行『金融経済統計月報』.

図2 物価上昇率（＝消費者物価指数変化率）の推移



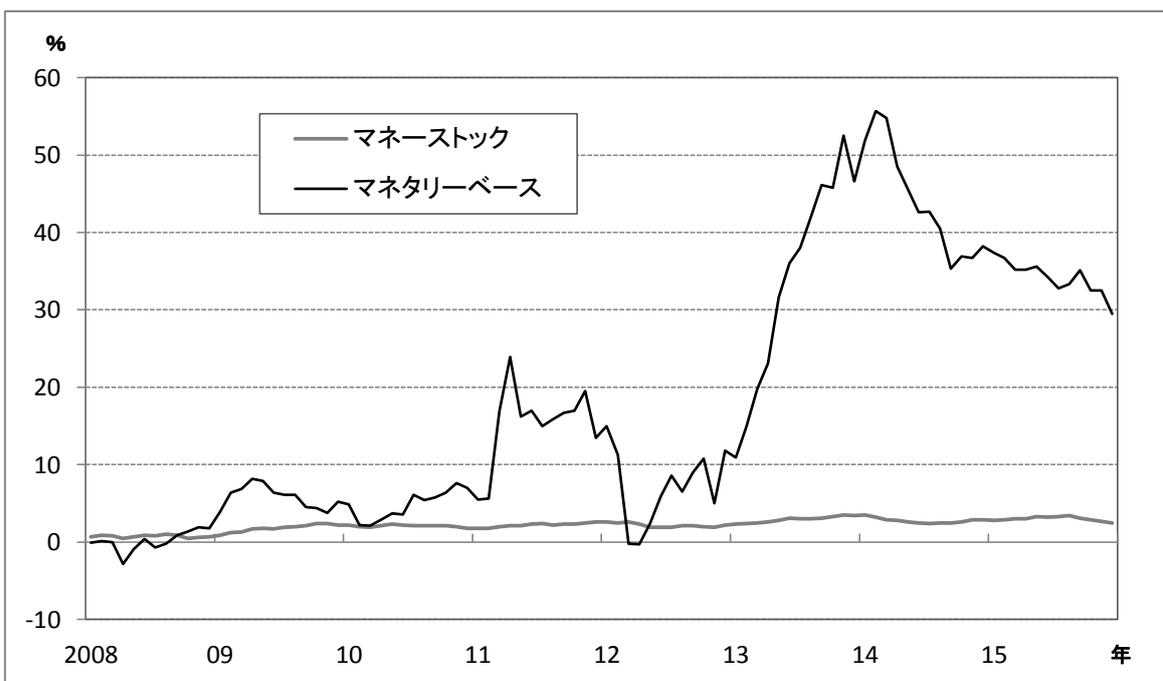
(資料出所) 総務省統計局『消費者物価指数月報』.

図3 マネタリーベースの増加（名目 GDP に対する比率）



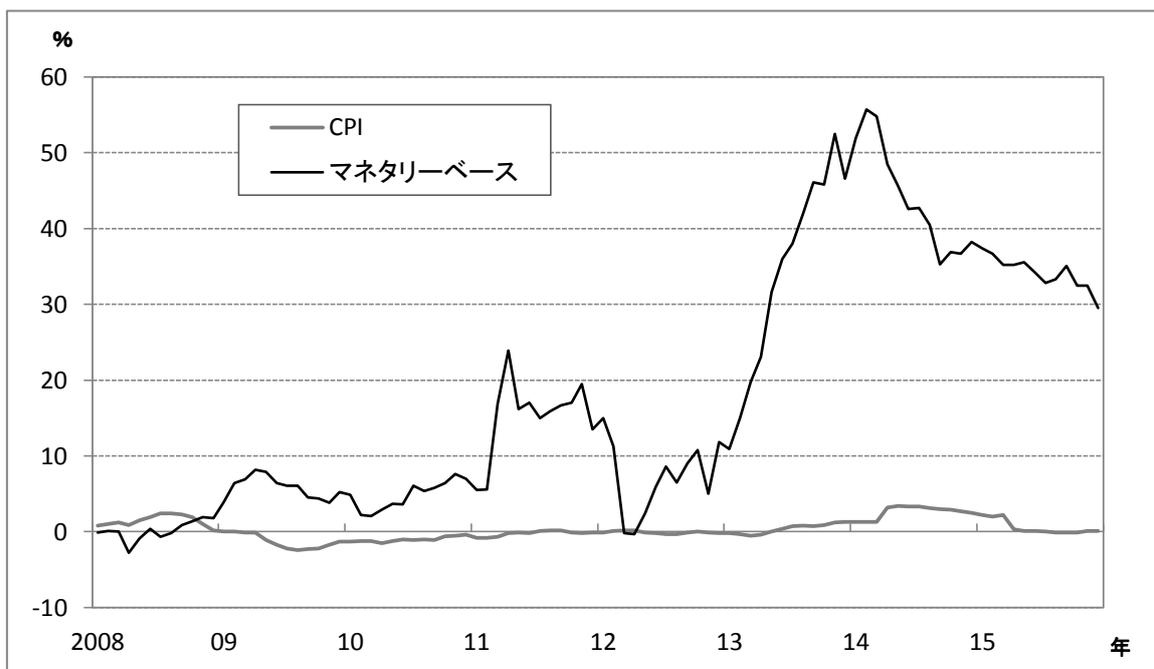
（資料出所）日本銀行『金融経済統計月報』，内閣府『国民経済計算年報』.

図4 マネタリーベースとマネーストック（M3）（変化率）



（資料出所）日本銀行『金融経済統計月報』.

図5 マネタリーベースと物価上昇率（コアCPI）（変化率）



（資料出所）日本銀行『金融経済統計月報』，総務省統計局『消費者物価指数月報』。

表1 日本銀行のバランスシート比較

日本銀行のバランスシート（2013年3月末）

（単位：10億円）

資産		負債および純資産	
現金	323	発行銀行券	83,378
国債	125,355	当座預金	58,128
CP等	1,245	その他預金	191
社債	2,887	政府預金	1,494
金銭の信託	3,070	売現先勘定	14,505
貸付金	25,487	引当金勘定	3,237
外国為替	4,987	準備金	2,712
・	・	・	・
・	・	・	・
合計	164,312	合計	164,312

日本銀行のバランスシート (2014年3月末)

(単位: 10億円)

資産		負債および純資産	
現金	289	発行銀行券	86,630
国債	198,337	当座預金	128,667
CP等	1,874	その他預金	3,679
社債	3,204	政府預金	1,677
金銭の信託	4,353	売現先勘定	13,375
貸付金	26,313	引当金勘定	3,539
外国為替	5,378	準備金	2,741
・	・	・	・
・	・	・	・
合計	240,784	合計	240,784

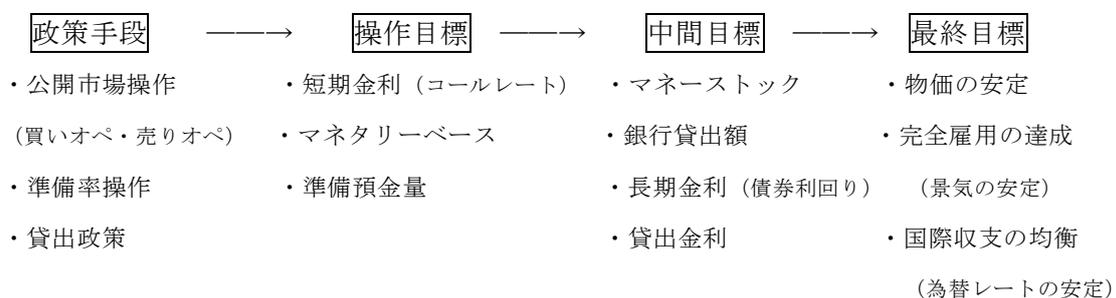
日本銀行のバランスシート (2015年3月末)

(単位: 10億円)

資産		負債および純資産	
現金	244	発行銀行券	89,673
国債	269,792	当座預金	201,556
CP等	1,978	その他預金	4,515
社債	3,243	政府預金	1,794
金銭の信託	6,038	売現先勘定	17,608
貸付金	34,097	引当金勘定	3,848
外国為替	6,113	準備金	2,886
・	・	・	・
・	・	・	・
合計	322,567	合計	322,567

(資料出所) 日本銀行『営業毎旬報告』.

図 6 金融政策の運営目標



第1章 貨幣の中立性

1 はじめに

古典派経済学の基本的な考え方の一つに、「貨幣の中立性」という命題がある。これは、産出高、雇用量、失業率、実質賃金、実質利子率といった、「実物的変数」は名目貨幣数量の変化によっては影響を受けず、名目貨幣数量の変化は、物価や名目賃金、名目利子率など「名目的変数」を変化させるにすぎないという考え方である。

この考え方は、1970年代後半から80年代にかけて発展してきた合理的期待理論にもとづく新しい古典派マクロ均衡モデルによって、次のような命題として確立された。

「予想されないマネーサプライの変動のみが産出高などの実物的変数に影響を与え、予想されたマネーサプライの変動は（価格水準を比例的に変化させるだけで）実物的変数には全く影響を与えない。」

この命題は、この分野における研究の中心となった人々の名前をとって、Lucas-Sargent-Wallace (LSW) 命題と呼ばれることもあるが、その実証的研究の出発点となったのは Sargent (1976) と Barro (1977) である。1980年代においては、この2つのタイプによる中立性命題=LSW 命題の実証的研究が各国で活発に行われた。

また日本では、1980年代後半から発生したバブル経済とその崩壊期において、裁量的な金融政策ではなく、マネタリズムや合理的期待の考え方に基づいて金融政策が行われていれば、このような激しい経済変動も避けることができたのではないだろうかという議論が行われてきた。このいわゆるマネーサプライ論争と関連して、再びこの命題に強い関心もたれるようになっていた。

本章では以上のような視点に立ち、「貨幣の中立性」に関する問題について、Granger の因果性テスト (Granger Test) を用いて実証的な観点から考察を試みる。本章の構成は以下の通りである。まず第2節においては、日本におけるこれまでの諸研究を簡単に概観した上で、Barro (1977) の方法との対比において Granger 因果性テストによる検定方法の特徴を述べる。第3節では、この分析に用いるデータを説明し、予備的考察として、単位根検定と共和分検定を行い、Granger 因果性テストを行う上で誤差修正モデル (Error Correction Model : ECM) が適用できることを確認する。第4節では、ECM だけでなく、伊藤・南波 (1998) で試みられたように、Toda and Phillips (1993) 及び Toda and Yamamoto (1995) の方法を用いて、Granger 因果性テストによって貨幣の中立性の成否について分析し、そして最後に分析結果をまとめる。

2 Barro の方法と Granger 因果性テストによる方法

翁（1986）は貨幣の中立性命題に関する実証的研究を通貨量と所得に関するマネタリストの研究の発展として捉え、1980年代の議論の進展を Sargent（1976）を出発点とする Granger 因果性テストの検定を用いるタイプと、Barro（1977）を出発点とする産出高方程式における係数の有意性検定を用いるタイプという2つの流れに分類している。そして、日本経済を対象として1980年代に行われた実証的研究をサーベイしていくつかの問題点を指摘している。

翁（1986）で取り上げられた主な研究は、Barro の手法を踏襲した瀬尾・高橋（1982）、谷内（1982）、Granger 因果性テストの方法を用いた Parkin（1984）、および2つの手法を用いて中立性命題の検証を行った Hamada and Hayashi（1985）などであるが、貨幣の中立性=LSW 命題の成否に関する結論は、Parkin（1984）以外は否定的であったと要約している。

しかし先にも述べたように、単位根検定や共和分分析の発展によって、「貨幣の中立性」に関する実証的研究方法に関してもいくつかの新しい手法が提案されるようになってきた。このような新しい時系列分析の手法を取り入れた日本の分析として、例えば牧（1995）を挙げることができる。牧（1995）では、長期的な貨幣の中立性を検定するために、1955年から1994年までの四半期データによって、実質 GNP、M2+CD、名目利子率、GNP デフレータの間の共和分検定を行った。この結果、オイルショック前には、貨幣の中立性仮説は棄却できないが、オイルショック以後においては、変数の取り方で結果が変わってくると結論している。

一方、山田（1997）では、Fisher and Seater（1993）の中立性の定義に従い、Blanchard and Quah（1989）の手法によって貨幣の長期中立性についてテストしている。ここでは、貨幣の長期中立性を「長期のレベルの中立性」「長期の超中立性」「長期の成長率の中立性」という3つに分け、1957年から1995年までの実質 GDP と実質 M2+CD の四半期データを用いて分析を行い、日本では貨幣の「長期のレベルの中立性」が存在していると結論している。

また宮尾（1993）においても、Blanchard and Quah（1989）の手法を適用して「内生的な貨幣」と「外生的な貨幣」の区別を考慮できる構造型 VAR モデルを提示した。この研究は直接的に貨幣の中立性を検定したものではないが、結論として貨幣要因の実体経済に及ぼす影響はごく限られたものであると主張している。

他方、この問題をやや異なる視点から考察する試みもみられる。例えば久保田（1992）は、1980年代後半の日本経済の動向を金融政策の観点から理解する上で、金融政策の目標

という根本問題から遡って議論することが必要であると主張する。そしてこのような議論の際に、「貨幣の中立性」の問題が重要な視点として再認識されるべきであると述べている。

このような 1990 年代の流れの中で、再び出発点に戻り Barro の手法でバブル期の日本経済について中立性命題を検証しようという試みも行われている。例えば、小林 (1994) はその代表的な例である。

小林 (1994) では、「1980 年代以降の日本経済についてマクロ合理的予想モデルが成り立つかどうかを、最も初歩的なバローの方法を用いて検証」¹している。そこでは、まず日本銀行が公表した金融政策の目標の推移についての検討にもとづき、貨幣量増加率の予想形成方式の定式化と推定を行い、その推定結果によって貨幣量増加率の予想値と予想外の貨幣量増加率の推定値が求められる。そして、これをデータとして Lucas 型供給関数にもとづく産出高方程式を推定し、「貨幣量の変化のうち、予想外の変化のみが実質変数に影響を及ぼし、予想された変化は影響を及ぼさない、というマクロ合理的予想モデルの中心的仮説についてのテスト」が行われる。そこからの結論は「マクロ合理的予想モデルは、バブル経済とその崩壊を含む 1980 年代以降の日本経済についてはあてはまらない」²というものであった。

しかし 1980 年代に行われた日本の実証的研究では、先にも述べたように、Barro の手法による検証では中立性命題は成立しないという結論が一般的であるのに対して、Granger 因果性テストによる検証では、中立性命題が成立するという結論が報告されている。それでは、バブル期を対象としたときはどのようになるのであろうか。以下、本章においては、小林 (1994) と同じ期間を対象として Granger 因果性テストによって貨幣の中立性命題の検証を行ってみたい。

ただし、これまでの中立性命題の実証面での裏付けは Barro の方法が主流であり³、Granger 因果性テストによる方法は一般性を欠くという批判がある。翁 (1986) においても、この方法が「特定の単純な供給関数を有する古典派モデルに対応する LSW 命題の検定であって、必ずしも一般的な Lucas 型の古典派モデルに対応する検定となっていない」⁴として、これを批判している。

この点は、Abel and Mishkin (1983) が指摘したところである。彼らは、貨幣の中立性

¹ 小林 (1994) 56 ページ。

² 小林 (1994) 77 ページ。

³ なお Barro の方法については、地主 (1990) による次のような批判がある。利子率スムージングを目標とする金融政策のもとでは、Barro の実証分析結果はケインジアン・モデルと新しい古典派モデルを識別できるものではなく、したがって古典派の主張を裏付けるものではない。また金利重視の金融政策を組み込んだケインジアン・モデルによってデータを生成すると、このデータを使ったシミュレーション分析結果によって、Barro の手法の脆弱性を示すことができる。これが地主 (1990) の主張であるが、この興味深い論点は、上述の宮尾 (1993) や久保田 (1992) と同様、本章における分析と若干視点が異なるため、ここで立ち入った考察は行わない。

⁴ 翁 (1986) 109 ページ。

をテストするために Sargent (1976) による均衡マクロ・モデルに従って、次のようなモデルを構成した⁵。

$$q_t = (m_t - m_t^e) \beta + \varepsilon_t \quad (1-1)$$

$$q_t = y_t - \sum_{i=1}^L \lambda_i y_{t-i} \quad (1-2)$$

$$m_t = Z_{t-1} \gamma + \sum_{i=1}^L \phi_i y_{t-i} + u_t \quad (1-3)$$

ここで、 y_t は産出量でありその均衡（自然）産出量水準は $\sum_{i=1}^L \lambda_i y_{t-i}$ によって与えられるものと想定する。よって q_t は産出量の均衡水準からの乖離である。また m_t はマネーサプライであり、その供給ルールは (1-3) 式のように定式化されると考える。ただし Z_{t-1} は $(t-1)$ 期に利用可能な情報で m_t を予測するために使われる変数の中、 y_{t-i} を除く変数からなる k 次元ベクトルであり、 γ は k 次元の係数ベクトル、 ϕ_i は係数パラメータであり、 ε_t および u_t はホワイトノイズである。

(1-1) 式は Lucas 型供給関数であり、貨幣の予想されない変化 $m_t - m_t^e$ だけが q_t に影響を与えるという中立性命題（均衡モデル仮説）を示している。これら (1-1) (1-2) (1-3) 式より次のような体系が導出される。

$$y_t = (m_t - Z_{t-1} \gamma^* - \sum_{i=1}^L \phi_i^* y_{t-i}) \beta + \sum_{i=1}^L \lambda_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1-4)$$

この体系において、2つの式にまたがる係数制約（cross-equation constraints） $\gamma = \gamma^*$ 、 $\phi_i = \phi_i^*$ が満たされないとき、それは合理的期待仮説または中立性仮説、あるいはその両方の仮説が棄却されることを示す。

この仮説検定は、この係数制約を課した体系と係数制約を課さない体系を最尤法で推定し、尤度比検定を行うことによって実行できる。ただし Abel-Mishkin は、この尤度比検定が Sargent の提案した Granger の因果性テストによる検定方法と同等であることを示した。

Granger テストによる検定では、合理的期待と中立性の複合仮説が成立するためには、次の式において α が有意に 0 と異なることが必要である。

$$y_t = \sum_{i=1}^L \phi_i y_{t-i} + Z_{t-1} \alpha + \mu_t \quad (1-5)$$

Abel-Mishkin は、このとき「もし $L' > L$ ならば、(1-3) (1-4) 式における帰無仮説： $\gamma = \gamma^*$ の尤度比検定は、(1-5) 式における帰無仮説： $\alpha = 0$ の F 検定と漸近的に等価である」

⁵ Abel and Mishkin (1983) pp.12-13, および山本 (1988) 280-281 ページ参照。

ことを証明し、これを定理として提示したのである⁶。

ただし彼らは、この方法が次の前提が満たされる場合にのみ妥当することを注意している。

- (a) 供給関数 (1-1) 式に遅れをもった $(m_t - m_t^e)$ が入らないこと
- (b) (1-1) 式の攪乱項 ε_t に系列相関がないこと

である⁷。

翁 (1986) が「Granger テストによる方法が特定の供給関数を前提にしている」と批判したのは、この (a) を指している。確かに Barro の方法では、遅れをもった $(m_t - m_t^e)$ を導入した一般的な供給関数に対応する検定を行うことができるのに比べて、この方法はこの点においては一般性を欠く。

しかし Barro の方法もまた、以下のような意味で、合理的期待仮説と中立性仮説にもとづく新しい古典派マクロ・モデルの検定としては一般性を欠くと考えられる。まず、合理的期待仮説と中立性仮説を制約条件とした次のような体系を考える。

$$m_t = Z_{t-1}\gamma + u_t \quad (1-6)$$

$$q_t = \sum_{i=1}^N (m_{t-i} - Z_{t-i-1}\gamma) \beta_i + \varepsilon_t \quad (1-7)$$

これに対して、制約条件を課さない体系は次のように表現される。

$$m_t = Z_{t-1}\gamma + u_t \quad (1-6)$$

$$q_t = \sum_{i=1}^N (m_{t-i} - Z_{t-i-1}\gamma^*) \beta_i + \sum_{i=1}^N Z_{t-i-1}\gamma^* \delta_i + \varepsilon_t \quad (1-8)$$

この体系を、合理的期待仮説制約を課したまま中立性仮説制約を課さない形に書き改めると、(1-8) 式は次のようになる。

$$q_t = \sum_{i=1}^N (m_{t-i} - Z_{t-i-1}\gamma) \beta_i + \sum_{i=1}^N Z_{t-i-1} \gamma \delta_i + \varepsilon_t \quad (1-9)$$

(1-6) (1-7) 式からなる体系と (1-6) (1-9) 式からなる体系の推定結果にもとづく帰無仮説： $\delta_i = 0$ の検定が Barro の方法であることは明らかであろう。すなわち Barro の方法は、合理的期待仮説を前提にした中立性仮説の検定であり、合理的期待仮説と中立性仮説の複合仮説にもとづく古典派モデルが成立するか否かを検定している Sargent や Abel-Mishkin の方法に比べると、一般性を欠いているということが出来るであろう。

したがって古典派均衡マクロ・モデルにもとづく貨幣の中立性の実証的検証を、Granger 因果性の概念を用いたタイプと Barro の方法によって検討するタイプのいずれによって行うかについて、どちらか一方がより一般的であるという理由で優劣を決めることは適当ではない。特に非定常時系列に適用される Granger 因果性テストの最近の発展を考慮するな

⁶ Abel and Mishkin (1983) pp.9-15.

⁷ Abel and Mishkin (1983) p15.

らば、この方法は極めて簡単でかつ有用な手法である。よって、日本のバブル期を対象として Barro の方法で中立性命題を検証した小林 (1994) の分析結果を、Granger 因果性テストによる検証結果と比較検討してみることは十分意味を持つものと考えられる。

3 データと単位根検定および共和分検定

以上の結果にもとづいて、この節では「貨幣の中立性」仮説の検定を (1-5) 式における $\alpha = 0$ という帰無仮説の F 検定 (あるいは Wald 検定)、つまり Granger 因果性テストによって行うことにする。この分析に使われるデータは以下の通りである。まず、産出量として鉱工業生産指数、マネーサプライとして M2+CD を採用する。そして Z を構成する変数としては、小林 (1994) の考察に従って卸売物価指数と為替レートを採用する⁸。記号とデータ出所は次の通りである。なお、変数はすべて季節調整済みデータを用い、対数変換を施した。

y : 鉱工業生産指数 (1990 年=100) (出所『通産統計』)

m : M2+CD, 末残高, (10 億円) (出所『経済統計月報』)

p : 総合卸売物価指数 (1990 年=100) (出所『物価指数月報』)

ex : 為替レート (円/ドル) (出所『外国貿易概況』)

標本期間については、小林 (1994) との比較という観点より、1975 年 1 月から 1992 年 12 月までとする⁹。

さて、時系列モデルによる分析に際しては、まず各変数の時系列的特性を調べておく必要がある。よって、以下においては各変数の単位根検定を行う。

本章では、Augmented Weighted Symmetric Tau (WS) 検定¹⁰、Augmented Dicker-Fuller (ADF) 検定¹¹、Phillips-Perron (PP) 検定¹²を行った。検定結果の検定統計量と P 値 (括弧内) は以下の表 1-1 に示す通りである。

⁸ 小林 (1994) は卸売物価指数の代わりに GNP デフレータ、為替レートの代わりに経常収支を使った分析も行っているが、結果に大きな差はなかったとしている。したがって本章では、卸売物価指数と為替レートの場合のみに限って分析した。

⁹ 標本期間を長くすれば長期の中立性についての一層深い検討が行えると考えられるが、Morimune and Zhao (1997) も指摘するように、1970 年代半ばの日本経済には大きな構造変化があったことが認められる。そこでより長期をとると、その期間を含んだ共和分検定にも大きな影響が及ぶと思われるが、本章では小林 (1994) との比較のために 1975 年以降を標本期間として構造変化の問題は回避している。

¹⁰ Pantula et al (1994) 参照。

¹¹ Dickey and Fuller (1979) 参照。

¹² Phillips and Perron (1988) 参照。

(表 1-1)

表 1-1 の結果より、すべての変数が単位根を持っている非定常変数であるということがわかる。よって、すべての変数の第 1 階差が定常的であるかどうかを同様の方法で検討する。階差をとったすべての変数の単位根検定の結果は表 1-2 に示してある。なお、表 1-2 では変数の第 1 階差を示すため変数の先頭に d を付加している。

(表 1-2)

表 1-2 の結果よりすべての変数が定常的であるということが確認された。よってこれらの変数はすべて $I(1)$ 変数と確認される。

分析に用いる変数がすべて $I(1)$ であることが確認されたので、次に、これらの変数が共和分関係にあるかどうかをもっとも一般的な検出方法である Engle and Granger (1987) の方法で検定する。共和分の定義により、もしも y_{1t} から y_{mt} が共和分関係にあるならば、均衡誤差項は必ず $I(0)$ になるはずである。ここで均衡誤差 v_t は、 X を定数項やトレンド項などを含む非確率行列として次のように定義される。

$$v_t = (y_{1t}, \dots, y_{mt}) \eta - X_t \beta$$

v_t が $I(0)$ になるような η が存在するとき、 (y_{1t}, \dots, y_{mt}) は共和分されている。このとき η が共和分ベクトルである。そこで Engle-Granger による共和分検定法では、まず OLS によって η と β を推定し、これにもとづいて均衡誤差項 v_t の推定値 \hat{v}_t を求める。そして \hat{v}_t の単位根検定によって、共和分がないという帰無仮説を共和分があるという対立仮説に対して検定するのである。

本章では、 y_t を定数項とトレンド項からなる X_t と p_t , m_t , ex_t に回帰させ、その残差の ADF 検定を行った。結果は表 1-3 の通りである。ただし、拡張ラグ (augmenting lag) の次数は最大 12 までを検討し、AIC 基準によって 12 を選んだ。

(表 1-3)

表 1-3 の結果より、本章の分析で用いられる 4 つの変数間に共和分関係の存在が確認される。共和分ベクトルの推計方法として、最近では Stock and Watson (1993) のダイナミック OLS による方法や、Hansen (1992) の Fully Modified Estimation による方法な

どが用いられるようになった。しかし、これらのいずれの方法を採用すべきか、評価が完全には定まっていないので、本章では上記の共和分ベクトルの推定値を使うこととする。

4 Granger 因果性テストによる分析

この節においては、Granger 因果性テストにより「貨幣の中立性」命題の検定を行う。第 2 節の予備的テストによって、本章の分析に用いる変数はすべて $I(1)$ に従うが、それらの変数間には共和分関係の存在が確認されたので、Granger 因果性テストに Error Correction Model (ECM) が適用できる。しかし伊藤・南波 (1998) で紹介されたように、最近、Granger の因果性をテストするためには、ECM を用いない Toda and Phillips (1993) や Toda and Yamamoto (1995) の方法が適用できることが知られている。

まずはじめに、Granger 因果性テストについて簡単に解説しておこう。Granger 因果性とは、もし x に関する過去の情報が y の予測を改良するのに役立つならば、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り、VAR モデルによってテストすることができる。しかし、このテストは x 、 y が定常変数であることが前提である。よって、非定常な変数を含む場合には、ECM を使った分析が行われてきた。

ところが Toda and Phillips (1993) は、単位根が存在する場合でも、変数間に共和分関係がある場合には、レベル変数によるモデルで因果性テストが行えることを示した。もっとも彼らは、レベル VAR モデルによる Granger 因果性テストが妥当するためには、共和分関係について厳しい条件が必要であり、ECM による分析の方が効果的であることを指摘している。

さらに Toda and Yamamoto (1995) は単位根や共和分に関する事前のテストを行うことなく、レベルの VAR モデルによって Granger 因果性テストを適用することが可能であることを証明した。ただし彼らによれば、検定のためのモデルには、1 次のトレンドを導入し、ラグの真の長さが k であるとき、それに少なくとも d 個のラグを加えて、ラグ p ($\geq k + d$) の VAR モデルを推定する。もっともこの方法はモデルに含める変数が多く、かつラグが 1 の場合には問題がある。このような意味で、彼らも、この方法がこれまでのテスト方法に取って代わるものではなく、それを補完する方法であることを注意している。

よって本章では、以上 3 つの手法を用いてテストを実行し、貨幣の中立性テストの結果が検出方法によって異なるかどうか確認する¹³。

(1-5) 式における、帰無仮説: $\alpha = 0$ の F 検定および Wald 検定を Error Correction Model

¹³ Morimune and Zhao (1997) は、これらの方法を日本における所得と貨幣の因果関係分析に適用するとともに、これら各方法の関係を理論的に明らかにしている。

による方法, Toda-Phillips の方法, Toda-Yamamoto の方法, によって行った結果は以下の表 1-4・1-5・1-6 に示す通りである. なお, ECM における誤差修正項のデータとしては, Engle-Granger の方法によって得られた共和分ベクトルで計算された残差を用いた.

まず, 第 2 節で述べた Abel-Mishkin の定理が成立するための前提条件 (b) が満たされているかどうかを検定する. それは (1-1) 式における ε_t に系列相関がないこと, したがって (1-5) 式における μ_t に系列相関がないことであった. そこで (1-5) 式をそれぞれの方法で推定したときの誤差項に関する検定結果を表 1-4-1・1-5-1・1-6-1 に示す. 表中の DHALT は Durbin の h-alternative, LMAR1,2 は次数が 1,2 の場合における自己相関の Breusch-Godfrey の LM 検定, QSTA1,2 も次数が 1,2 についての自己相関の Ljung-Box の Q 統計量である. ARCH は 1 階の自己回帰モデルにおける不均一分散の検定, LMHET は LM 検定による分散不均一性の検定, BPHET は Breusch-Pagan の不均一分散検定であり, JB は正規性検定のための Jarque-Bera 統計量である. また, ARSQ は自由度修正済決定係数, FST は F 統計量, AIC は赤池の情報量基準である.

(表 1-4・1-5・1-6)

上記の表より, まず Error Correction Model による推定結果については, 系列相関, 分散均一性, 正規性とも望ましい結果が得られ, 先に述べた Abel-Mishkin の定理が成立するための前提条件 (b) は十分満たされていると判断される. 次に Toda-Phillips の方法においては, 一階の自己相関については DHALT は有意水準 2.4%, LMAR も有意水準 2.4% でそれぞれ系列相関なしの仮説が棄却される. しかし QSTAT でみると自己相関はなく, 検定方法によって結果は異なっている. また不均一分散の検定については, 分散均一の仮説は棄却されない. 最後に Toda-Yamamoto の方法による結果では, どの検定結果によっても系列相関の問題はなく, 分散も均一であるが, 正規性の仮説は棄却される.

次に, 「貨幣の中立性」命題の検定である (1-5) 式における帰無仮説: $\alpha = 0$ の F 検定および Wald 検定の検定結果は, 表 1-4-2・1-5-2・1-6-2 に示してある.

上記の表より, Error Correction Model による方法, Toda-Phillips の方法, Toda-Yamamoto の方法のいずれにおいても, 貨幣の中立性命題の仮説は棄却されることとなった¹⁴. この結果は小林 (1994) をはじめとする先行研究の結果と同様であり, 日本における貨幣の中立性は成立しないという結果が得られたのである.

なお, 3 つの Granger 因果性テストの手法を比較すると次のようなことがいえる. F 検定や Wald 検定による検定結果については, どの手法を用いても結果に変化はなかった.

¹⁴ この検定をバブル期を除いた期間についても行ったが, 結果は同様であった.

しかしながら、誤差項に関する検定については、ECM による方法では誤差項に関する問題はなく標準的な線形回帰モデルの仮定を満たしていると考えられるが、Toda-Phillips, Toda-Yamamoto の方法の推定式にはそれぞれ、系列相関や正規性などの問題が若干含まれている。したがって、本章の検定結果からは、推定式の誤差項がホワイトノイズであると考えられる ECM を用いた方法が、最も信頼性の高い分析手法であった結論づけられる。

5 おわりに

以上のようにして、1970 年代のオイルショック以降バブル経済を含む期間において、日本における「貨幣の中立性」という問題を、最近の時系列分析および、Granger 因果性テストの進展の成果を取り入れた手法を用いて分析を行ってきた。

いくつかの Granger 因果性テストの手法を併用して計量分析を進めた結果からは、一連のコインテグレーション分析を用いた ECM による方法が最も望ましい分析手法であることが判明した。

しかしながら、貨幣の中立性検定の結果は先行研究と同様、日本においては貨幣の中立性は成立していないというものであった。

本章においては、1970 年代半ばにおける日本経済の構造変化の問題を考慮したため、標本期間が 20 年足らずと長期的な中立性検定が行えなかった。この標本期間の短さが推定結果を左右したという可能性もある。よって、長期的なデータを用いた場合の構造変化の問題を考慮した共和分関係の推計など残された問題については今後の課題としたい。

表 1-1 変数の単位根検定の結果

	y	p	m	ex
WS	-0.7506 (0.987)	-1.7424 (0.799)	1.8684 (0.999)	-2.4778 (0.306)
ADF	-2.6890 (0.240)	-1.9884 (0.607)	-0.7907 (0.966)	-2.3262 (0.419)
PP	-6.9720 (0.666)	-2.4620 (0.956)	-2.6318 (0.951)	-7.6248 (0.613)

注：括弧内の数値は P 値である。

表 1-2 第 1 階差の単位根検定の結果

	dy	dp	dm	dex
WS	-4.0018 (0.004)	-3.8401 (0.007)	-3.3150 (0.034)	-5.4396 (0.00006)
ADF	-3.7435 (0.019)	-3.8866 (0.012)	-3.2296 (0.078)	-5.3118 (0.00005)
PP	-377.18 (4.26D-38)	-71.779 (5.78D-07)	-372.84 (1.12D-37)	-145.20 (1.20D-14)

注：括弧内の数値は P 値である。

表 1-3 Engle-Granger の方法による共和分検定と共和分ベクトルの推定結果

検定統計量	P 値	拡張ラグの次数	
-4.2820	0.072	12	
共和分ベクトル推定値			
y_t	p_t	m_t	ex_t
(1	0.08091	-0.95776	-0.03179)

表 1-4 Error Correction Model による結果

表 1-4-1 推定結果に関するテスト統計量

	検定統計量	P 値
DHALT	.09518	.924
LMAR1	.00906	.924
LMAR2	1.5358	.464
QSTAT1	.01436	.905
QSTAT2	.19434	.907
ARCH	.34547	.557
LMHEH	.75257	.386
BPHET	16.541	.486
JB	3.0580	.217
ARSQ	.37331	
FST	8.3937	.000
AIC	-6.1333	

表 1-4-2 仮説検定の結果

F 統計量 (P 値)	Wald 統計量 (P 値)
43.564 (7.901D-09)	47.524 (1.185D-09)

表 1-5 Toda-Phillips の方法による結果

表 1-5-1 推定結果に関するテスト統計量

	検定統計量	P 値
DHALT	-2.2524	.024
LMAR1	5.0733	.024
LMAR2	5.9602	.051
QSTAT1	1.4165	.519
QSTAT2	0.4459	.800
ARCH	0.0770	.781
LMHEH	1.8409	.175
BPHET	24.904	.072
JB	6.2032	.045
ARSQ	.99727	
FST	4828.0	.000
AIC	-6.1394	

表 1-5-2 仮説検定の結果

F 統計量 (P 値)	Wald 統計量 (P 値)
44.104 (6.101D-09)	47.872 (1.003D-09)

表 1-6 Toda-Yamamoto の方法による結果

表 1-6-1 推定結果に関するテスト統計量

	検定統計量	P 値
DHALT	.05619	.955
LMAR1	.00315	.955
LMAR2	.46265	.793
QSTAT1	.00481	.945
QSTAT2	.01218	.994
ARCH	.71220	.399
LMHEH	.03847	.844
BPHET	24.345	.277
JB	10.171	.006
ARSQ	.99733	
FST	3740.9	.000
AIC	-6.1557	

表 1-6-2 仮説検定の結果

F 統計量 (P 値)	Wald 統計量 (P 値)
43.464 (8.286D-09)	48.393 (7.812D-10)

第2章 k %ルールと裁量的金融政策

1 はじめに

1980年代後半の「平成景気」から「平成不況」にかけて、日本の金融政策のあり方が大きく注目された。マネーサプライ増加率の大きな揺れの中で、いわゆる「バブル経済」が発生し崩壊した。この過程で、日本銀行の金融政策運営はどのように行われたのか。こうした問題をめぐっていわゆる「マネーサプライ論争」が起こった。

この論争の焦点は中央銀行としての日銀によるマネーサプライ管理の可能性にあった。しかし仮にマネーサプライ管理が可能であったとして、それをどのような基準にもとづいてコントロールするのが望ましいのか、という点については十分議論されていない。この1980年代後半からの日本経済の経験に即して、マネーサプライ管理の基準となるべき「金融政策ルール」について、とくに固定的貨幣供給ルールすなわち「 k %ルール」と、「名目GDP中間目標ルール」に代表される裁量的な政策運営とを対比させながら、計量経済学的に考察するのが本章の目的である。

第2節では、まず、裁量的政策運営を批判して k %ルールにもとづく政策運営を提唱したフリードマンの考え方を簡単に紹介する。そして、2つの政策ルールを数学的に定式化することによって、両者の相違を明らかにする。そして第3節で、本章の主題である k %ルール政策と裁量的金融政策のいずれが経済安定化政策として有効かという問題を、計量的に分析するためのフレームワークについて述べる。本章における考察は、主としてVARモデルによる実験的研究にもとづいている。このために第4節では、単位根検定と共和分検定を行い、この検定結果にもとづいて、第5節で誤差修正VARモデルの推定を行い、このモデルが日本経済の動向を把握するものとして適切かどうかを、シミュレーション・テストを行うことで確認する。最後に第6節で、モデルによるシミュレーション実験によって、 k %ルールと裁量的金融政策それぞれの有効性について比較検討を行う。

2 k %ルールと裁量的金融政策

金融政策は何らかの「政策ルール」によって運営されるべきであるが、中央銀行の政策行動を、もっぱらマネーサプライ増加率の変化として捉えるならば、「金融政策ルール」は、ケインジアンケインジアンの裁量的政策運営とマネタリストマネタリストの定式的ルールにもとづく政策運営に分けることができる。

市場機構が不完全であるという認識にたつて、経済の成長と安定のために政府介入が必要であるとするケインジアンにとっては、中央銀行が弾力的ないしは裁量的にマネーサプライをコントロールすることは当然の責任である。この場合の問題は、マネーサプライをコントロールする際の間目標を物価におくか、利子率におくか、あるいは GDP におくかということであろう。

McCallum (1993) は「名目 GDP を中間目標とし、ベースマネー (マネタリーベース) を政策手段とした金融政策ルールを採用することによって、マクロ・パフォーマンスを改善することができる」として、裁量的金融政策ルールの有効性を主張している¹⁵。この名目 GDP を中間目標として貨幣供給量を裁量的にコントロールするという金融政策は、「典型的な」裁量的金融政策であろう。

これに対して、マネタリストの中心であったフリードマンは、「市場機構への信奉」に立って政府の介入を批判して、「固定的な貨幣供給ルール」いわゆる「 $k\%$ ルール」を提唱した。

マネタリストの固定的ルール方式の提唱は、「貨幣は重要である」という主張と、しかしその効果が現れるまでのタイム・ラグの長さが一様でなく、不確実であるため、裁量方式による金融政策はかえって経済をいっそう不安定にするという主張からなっている。フリードマンによれば、ルール方式は決して最善であるというわけではなく、裁量方式よりはましであるということが強調されている。現状では、金融政策におけるタイム・ラグの大きさが正確に理解されていないため、いたずらに財政・金融政策を裁量的に駆使して最善を追うより、貨幣量の変動を抑えて一定のルール方式にしたがって貨幣供給量を安定化する政策を採ったほうが、経済はたとえ最適には運営されないにしても、裁量方式によるよりは変動の振幅が小さくなるであろうと認識しているのである。この認識の根底には、貨幣から経済への波及メカニズムが正確にわかっていないのに、少数の人間に裁量権を委ねるよりも、市場メカニズムに対する信頼の方を評価すべきであるとする考え方がある。さらに、貨幣供給において不確実性を除去し、安定化を与えれば、より効率的な市場メカニズムが達成され、自動的均衡化メカニズムもよりよく機能するであろうと考えており、かつ実物経済は本来安定的であるという認識がある。

したがって問題点は、裁量的な財政・金融政策によって有効需要が補われなければ経済

¹⁵ McCallum が名目 GDP を中間目標とするというのは普通の用語法と若干異なる。一般的に GDP は最終目標として位置づけられ、中間目標としてはマネーサプライや利子率が用いられる。McCallum がマネーサプライではなく、名目 GDP を中間目標とする理由については、①長期的に望ましいインフレ率達成に必要な GDP 成長率はマネーサプライよりも正確に決定することが可能である、②名目 GDP の安定成長維持は、外生的ショックに対して自動安定化機能を持つ、③規制の変化や技術革新にともなうマネーサプライ定義の変更など、が挙げられる。詳しくは北川 (1995) 306-312 ページ参照。

なお、金融政策の運営目標については Feldstein and Stock (1994), Hall and Mankiw (1994) を参照。

変動の振幅がいつそう大きくなるものなのか、裁量的な財政・金融政策を行わず固定的ルール方式を採用した方が比較的安定的なのかということである。

フリードマンは、長期にわたっての実質経済成長率に見合う一定の貨幣増加率を維持するという厳しいルールに従って金融政策を運営すべきであるとした。これが、いわゆる「 $k\%$ ルール」である。この提案は政策介入を攪乱的な要素とみなして、民間経済の持つ本来的な安定性を信頼するところに基礎をおいている。

しかし、この政策運営には問題もある。一定のマネーサプライの伸び率が物価の安定という望ましい成果を生み出すためには、実物面での安定性のほかに、貨幣流通速度の安定性をも保証されていなければならない。数量方程式の関係より、もし流通速度が変化するならば、たとえマネーサプライの伸び率を一定にしてもインフレをコントロールすることはできない。実際、わが国においても流通速度は傾向的に低下しているが、同時にその変動もかなり大きくなっている。さらに、翁（1993）に代表される中央銀行の見解に示されているように、貨幣は信用秩序維持のため、実体経済の予期しない変動に応じて供給されるという内生的な性格も持つので、その伸び率を一定にコントロールすることは困難であるという批判もある。

このように、裁量的政策や固定的貨幣供給ルールには、それぞれに政策運営上困難な問題や望ましくない結果をもたらす可能性があることを指摘できる。

以上のような「ルールか裁量か」という問題は、ある面では社会の価値規範に依存する。フリードマンと同じように、ハイエクは自由主義的経済運営を主張してケインズを批判した。しかしながら、経済安定化効果という面に限っていうならば、それは経済理論的に解明されるべき問題であり、さらに実証可能な問題である。したがって、本章では、哲学的問題に入り込むつもりはない。あくまで問題を計量経済学的な実証面から解明したい。

そこで、本章では以下において、金融政策運営方式における「 $k\%$ ルールと名目 GDP 中間目標ルール」の相違を次のような「通貨供給ルール」の相違として捉え、これを次のように定式化する。

成長通貨供給政策（ $k\%$ ルール）：

$$\Delta M_t = 0.0098052 - (1/16) (X_{t-1} - M_{t-1} - X_{t-17} + M_{t-17}) \quad (2-1)$$

裁量的金融政策（名目 GDP 中間目標ルール）：

$$\Delta M_t = 0.0098052 - (1/16) (X_{t-1} - M_{t-1} - X_{t-17} + M_{t-17}) \quad (2-2) \\ + \lambda (X_{t-1}^* - X_{t-1})$$

M はマネーサプライ、 X は名目 GDP、 X^* は名目 GDP の目標経路である¹⁶。

¹⁶ 変数はすべて対数表示であり、0.0098052 は年率 4% の成長率の四半期当たりの対数である。

$k\%$ ルールは過去4年間の流通速度変化を調整するだけで、一定の経済成長を実現するように成長通貨を供給するというルールにしたがって金融政策を運営することを意味する。

これに対して、名目GDP中間目標ルールという裁量政策は、まず目標成長経路 X^* を設定する。そして、現実の X が目標経路から乖離したとき、それを調整するためにマネーサプライの供給率を乖離幅の λ 倍だけ変化させるという裁量的な判断をしなければならない、ということの意味している。

本章では、このように定式化された2つの金融政策運営方式のいずれが、経済安定化効果として有効であるかという問題を、日本経済が経験した1980年代末から1990年代はじめにかけてのバブル経済期を対象にして、シミュレーション分析という実験的な方法で検証を行う。

3 分析の枠組み

ここで、本章の主題である $k\%$ ルールか名目GDP中間目標ルールかという問題を、計量的に分析するためのフレームワークについて述べる。

本章の分析手法は、基本的に McCallum (1990,1993) と伊藤・北川 (1996) にしたがっている。彼らは、VARモデルやマクロ計量モデルをいろいろな金融政策ルールと組み合わせ、シミュレーション実験を行い、その結果にもとづいて政策ルールの有効性を検討している。

問題は、実験の土台となるモデルが日本経済の動向を把握するものとして適切なものとなっているかどうかである。McCallum (1993) は「われわれの目的は、どのモデルが真のモデルであるかを決定することではなく、日本経済と整合的なモデルの数値表現をすることにある」から、「最近、推定を行う前に単位根検定を調べるのが一般的になっているけれども、単位根検定についての形式的な検証よりも変数の動きに関する一般的な知識の方がより信頼できる」として、単位根検定を行わず、階差変数によるVARモデルや、通常の回帰分析で推定したマクロ計量モデルを用いて実験を行っている。

これに対して伊藤・北川 (1996) では、「モデルが日本経済にあてはまるか否かが実験結果に大きく影響する」として、モデル選択について慎重に検討すべきであると批判している。しかしそれにもかかわらず、最近の時系列分析の成果をとり入れたモデルの推定、つまり「見せかけの回帰 (spurious regression)」を回避するための手法として、単位根検定や共和分検定にもとづく誤差修正モデルの推定を行っていない。

そこで本章では、McCallum (1993) や伊藤・北川 (1996) が実験に使ったモデルを改良し、単位根検定や共和分検定を行った上で、誤差修正モデルを適用した。ただし「マク

ロ計量モデルに関しては、定性的なレベルにおいてさえ経済学者間で十分な合意が得られてはいないのが現状である」¹⁷という状況を考慮して、実験のためには、マクロ計量モデルではなく VAR モデルを採用することにし、このモデルが日本経済の動向を把握するものとして適切かどうかを、第5節においてシミュレーション・テストをすることで確認する。

また、金融政策の目標についても、物価の安定、為替相場の安定、国際収支の均衡など様々考えられるが、本章においては経済の安定的成長を最終的目標として考える。

さらに本章では、日銀は、中央銀行としてマネーサプライをコントロールすることが可能であり、マネーサプライ・コントロールを通じて実体経済に影響を与えることができるという立場に立って分析を行う。したがって本章では、McCallum (1993) と異なり、マネタリーベースではなく M2+CD を貨幣概念として使っている。

そこで VAR モデルとしては、まずマネーサプライ、実質 GDP、物価、利子率を含む 4 変量モデルを推定する。ただし外生変数として定数項と実質政府最終消費支出を含める。本章で取り上げる変数の記号とデータの出所は以下の通りである¹⁸。

X_t : 名目 GDP (10億円) (資料『国民経済計算年報』)

Y_t : 実質 GDP (10億円, 1990年基準) (資料『国民経済計算年報』)

P_t : $X_t - Y_t$, GDPデフレーター (1990年=1)

M_t : M2+CD 末残高(10億円) (資料『経済統計月報』)

R_t : コールレート(無条件物, 平均)(資料『経済統計月報』)

G_t : 実質政府最終消費支出(10億円, 1990年基準)(資料『国民経済計算年報』)

さて、裁量的金融政策である名目 GDP 中間目標ルールにおいては GDP の目標経路 X^*_t を決めなければならない。マッカラムは 3 つの方法を考えているが、本章では、次の(2-6)式も採用する。

すなわち、(2-3)式は年率 4% の単一成長経路であり、(2-4)式は前期の実績は別として常に一定の年率 4% の成長を目指す経路である。(2-5)(2-6)式はそれらの加重平均であるが、ここでは McCallum (1993) にしたがって、ウエイトを 0.2 と 0.8 とする場合と、半分ずつにする場合を考えることにした。ウエイトの取り方は政策当局によって裁量的に決められるが、後に示すように、ウエイトの取り方がこの政策の有効性を左右する。

$$X^*_{1t} = X^*_{1,t-1} + 0.0098052 \quad (2-3)$$

$$X^*_{2t} = X_{t-1} + 0.0098052 \quad (2-4)$$

$$X^*_t = 0.2 X^*_{1,t-1} + 0.8 X_{t-1} + 0.0098052 \quad (2-5)$$

¹⁷ McCallum (1993) 4-5 ページ参照。

¹⁸ すべての変数に対数変換を行った。また利子率以外はすべて季節調整済みデータである。

$$X^*_{t} = 0.5 X^*_{t-1} + 0.5 X_{t-1} + 0.0098052 \quad (2-6)$$

結局、この裁量的金融政策においては、GDPの目標成長経路と、目標経路との乖離を調整するための調整係数 λ の2つについて裁量的に決めることが必要なのである。

シミュレーション実験の手順は次の通りである。まずVARモデルを推定し、その結果として得られた残差を確率的ショックとする。次に、政策ルール(2-1)あるいは政策ルール(2-2)とVARモデルを組み合わせたモデルに、この確率的ショックをデータとして与えて、動学的シミュレーションを行う。ただし裁量的政策ルール(2-2)の場合には、 λ にいろいろな値を与えて、それぞれの値によって如何なる結果が生ずるかを検討する。

政策ルールの評価は、まずMcCallum(1993)にしたがって、シミュレートされた目標経路からの乖離をRMSE(Root Mean Squared Error)を基準に評価する。さらに、名目GDP成長経路の変動で両政策ルールの安定化効果を比較するために、伊藤・北川(1996)にしたがって、シミュレーション値のトレンドからの乖離と現実値のトレンドからの乖離それぞれのRMSEを比較して両者を評価する。金融政策の安定化効果の評価という観点からは、後者の基準にも注目すべきであろう。

4 単位根検定と共和分検定

VARモデルの推定に先だって、まず各変数の単位根検定を行う¹⁹。

単位根検定にも様々な方法があるが、本章では、最も一般的なAugmented Dickey-Fuller(ADF)検定および、誤差項に関する条件が一般的なPhillips-Perron(PP)検定を行った。結果は次の通りである²⁰。

(表 2-1)

この結果より、すべての変数は単位根を持つ非定常変数と判断される。そこでこれら変数について階差をとって同様の検定を行った結果は次の通りである。

(表 2-2)

¹⁹ 単位根検定については、Dickey and Fuller(1979), Phillips and Perron(1988), Hamilton(1994) Chap.15-18, および中尾(1996), 山本(1992), 国友(1996)参照。本章は主として中尾(1996)の手法にしたがっている。また計算はすべてTSPによって行った。

²⁰ 表中の数値は t 値で、括弧内はP値を示す。

GDP デフレーターについては1つの方法でしか定常化が確認されなかったが、その他は各変数とも階差をとることによって定常化されることが確認された。そこで以下本章では、すべての変数が $I(1)$ 変数であるとして議論をすすめる。

そこで次に、非定常な変数間の共和分関係について、Johansen の方法で共和分検定を行った²¹。結果は次に示す通りである。ただしラグの次数は最大 10 までを検討したが、AIC によって最適として選ばれたのは 1 であった。

(表 2-3)

この結果、非定常な変数間に 1 個の共和分ベクトルが存在することが確認された²²。ただし、Johansen の方法は、共和分の空間に関する推計であって、共和分ベクトルから経済構造に関する推論をするためには、何らかの構造モデル的な想定が必要であるという指摘がある²³。また畠中 (1994) は、共和分ベクトル空間は識別されるが共和分行列は識別されないと指摘している²⁴。このため、共和分の検定には Johansen の方法を適用しても共和分ベクトルの推計には、DYNAMIC-OLS²⁵や、FM-OLS²⁶を利用するという例も多い²⁷。しかし、以下の推計では、中尾 (1996) にしたがって、通常の実最小二乗法によって推定した。その結果は次の通りである。

$$Y = 6.5895 + 0.21574P + 0.6369M + 0.00727R - 0.1798G$$

(8.282) (4.407) (20.223) (1.033) (-1.687)

$$ARSQ = 0.9943 \text{ (ただし、括弧内は } t \text{ 値である。)}$$

そこで共和分ベクトルは、

$$(1, -6.5895, -0.21574, -0.63698, -0.00727, 0.17989)$$

²¹ 共和分検定については、Engle and Granger (1987), Johansen (1988), Hamilton (1994) Chap.19-20, 川崎 (1992), 山本 (1992), 国友 (1996) および中尾 (1996) 参照。TSP によって Engle and Granger の方法でもテストを行ったが、この場合はすべて共和分ベクトルが存在しないという結果になったので、以下では Johansen の方法による検定結果を採用することにした。

²² 1%有意水準により評価を行った。

²³ Hamilton (1994) p.651 参照。

²⁴ 畠中 (1994) によると、VAR 過程においてパラメータに関するテストを行うためには、ベクトル部分空間の構造に関するテストを実行しなければならないと述べている。

²⁵ DYNAMIC-OLS については、Stock and Watson (1993) 参照。

²⁶ FM-OLS については、Phillips and Hansen (1990), ならびに Phillips (1995) 参照。

²⁷ 例えば、細野 (1995) は DYNAMIC-OLS を用いてマネーと生産の関係を、平山 (1995) も DYNAMIC-OLS を用いて実質 GNP・価格・貨幣・利子率の関係を、馬場 (1995) は FM-OLS を用いて貨幣需要関数の推定を、副島 (1995) も FM-OLS を用いて通貨残高・GDP・物価についての検定をおこなっている。

であると推定される。共和分残差は当然定常でなければならないが、これは共和分残差に対して単位根の検定をおこない、単位根がないことを判明すればよい²⁸。そこでこのベクトルを使って

$$EC = Y + 6.5895 + 0.21574P + 0.63698M + 0.00727R - 0.17989G$$

を計算し、 EC の単位根検定を行った。結果は以下の表 2-4 に示す通りである²⁹。

(表 2-4)

ADF 検定では、共和分残差は単位根なしと確認されたが、PP 検定では、有意水準 17.5% であり若干問題も残されるが、この結果にもとづいて、このベクトルで計算された残差を次節の誤差修正項のデータとして用いることにする³⁰。

5 誤差修正 VAR モデルの推定

以上の検定結果にもとづいて、この節では誤差修正モデルの考え方を適用して誤差修正 VAR モデル (Vector Error Correction : VEC モデル) を推定する³¹。

誤差修正モデルは、階差変数間の関係で示される短期のダイナミックスを、共和分関係が示す「長期均衡」からの乖離によって修正するメカニズムと解釈される。そこで誤差修正モデルでは、非定常変数を階差をとることによって定常化し、階差変数間の関係に「長期均衡」からの乖離を表す誤差修正項を加える。このために共和分ベクトルを使って誤差修正項のデータが計算される。VAR モデルでも共和分関係にある非定常変数の階差を従属変数とする式には、誤差修正項を加えて誤差修正 VAR モデルを推定する。

第 4 節で説明したように、共和分ベクトルを使って計算した次の残差

$$EC = Y + 6.5895 + 0.21574P + 0.63698M + 0.00727R - 0.17989G$$

を誤差修正項のデータとして、誤差修正 VAR モデルを推定した結果は表 2-5 に示す通りである³²。ただし、ラグの次数は最大を 8 として AIC 基準 (Akaike Information Criterion) ならびに、SBIC 基準 (Schwarz Bayesian Information Criterion) によって選択した結果、4

²⁸ 森棟 (1995) 291 ページ参照。

²⁹ 表中の数値は τ 値で、括弧内は P 値を示す。

³⁰ 共和分ベクトルで計算した誤差修正項を、通常の VAR モデルに含めて誤差修正 VAR モデルを導出する場合には様々な問題があるが、本章においては平山 (1995) を参照して推定を行った。

³¹ 誤差修正モデルについては Engle-Granger (1987)、中尾 (1996) などを参照。また誤差修正 VAR モデルについては、Hamilton (1994) Chap.19、川崎 (1992) などを参照。

³² 表 2-5 では、VAR モデルの説明変数に係わるパラメータ推計値については省略した。

次が選ばれた³³.

(表 2-5)

VAR モデルは、普通の回帰モデルの場合と同様、誤差項が平均=0、分散、共分散が有限で一定の正規分布に従うという条件の下で推定される。

上記の表における、LMAR1, 2 統計量は次数が 1, 2 の場合における自己相関の Breusch-Godfrey の LM 検定, QSTAT1, 2 統計量も次数が 1, 2 の場合の Ljung-Box の Q 統計量である。ARCH 統計量は誤差項の条件付き分散つまり自己回帰型の分散均一性の検定であり、BPHT 統計量は Breusch-Pagan の分散均一性検定である。JB 統計量は Jarque-Bera の誤差項正規性検定である³⁴。

誤差項の系列相関は、DHALT と LMAR1 において系列相関の存在を否定できないものも含まれるが、LMAR2 や QSTAT でみると、系列相関なしと判断される。分散均一性の検定では、BPHT でみても、ARCH でみても分散はほぼ均一であると判断される。しかし、正規性の仮定については問題が残る³⁵。

一方、個々の係数において有意でないものも存在するが、F 検定の結果は有意である。しかし第 3 節で述べたように、実験を行う際には、土台となるモデルが日本経済の動向を数量的に把握するものとして適切であるかどうかという問題がある。そこでこのモデルの説明力を動学的シミュレーションによってテストしてみる。すると、名目 GDP について表 2-6 のような結果が得られた。ちなみに実質 GDP、物価については表 2-7・2-8 の通りである。

ただしテスト期間は後で行う実験期間に合わせて、1985 年第 1 四半期から 1992 年第 4 四半期とした。

(表 2-6・2-7・2-8)

本章で最も関心がある名目 GDP については、誤差が 5%未満と十分満足のいく結果が得られた。よって、このモデルが日本経済の動向を把握するものとして適切であると判断されるため、実験にはこの結果を採用することにする。

³³ ラグの次数選択についてはいくつかの基準があり、なかでも AIC や SBIC が有名である。AIC と SBIC の特徴については山本 (1988) 97-100 ページ、および北坂 (1993) 参照。本章では、AIC・SBIC 両方の検定を行い、共に最適な次数として選択された 4 を採用した。

³⁴ これらの計算はすべて TSP で行った。

³⁵ 誤差項の正規性に関する検定については不十分なものも含まれる。モデルに含めるべき変数の追加や、ラグの長さの選定など検討の余地が残る。

6 シミュレーション実験

最後に、本章の主題である $k\%$ ルールと裁量的政策ルールとしての名目 GDP 中間目標ルールのいずれが経済安定化政策として有効であるかという問題について、以上で推定されたモデルによってシミュレーション実験を行う。

まず $k\%$ ルールの経済安定化効果について考察する。このために、(2-1)式と第5節で推定された VAR モデルを組み合わせた上で、VAR モデルから得られた残差を確率的ショックとして与えて、シミュレーションを行う。

次に名目 GDP 中間目標ルールについて考察する。このために、(2-2)式に(2-3)から(2-6)式のいずれかを加え、これと VAR モデルを組み合わせた上で、VAR モデルから得られた残差を確率的ショックとして与えて、シミュレーションを行う。

こうして得られた名目 GDP のシミュレーション値を比較し、両政策ルールのパフォーマンスを検討する³⁶。

本章は、バブル期の経済変動と金融政策の関係に焦点を合わせているため、シミュレーションの実験期間は、1985年第1四半期から1992年第4四半期とした。

両政策ルールの有効性を判断する基準として、まず第一に、シミュレーション値の目標経路からの乖離を示す RMSE を採用する。その結果は表 2-9 に示されている³⁷。

(表 2-9)

$k\%$ ルールすなわち固定的貨幣供給ルールというのは、名目 GDP の目標からの乖離にマネーサプライを反応させないことを表している。つまり、直近4年間の流通速度平均成長率の調整はするが、基本的には、一定のマネーサプライの成長率を目指す政策ルールである。これに対して、名目 GDP 中間目標ルールは、名目 GDP の目標経路を定め、実績値がこれから乖離した場合、それに見合っただけに貨幣供給量を調整する。したがって、この両ルールのパフォーマンスを上記の基準で比較すると、当然のことながら最小の RMSE は「名目 GDP 中間目標ルール」による政策運営の場合に得られる。ただし、いずれの目標経路の場合にも $\lambda = 1$ のときに RMSE が最小になり、誤差率は 0.5% 前後であるといえる。

しかし注目すべき点が 2 つある。とくに目標経路(4)の場合をみると、1 つは、 $k\%$

³⁶ もちろん、実質 GDP と物価水準についても同様の検討を行ったが、本章では主として名目 GDP に焦点をあてる。

³⁷ 調整係数 λ については 0.5 きざみでいろいろな値を与えて実験を行ったが、表 2-9 にはその一部だけが示されている。

ルールによる政策運営によっても、RMSEはわずか0.0057である。そして第2に、裁量政策によって調整係数を過大にし過ぎると、 $k\%$ ルールよりパフォーマンスが悪くなるということである。また目標経路の設定の仕方によっても結果は異なる。すなわち、名目GDP中間目標ルールの有効性は、当然のことながら、政策担当者の裁量的判断の内容に大きく依存しているということである。

そこでもう一つ、別の基準によって両政策ルールの有効性の検討を行ってみよう。それは、シミュレーション値のトレンドからの乖離をRMSEによって比較しようというものである。シミュレートされた名目GDPの値とそのトレンド値との間のRMSEは以下の表2-10に示されている。これは名目GDPの成長が一様な成長経路からどの程度乖離し変動しているかをRMSEで計るものであり、安定的成長の程度を示す尺度となっている。表2-10には、参考のために、この期間中における現実の成長経路のRMSEと、それぞれのケースの成長率が示されている。同様のことを、実質GDPについて行ったのが表2-11である。

(表 2-10・2-11)

まず表2-10においては、第一の基準と同様に $\lambda = 1$ のRMSEが非常に小さいが、 $k\%$ ルール政策によっても現実値のRMSEとさほど変わらない。しかし、名目GDP中間目標ルールの場合には、目標経路の設定如何と、調整係数の選び方によって、現実値や $k\%$ ルールよりもパフォーマンスは悪くなってしまうことがある。このように、名目GDPの安定的成長という観点からみても、調整係数 λ や目標経路 X^* をどのように設定するかによって、マクロのパフォーマンスは大きく異なってくる。

一方、実質GDPについては表2-11に見られるように、すべての目標経路において $k\%$ ルールのRMSEが最小である。

この結果は、伊藤・北川(1996)による分析を再確認するものである。この論文によれば、RMSEで測られた実質GDPのトレンド周りの変動は、いずれの場合も固定的貨幣供給ルールの際に最小であった。しかも、この結論はVARモデルによる実験だけでなく、簡単なケインジアン・モデルによる実験でも裏付けられている。したがって、実質GDPの安定的成長という観点からは、 $k\%$ ルールが最も望ましい金融政策ルールである、というのが伊藤・北川(1996)の重要な結論であった。

本章におけるVECモデルによる実験においても、実質GDPの安定的成長という観点から捉えるならば、 $k\%$ ルールが最も望ましい金融政策ルールと考えられる。しかし、本章の最も関心事である名目GDPの安定的成長という観点と兼ね併せて考察してみるならば、それほど明確には結論できない。このマッカラム方式による実験的研究はモデルに関して

頑健でない可能性があるので、計量モデルによる分析についても誤差修正モデルによる再推定結果によって実験し直してみる必要があるであろう。

7 おわりに

以上、誤差修正 VAR モデルにもとづく実験的研究によって、金融政策運営方式における「ルールか裁量か」という問題への接近を試みた。結論的に言うならば、評価基準をどのように定めるかによって、金融政策の有効性に関する計量経済学的な評価結果は異なる。

しかし一般的に言えば、本章の計量経済学的実験結果からは、名目 GDP 中間目標ルールのマクロ・パフォーマンスが優れているという結論が得られた。その意味では「ルールより裁量」というのが、本章の結論である。

ただし、それには重要な留保条件がある。すなわち、名目 GDP 中間目標ルールという裁量的な金融政策運営が優れたパフォーマンスを示すためには、第一に、中間目標として適切な名目 GDP 目標経路を設定すること。第二に、中央銀行が裁量的に決定するマネーサプライの調整スピードが適切であること。本章の実験によれば、調整係数 λ の値の選択には、まさにピンポイントの正確さが求められる。この二つの条件が満たされることが絶対の必要条件であり、以上二つの条件が満たされるときには、裁量的金融政策運営は望ましいといえるであろう。

しかし、もしこの調整スピードを誤れば、経済変動の振幅は $k\%$ ルールの場合より大きくなってしまふ。本章の実験結果によれば、過大な調整を行うと、目標経路から大きくはずれるとともに、成長経路の変動は極めて大きくなってしまふ。そういう意味では、はじめに引用したフリードマンの見解のように、 $k\%$ ルール方式は決して最善ではないが、裁量方式によるよりは経済変動を引き起こす危険が小さいという、マネタリストの主張には説得力があるように思われる。

表 2-1 変数の単位根検定の結果

	実質 GDP	GDP デフレーター	貨幣供給量	利子率	実質 政府支出
ADF	-2.9715 (0.140)	-0.7852 (0.966)	-2.1249 (0.532)	-0.4984 (0.983)	-0.5138 (0.982)
PP	-6.1036 (0.737)	-0.3254 (0.994)	-5.6384 (0.773)	1.7424 (0.999)	-0.9276 (0.989)

注：括弧内の値は P 値である。

表 2-2 第 1 階差の単位根検定の結果

	実質 GDP	GDP デフレーター	貨幣供給量	利子率	実質 政府支出
ADF	-3.4026 (0.051)	-2.5430 (0.306)	-3.5343 (0.035)	-3.5412 (0.035)	-6.7527 (5.092D-08)
PP	-122.06 (3.22D-12)	-58.885 (1.22D-5)	-48.005 (1.54D-5)	-39.942 (0.001)	-137.64 (7.50D-14)

注：括弧内の値は P 値である。

表 2-3 Johansen による共和分検定の結果

仮説	P 値
H0: $r = 0$	0.00005
H0: $r \leq 1$	0.00333
H0: $r \leq 2$	0.28307
H0: $r \leq 3$	0.75577
H0: $r \leq 4$	0.37094

表 2-4 共和分残差の単位根検定の結果

	共和分残差
ADF	-3.9888 (0.009)
PP	-15.3032 (0.175)

注：括弧内の値は P 値である。

表 2-5 4 変数誤差修正 VAR モデルの推定結果

VAR モデル中の内生変数： ΔY_t , ΔP_t , ΔM_t , ΔR_t

外生変数：定数項, ΔG_t , 誤差修正項 EC_{t-1}

	従属変数 ΔY_t	従属変数 ΔP_t	従属変数 ΔM_t	従属変数 ΔR_t
SE=	.01102	.01166	.01424	.14091
ARSQ=	.37824	.65439	.48693	.38751
DHALT=	-2.0853	-2.1143	-.74803	.32967
(P-value)	(.037)	(.034)	(.454)	(.742)
LMAR1=	4.3484	4.4703	.55956	.10868
(P-value)	(.037)	(.034)	(.454)	(.742)
LMAR2=	4.5629	4.2745	.58811	.25064
(P-value)	(.102)	(.118)	(.745)	(.882)
QSTAT1=	.11498	.23867	.02350	.6138E-03
(P-value)	(.735)	(.625)	(.878)	(.980)
QSTAT2=	.23549	.45341	.02530	.02242
(P-value)	(.889)	(.797)	(.987)	(.989)
ARCH=	.7246E-02	.03803	1.1628	2.7920
(P-value)	(.932)	(.845)	(.281)	(.095)
BPHT=	27.097	31.837	31.113	29.522
(P-value)	(.168)	(.061)	(.072)	(.102)
JB=	99.159	1.2661	2.3001	23.879
(P-value)	(.000)	(.531)	(.317)	(.000)
F 値=	4.3025	11.278	6.1523	4.4345
(P-value)	(.000)	(.000)	(.000)	(.000)
AIC=	-6.4827	-6.9571	-6.1615	-1.4013
SBIC=	-8.7954	-9.2698	-8.4742	-3.7140

表 2-6 名目 GDP のシミュレーション・テスト結果

相関係数	0.99676
RMSE(Root Mean Squared Error)	0.04909
タイトルの不一致係数	0.00190

表 2-7 実質 GDP のシミュレーション・テスト結果

相関係数	0.98927
RMSE(Root Mean Squared Error)	0.03348
タイトルの不一致係数	0.00130

表 2-8 物価のシミュレーション・テスト結果

相関係数	0.96965
RMSE(Root Mean Squared Error)	0.02355
タイトルの不一致係数	0.27365

表 2-9 目標経路との RMSE

	目標経路 (2-3)	目標経路 (2-4)	目標経路 (2-5)	目標経路 (2-6)
固定的貨幣供給ルール	0.0621	0.0053	0.0133	0.0314
名目 GDP 中間目標ルール ($\lambda = 1.00$ の場合)	0.0199	0.0033	0.0034	0.0052
($\lambda = 2.00$ の場合)	0.0500	0.0241	0.0043	0.0078

表 2-10 名目 GDP のトレンドとの RMSE

	トレンドからの乖離(RMSE)			
現 実	0.0194			
	目標経路 (2-3)	目標経路 (2-4)	目標経路 (2-5)	目標経路 (2-6)
固定的貨幣供給ルール	0.0214			
名目 GDP 中間目標ルール ($\lambda = 1.00$ の場合)	0.0162	0.0089	0.0051	0.0083
($\lambda = 2.00$ の場合)	0.0486	0.0134	0.0039	0.0068

	トレンド(成長率%)			
現 実	0.0147			
	目標経路 (2-3)	目標経路 (2-4)	目標経路 (2-5)	目標経路 (2-6)
固定的貨幣供給ルール	0.0112			
名目 GDP 中間目標ルール ($\lambda = 1.00$ の場合)	0.0086	0.0095	0.0086	0.0094
($\lambda = 2.00$ の場合)	0.0085	0.0096	0.0092	0.0093

表 2-11 実質 GDP のトレンドとの RMSE

	トレンドからの乖離(RMSE)			
現 実	0.0139			
	目標経路 (2-3)	目標経路 (2-4)	目標経路 (2-5)	目標経路 (2-6)
固定的貨幣供給ルール	0.0057			
名目 GDP 中間目標ルール ($\lambda = 1.00$ の場合)	0.0122	0.0059	0.0096	0.0127
($\lambda = 2.00$ の場合)	0.0533	0.0085	0.0093	0.0092

	トレンド(成長率%)			
現 実	0.0108			
	目標経路 (2-3)	目標経路 (2-4)	目標経路 (2-5)	目標経路 (2-6)
固定的貨幣供給ルール	0.0100			
名目 GDP 中間目標ルール ($\lambda = 1.00$ の場合)	0.0097	0.0098	0.0097	0.0101
($\lambda = 2.00$ の場合)	0.0083	0.0100	0.0100	0.0101

第3章 金融政策の波及経路 —四半期データによる分析—

1 はじめに

1980年代に入って、マネーサプライと実体経済の関係が希薄化し、中央銀行が行うマネーサプライ・ターゲティングの有効性に疑問が持たれるようになって以来、金融政策の波及経路が重要なテーマとして議論されるようになった³⁸。それは主として、マネー・パラダイムとクレジット・パラダイムという代替的な考え方について、理論的実証的な観点から論じられた。もちろん、金融政策の波及経路としてのマネー・チャンネルとクレジット・チャンネルの問題は、古川（1995）が指摘するように、経済学説史上「通貨主義」と「銀行主義」以来の古くて新しい問題である。しかし Bernanke and Blinder（1988）がこの問題をフォーマルに取り扱うために、貨幣・債券および銀行貸出を含む簡単なマクロ・モデルを提示して、マネー・ビューとクレジット・ビューの相違が、これら3金融資産の間の代替性をどのように想定するかに依存することを示して以来、議論の焦点はかなり明確になってきた。

他方、1980年代末から1990年代初頭にかけて発生したバブル経済とその崩壊は、中央銀行の在り方を根本的に問い直す大論争を巻き起こした。この論争の根本は、マネーサプライ・コントロールは可能かというところにあるが、直接的には、日銀がマネタリーベースをコントロールできるか否かが争われたのである。日銀の立場（例えば翁（1993）参照）は、マネタリーベースは民間銀行の需要に応じて出すのであって、恣意的に増減することはできないというものである。この「日銀理論」に対して、岩田（1993）は、「日銀理論」を放棄して、バブル崩壊期には手形や国債の買いオペレーションなどによってマネタリーベースを増やすべきであったと批判した。その後、この論争は日本の準備金積立制度に関する技術的な観点からの議論が中心となってしまった感があるが、問題は、バブル崩壊期のマネーサプライ伸び率の低下が、景気の低迷に伴う資金需要の低下という実体経済の動向を反映しているのか、日銀の引き締め政策によって引き起こされたものであって、バブル崩壊の原因となったのかどうかという点にある。果たして、マネーサプライ管理は中央銀行の責任ではないのであろうか。

以上のようにみてくると、中央銀行の操作変数とされるマネタリーベースあるいは短期

³⁸ マネーサプライ・ターゲティングの有効性に関しては、グッドハートの法則（ M_1 や M_2 など特定の貨幣概念を、物価やGDPといった金融政策の最終目標との関連が高いとしてターゲットに採用した途端、最終目標との関連性が崩壊してしまうこと）による議論もある。詳しくは平山（2015）127ページおよび168ページ参照。

金利を含む金融諸変数と実体経済変数の間および金融変数相互間にどのような因果関係があるのかということが、金融政策の波及経路を考えていく上での重要なキー・ポイントになることがわかる。

本章の目的は、このような金融および実体経済諸変数の間の因果関係を、Granger 因果性テストによって実証的に分析して、バブル経済の原因や金融政策の波及経路解明の手がかりを求めることにある。

このために、次の第2節で Granger 因果性テストに関する簡単なサーベイを行い、次いで第3節では、分析のための VAR モデルに含める変数の選択を行い、これらの変数の時系列的特性について検定を行う。最後に第4節で、第3節で紹介した手法を適用して、諸変数間の因果性について分析し、これまでの諸研究との比較を行う。

2 Granger 因果性

経済変数間の因果関係を統計的に調べることは、同時方程式体系に含まれる変数の外生性の問題とも関連して、計量経済学における重要な課題である。この問題に答えるために Granger (1969) は、限られた意味での因果性を検定する方法を提案した。彼によれば、もし x に関する過去の情報が y の予測を改良するのに役立つならば、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。

このような意味での Granger 因果性は、VAR モデルによってテストすることができる。例えば、次のような k 次の 2 変量 VAR モデルを考える。

$$x_t = \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} x_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} y_{t-i} + u_{1t}$$

$$y_t = \sum_{i=1}^k \alpha_{2i} x_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} y_{t-i} + u_{2t}$$

ここで、 $\beta_{1i} = 0$ ($i=1, 2, \dots, k$) ならば、 y は x の「Granger の意味での」原因ではない。すなわち、 y から x への「Granger 因果性」は存在しない。同様に、 $\alpha_{2i} = 0$ ($i=1, 2, \dots, k$) ならば、 x から y への「Granger 因果性」は存在しない。この因果性テストは、前者について言えば、

帰無仮説 $H_0 : \beta_{11} = \beta_{12} = \dots = \beta_{1k} = 0$

対立仮説 $H_1 : \beta_{1i} \neq 0$ (いずれかの i について)

とする F 検定によって行うことができる。あるいは尤度比検定, Wald 検定, ラグランジュ乗数検定によってテストすることもできるが, 各検定量は F 統計量の関数になっているから, これらの検定は基本的に同等である。もちろん x から y への因果性については

帰無仮説 $H_0 : a_{21} = a_{22} = \dots = a_{2k} = 0$

対立仮説 $H_1 : a_{2i} \neq 0$ (いずれかの i について)

として検定を行えば良い。

Sims (1972) は, このように定義された「非因果性」の検定は, 「外生性」の検定であると考えた。この手法は, Sims (1980) がアメリカとドイツを対象として実物部門の外生性をテストするために用いて以来, きわめて一般的になった。

しかし, このテストは x, y が定常であることが前提である。この前提が満たされない場合は, F 統計量は漸近的に F 分布に従わないので, F 検定は有効でなくなる。そこで非定常な変数を含む場合には, 階差モデルか, または最近の時系列分析における成果を取り入れた誤差修正 VAR モデルが使われてきた。

ところが Sims, Stock and Watson (1990) は, 単位根が存在する場合でも, 変数間に共和分関係がある場合には, レベル変数による VAR モデルで因果性テストが行えることを示した。彼らは, 共和分関係にある 3 変量のレベル VAR モデルの推定結果から作られた Wald 統計量が, 帰無仮説の下で漸近的に χ^2 分布に従うことを証明した³⁹。

Toda and Phillips (1993) は Sims, Stock and Watson (1990) をさらに一般化して同様の結論が得られることを証明した。もっとも, 彼らはレベル VAR モデルによる Granger 因果性テストが妥当するためには, 共和分関係について厳しい条件が必要であり, 誤差修正 VAR モデルによる方が効果的であることを指摘している⁴⁰。

これに対して, Toda and Yamamoto (1995) は, 単位根や共和分に関する事前のテストを行うことなく, レベルの VAR モデルによって Granger 因果性テストを適用することが可能であることを証明した。

彼らによれば, 検定のためのモデルには, ラグの真の長さが k であるとき, それに少なくとも d 個のラグを加えて, ラグ $p (\geq k+d)$ の VAR モデルを推定する。ここで d は存在するかもしれない共和分の最大の次数である。推定結果にもとづいて最初の k 個の係数のゼロ制約について検定すれば良い。彼らは, 帰無仮説が真なるとき, Wald 統計量が漸近的 χ^2 分布に従うことを証明した。

³⁹ Sims, Stock and Watson (1990) pp.129-135 参照。

⁴⁰ Toda and Phillips (1993) p.1387 参照。

Toda and Yamamoto の方法を簡単に紹介すると、次の通りである⁴¹.
 次のような k 次の n 変量 VAR モデルを考える.

$$y_t = r_0 + r_1 t + \dots + r_q t^q + J_1 y_{t-1} + \dots + J_k y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (3-1)$$

y_t は n 個の時系列からなるベクトルである. モデルの係数制約を検定するための帰無仮説は次のように定式化される.

$$H_0: f(\phi) = 0 \quad (3-2)$$

ただし $\Phi = (J_1, J_2, \dots, J_k)$ として, $\phi = \text{vec}(\Phi)$ である⁴².

検定のためには、次のようなレベルの VAR モデルを最小二乗法で推定する.

$$y_t = r_0 + r_1 t + \dots + r_q t^q + J_1 y_{t-1} + \dots + J_k y_{t-k} + \dots + J_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3-3)$$

ここで $p \geq k + d$ であって、ラグ k のモデルにさらに少なくとも d 個のラグを付加してを行う. ただし, J_{k+1}, \dots, J_p は本来ゼロでなければならないから, パラメータ制約一タ制約(2)にはそれらを含まないことに注意する必要がある.

Toda and Yamamoto (1995) は, y_t がトレンド回りで定常であっても, $I(1)$ や $I(2)$ であっても, それらが共和分関係にあってもなくても, 推定値にもとづいて標準的な Wald 統計量を作れば, 帰無仮説(3-2)の下では, それが漸近的 χ^2 分布を持つことを証明した. 従ってこの方法では, DGP の和分・共和分的性質についてほとんど注意を払う必要がない.

2 変量 x_t, y_t の場合について具体的に説明しよう. これらの変数は 1 次のトレンド回りの共和分の最大の次数がせいぜい 2 であると考えとする. このときには, 本来のラグの次数を k として次式を推定する.

$$x_t = \gamma_{10} + \gamma_{11} t + \sum_{i=1}^{k+2} \alpha_{1i} x_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+2} \beta_{1i} y_{t-i} + v_{1t}$$

⁴¹ Toda and Yamamoto (1995) pp.227-230 参照.

⁴² より厳密には Toda and Yamamoto (1995) p.228 参照.

$$y_t = \gamma_{20} + \gamma_{21}t + \sum_{i=1}^{k+2} \alpha_{2i}x_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+2} \beta_{2i}y_{t-i} + v_{2t}$$

そこで、 y から x への Granger 因果性をテストするためには、

帰無仮説 $H_0: \beta_{11} = \beta_{12} = \dots = \beta_{1k} = 0$

対立仮説 $H_1: \beta_{1i} \neq 0$ (いずれかの i について)

として Wald 統計量を求める。帰無仮説が真であるとき、この統計量は自由度 k の漸近的 χ^2 分布に従う。したがって検定統計量が臨界値を越えるとき、 y は x への Granger 因果性を持たないという帰無仮説を棄却する。

もっとも、この方法はモデルに含める変数が多く、かつラグが 1 の場合には問題があり、そういう意味で、彼らも、この方法がこれまでのテスト方法に取って代わるのではなく、それを補完する方法であることを注意している⁴³。

以下、本章では以上説明したような Granger 因果性テストに関する最新の成果を踏まえて、金融変数と実体経済変数間の因果性についてテストし、この結果をこれまでの方法による検定結果と比較しながら、金融政策の波及経路について考察したい。

3 変数の選択とデータの時系列的特性

(1) 変数の選択

以下の分析で如何なる変数をモデルに含めるかについて述べる前に、この分野におけるこれまでの研究経過について概観しておきたい。

本章の目的は、Granger の因果性テストによって金融変数と実体経済変数の関係を分析し、その結果を先行諸研究と比較しながら、金融政策の波及経路について考察することである。もっとも、第 2 次大戦後の経済学を支配していたケインズ経済学においてもあるいはマネタリズムにおいても、金融政策の波及経路としてはマネー・チャネルしか考えられていなかった。これに対して、Modigliani and Papademos (1980) が、マネー・チャネルは金融政策の 1 つの経路にすぎないと批判して以来、クレジット・チャネルの重要性が注目されるようになったのである。

とくに民間投資が主として銀行信用によってファイナンスされていた高度成長期の日本経済では、当然、クレジット・チャネルは重要な金融政策の波及経路であったはずであ

⁴³ Toda and Yamamoto (1995) p.246 参照。

る。それにもかかわらず、マネー・パラダイムとクレジット・パラダイムの問題は日本では大きく取り上げられてこなかった。また、バブル経済の発生と崩壊をめぐって行われた「マネーサプライ論争」も、結局は、金融政策の波及経路に関連しているが、この問題をそういう観点から実証的に分析した試みはそれほど多くないと言って良いであろう。

そこで、日本における金融変数と実体経済変数の関係を実証的に分析したいくつかの研究を取り上げて紹介する。

マネーサプライと実体経済の関係が希薄化したことを指摘した論文として、多くのエコノミストに引用されるのは日本銀行（1992）である。しかし、この論文は、1970年代に比べて1980年代にはM2+CDとGNPや物価との間の時差相関係数が小さくなったこと、およびリーズナブルな先行性が失われたことを指摘したにすぎないものであった。

これに対して、マネー・チャンネルに代わるクレジット・チャンネルに注目し、Bernanke and Blinder（1988）のフレームワークに従って貨幣需要関数と信用需要関数の安定性の吟味を通じて、マネー・チャンネルとクレジット・チャンネルの相対的重要性を検討するという試みなども行われたが⁴⁴、この分野の主たる研究では、VARモデルの推定結果にもとづいて、Granger因果性をテストする分析が最も多く行われている。

Granger因果性テストによってこの問題を分析した日本で最初の試みは古川（1985）である。その後、日銀（1988）、岩淵（1988）、小林（1993）、細野（1995）、小林（1995）、宮越（1996）、あるいは畠田（1997）を挙げることができるであろう。

まず細野（1995）は、1965年第1四半期から1992年第4四半期の四半期データによって、実質M2+CD、実質貸出残高、実質GDPおよびコールレート、長期金利とインフレ率を含むVARモデルを推定し、それにもとづいてマネーサプライと銀行貸出のGDPへのGranger因果性をテストしている。ただしその中心となっているモデルは、非定常な変数は誤差修正項の形で入っているだけで、通常の誤差修正モデルとは極めて異なっているし、マネーサプライや銀行貸出が実質化されている点でも他の諸研究とは異なる。しかしそこから得られる主要な結論は、マネーサプライや長期金利の変化はGDPに影響を与えるが、銀行貸出はGDPに対して追加的な影響を及ぼしている証拠は見いだせないというものであった。

これに対して小林（1995）は、1983年1月から1994年3月の月次データによってハイパワードマネー、マネーサプライ（M2+CD）および産出（鉱工業生産指数）の3変数VARモデルを推定し、これによって3変数間の因果関係を分析している。この論文の特徴は、Granger因果性のテスト方法をめぐる議論を整理し、結論が方法に関して頑健であることを示している点にある。すなわちこの論文では、まずToda and Yamamotoの方法を

⁴⁴ 例えば、古川（1985）、釜（1988）、伊藤（1996）など。

適用して、マネーサプライから鉱工業生産指数に対しては一方的因果性しか見いだせないこと、ただしマネーサプライとハイパワードマネー、ハイパワードマネーと鉱工業生産指数の間には双方向的因果性が見いだせることを示している。

しかも小林論文では、Toda and Yamamoto の方法以外に、Sims, Stock and Watson したがって Toda and Phillips の方法と誤差修正モデルによる方法も適用して、同様の結論が得られることを確かめている。

この結果から導出される小林論文の重要な結論は「実体経済の大きさはマネーサプライ以外の要因によって決まり、実体経済の大きさに応じてマネーサプライが決まり、そのマネーサプライに対してハイパワードマネーの大きさが決まるとする、しばしば主張される一連の因果関係は支持されない」⁴⁵というものであって、「日銀理論」の背後にある見解を否定していることである。

宮越 (1996) は、マネーサプライ (M2+CD) と名目 GDP の 2 変数にしぼって、金融変数の実体経済への因果関係を検定している。しかも 2 変数とも、対前期比あるいは対前年同期比に変換している。そして 2 変数が共和分関係にあることを確かめた上で、この論文ではもっぱら Toda and Phillips の方法を適用する。標本期間は 1975 年第 1 四半期から 1990 年第 4 四半期であるが、金融自由化の前後を比較するために、この期間を 2 つに分割して分析している。

結論としては、前半期には 2 変数間の因果関係が見いだせるが、後半期、すなわち金融自由化が進展した 1980 年代に入ると両者の間の因果性が失われ、金融変数と実体経済変数の関係が希薄化したという通説を裏付けるものとなっている。

畠田 (1997) の特徴は、日本におけるクレジット・チャネルの存在をインパルス応答関数を推定することによって実証的に検討していることである。したがって、上記 3 論文のように Granger 因果性テストによる分析と趣を異にするが、銀行のバランスシートの調整過程という観点から VAR モデルを構成している点で興味深いアプローチである。

クレジット・チャネルが存在するための条件は、Bernanke and Blinder (1988) が示しているように、銀行貸出と債券が不完全代替関係にあることである。畠田論文では、「この条件が存在する下では、金融政策の通常の経路以外に、銀行信用波及経路が存在する可能性がある。すなわち、銀行準備の変動に伴い、市中銀行は貸出量と保有する証券との間での最適な資産選択行動の結果、能動的に貸出量を抑える行動をとる場合もある。」として、クレジット・チャネルを通して金融政策の効果が一層大きくなる可能性を指摘している。また「1990 年のバブル崩壊以降の日本経済の低迷と銀行貸出伸び率の低迷の間には、密接な関係がありそうである。」とも述べて、クレジット・チャネルの問題だけでは

⁴⁵ 小林 (1995) 98 ページ参照。

なく、「マネーサプライ論争」とも関連する論点にも言及している⁴⁶。

畠田論文は、このような問題点を分析するために、次のような 4 変量 VAR モデルを設定する。

$$Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Q + \sum A_j Y_{t-j} + u_t$$

ただし、 $Y = [r, y, p, x]$ であって、 r はコールレート、 y は実質 GNP、 p は消費者物価指数である。そして x は銀行のバランスシートの資産・負債項目（貸出量、有価証券、預金量、CD+準通貨）のいずれかである（ t はトレンド変数、 Q は季節ダミー変数）。

そして、単位根検定および共和分検定の結果にもとづいて、定常変数である実質 GNP とコールレート以外は、階差をとって定常化し、誤差修正項を含まない VAR モデルを推定し、このモデルによってコールレートに対するインパルス応答関数を推定して、以下の推論を行うのである。

結論は、「銀行貸出と銀行が保有する証券は、リスクと流動性の点において、銀行にとって不完全代替な資産であると考えられる。したがって、銀行信用波及経路の必要条件は成立する。」とくに「銀行信用波及経路は少なくとも中小企業においては存在していると考えられる。」というものであった⁴⁷。

単位根検定と共和分検定について、それぞれ Augmented Dickey=Fuller 検定および Engle=Granger 検定だけで結論を出しているのは不十分な気がするが、金融政策の波及経路や金融変数と実体経済変数の関係を分析するために、金融政策に対する銀行のバランスシートの調整過程という観点から、バランスシートの資産負債項目を含む VAR モデルで分析するという方法は、今後の方向の 1 つとして注目すべきであろう。

以上の 4 論文は、分析目的も分析手法も必ずしも同一ではないが、VAR モデルで金融変数と実体経済変数の関係を分析するという意図においては共通である。そこで本章の分析目的から考えて、これらの論文を参考にして変数選択を行い、モデルに含めるべき変数として次の 10 個を選んだ。

- 1) 実体経済変数：実質 GDP、物価
- 2) 金融変数：マネーサプライ、マネタリーベース、預金、CD+準通貨、
銀行貸出、銀行保有有価証券、コールレート、プライムレート

そして、これらの諸変数を含むいくつかの VAR モデルによって、主として金融変数から実体経済変数への因果性、および金融政策変数の他の金融変数に対する因果関係について分析することにする。

⁴⁶ 畠田（1997）16 ページ参照。

⁴⁷ 畠田（1997）29 ページ参照。

(2) データの時系列的特性

標本期間はデータの制約から 1964 年第 4 四半期から 1995 年第 4 四半期とした⁴⁸。変数記号と各変数の説明は次の通りである。ただし、変数はすべて対数変換してある。またすべて季節調整値であり、原系列しか得られないデータについては、TSP によって季節調整を施した。金額の単位は 10 億円である。

Y : 実質 GDP (1990 年価格), 資料『国民経済計算年報』

M : マネーサプライ (M2+CD), 末残高, 資料『経済統計月報』

H : マネタリーベース (現金+日銀預け金), 資料『経済統計月報』

L : 貸出金, 資料『経済統計月報』

S : 有価証券, 資料『経済統計月報』

D : 預金量, 資料『経済統計月報』

CD : CD+準通貨, 資料『経済統計月報』

P : GDP デフレーター (1990 年=1)

CR : コールレート(無条件物, 単位%), 資料『経済統計月報』

PR : 長期プライムレート (単位%), 資料『経済統計月報』

ただし、 H , L , S , D , CD は「マネタリーサーベイ」の「預金通貨銀行勘定」の各項目である。

以上のデータを用いて、まず各変数の単位根検定を行う。

単位根検定も様々な方法があるが、本章においては、最も強力な検定であるとされる加重対称タウ検定 (Augmented Weighted Symmetric Tau Test=WS)⁴⁹ならびに誤差項に関する条件が一般的な Phillips-Perron (PP) 検定⁵⁰を行った。結果は以下の表 3-1 の通りである⁵¹。

(表 3-1)

表 3-1 の結果より、すべての変数は単位根を持っている事が確認される。そのため、これらの変数について階差をとって同様の検定を行った。結果は次の表 3-2 の通りである⁵²。

⁴⁸ 標本期間の長さから構造変化の可能性という問題は残されている。

⁴⁹ Pantula, Gonzalez-Farias and Fuller (1994) 参照。

⁵⁰ Phillips and Perron (1988) 参照。

⁵¹ 表中の数値は τ 値で、括弧内は P 値である。

⁵² 表 3-2 では変数の第 1 階差を示すために、変数の先頭にアルファベットの D を付している。

(表 3-2)

*DM*については1つの方法で有意水準 13%と微妙なところではあるが、各変数とも階差をとることによって、単位根を持つという帰無仮説は棄却される。よって、すべての変数が $I(1)$ 変数であることが確認される。

各変数とも階差をとることによって定常化されることが確認されたので、次に、非定常な変数間の共和分関係について、後の第 4 節で述べるような 3 つのグループに分けて Johansen の方法で共和分検定を行った⁵³。結果は以下の表 3-3 から表 3-5 に示す通りである。3 つの変数グループは第 4 節において因果関係テストを行う際のモデルに対応している。

(表 3-5・3-4・3-5)

この結果、表 3-3 においては 1 つの共和分ベクトルが存在することが確認された。しかし、表 3-4 および表 3-5 に示す通り金融変数相互間においては、共和分関係の存在は認められなかった⁵⁴。

4 因果性の分析

(1) Toda and Yamamoto 法による分析

この節では、Toda and Yamamoto (1995) の方法を適用して、金融変数と実体経済変数の間、および金融変数間の因果性について分析する。

まず、クレジット・チャンネルとマネー・チャンネルの問題をこの方法で分析するために、7 変量 VAR モデルを推定する。このモデルは、ちょうど Bernanke and Blinder (1988) モデルに含まれる変数を VAR モデルとして構成したものであって、 Y , M , H , L , S , CR , PR からなるモデルである。3 節で確かめたように、これらの変数間には共和分関係が存在しない。したがって Toda and Phillips 法や誤差修正モデルによるテストは適用できない。

Toda and Yamamoto 法では、まずラグの長さを決めなければならない。彼らはこの場合も、Granger 因果性の検定の場合と同様、Wald 統計量による検定を提案している⁵⁵。し

⁵³ Johansen (1988,1991) 参照。

⁵⁴ 5%有意水準により評価を行った。

⁵⁵ Toda and Yamamoto (1995) pp.242-245 参照。

かし本研究では、通常の方法にしたがって AIC 基準および SBIC 基準によってラグの長さを決定した。一般的には、両者の結果は一致したが、くいちがいが生じた場合は AIC 基準を優先した。このモデルではラグ 2 が選ばれた。そこで第 I 節で説明した方法により、1 次のトレンドと +1 期の遅れを導入したモデルによって、各変数相互の因果性を検定した結果が表 3-6 である。この表の各升目に示された 2 個の数字は左の欄に示された変数から上欄に示された変数への因果性をテストする Wald 統計量と P 値である⁵⁶。

(表 3-6)

この結果で注目すべきことは、 $M \rightarrow Y$ には因果性が存在するが、 $L \rightarrow Y$ には因果性が見いだせないことである⁵⁷。

マネーサプライは、その他 H , L , S に対する因果性を持つものに対して⁵⁸、貸出は証券保有との間で双方向の因果性を持つ以外、他の変数との間には因果性が見いだせない。

またマネタリーベースは GDP に対して因果性を持つが GDP からの因果性は存在しないことと、上述のように、貸出と証券保有の間には双方向の因果性が存在することが注目される。利子率については、コールレートからプライムレートへの因果性以外、マネタリーベースを除いて他の変数への因果性はない。

つぎに、金融政策の操作変数とされるマネタリーベースと短期金融市場金利（コールレート）が銀行のバランスシート上の各項目に対して因果性を持つか否かをテストする。このために、 H , CR と D , CD , L , S およびプライムレートを含む VAR モデルを推定し、これにもとづいて Wald 検定を行った。この場合も、共和分関係が存在しないから、Toda and Phillips 法や誤差修正モデルは適用できない。そこで Toda and Yamamoto 法によってテストするが、このモデルもラグの次数は 2 であった。結果は表 3-7 に示す通りである⁵⁹。

(表 3-7)

この結果で注目されるのは、コールレートは貸出量を除く他のすべての変数に因果性を持つものに対して⁶⁰、マネタリーベースは他のすべての変数と因果性を持たないということである。この結果をみるかぎり、金融政策は短期金融市場金利が銀行の資産選択行動に影

⁵⁶ P 値は、分布の裾の確率であり、括弧内に示す。

⁵⁷ ただし逆方向の因果性は、いずれも存在しない。

⁵⁸ S は有意水準 10%である。

⁵⁹ 表の数字は、マネタリーベースおよびコールレートの左欄の変数への因果性をテストする統計量と括弧内は P 値である。

⁶⁰ ただし有価証券は有意水準 10%である。

響を与えることを通じて波及していくと考えるのが妥当なようである。そしてマネタリーベース、預金通貨、CD+準通貨という広義のマネーサプライが調整され、これが上記のマネー・チャンネルを通じて実体経済に影響を及ぼしていくと推量される。

(2) Toda and Phillips 法と誤差修正モデルによる分析

上で分析した結果、とくにマネーサプライ、貸出、GDP の間の因果性の分析結果を、他の検定方法によっても確認するために、Toda and Phillips 法と誤差修正モデルによるテストを行ってみた。このために、モデルに含める変数に若干変更を加えて、 Y 、 P 、 M 、 L 、 CR 、 PR 6 変量 VAR モデルを構成して、因果性テストを行うことにする。この 6 変量間には共和分関係が存在していることはすでに確かめられているので、Toda and Yamamoto 法以外にも、Toda and Phillips 法と誤差修正モデルによる因果性テストを行うことができる。これらのモデルはいずれもラグは 2 であった。Toda and Yamamoto 法による場合は、前と同様、1 次のトレンドと +1 期の遅れを導入した。また誤差修正モデルの誤差項は、 Y を従属変数とする回帰モデルを最小二乗法で推定し、その残差を誤差修正項のデータとしてモデルを推定した。結果は表 3-8・3-9・3-10 に示す通りである。

(表 3-8・3-9・3-10)

これらの結果は、基本的に表 3-6 で示した結果に一致する。とくに $M \rightarrow Y$ 、 $L \rightarrow Y$ という、マネー・チャンネルとクレジット・チャンネルに関連する因果性については、すべての方法で完全に一致した。また表 3-6 に含まれていなかった物価を除けば、GDP が他の変数に対して因果性を持たないという結果においても一致する。

ただし、これら 3 つの方法で結論が異なる場合が若干生ずる。 $M \rightarrow L$ 、 $M \rightarrow P$ 、 $L \rightarrow P$ 、 $CR \rightarrow P$ 、 $CR \rightarrow PR$ については、表から明らかなように、結論が分かれる。

5 おわりに

以上、本章における分析によって得られた結論を要約する。

第 1 に、「Granger の意味における因果性」をテストしたかぎりにおいては、日本の金融政策の波及経路として、マネー・チャンネルが主であって、クレジット・チャンネルは見いだせなかったと言うべきであろう。この点は、細野 (1995) をはじめ多くの研究結果と一致する。ただし畠田 (1997) の結論とは異なる。

第 2 に、金融政策の操作変数としては、短期金融市場金利 (コールレート) が金融政策波

及過程で重要な役割を果たしている。ただし、日銀がどのようにして短期金融市場金利をコントロールしており、それがマネタリーベース・コントロールとどのように関連しているかは、この分析手法だけでは解明できない。

第3に、マネタリーベース、マネーサプライ、実体経済間の因果関係については、より簡単なモデルから導かれた小林(1995)の結果とほぼ同様の結果が導出された。すなわち、「Granger 因果性テスト」による分析によっては、「日銀理論」を支持するような結論は得られなかった。同様に、バブル崩壊の原因に関連して主張される、「資金需要の低迷がマネーサプライの低迷をもたらしたのである」という見解を積極的に支持する結果も見いだせなかった。

最後に、Toda and Yamamoto (1995) が提案した方法は、単位根や共和分について事前のテストが不要であり、かりに非定常な変数間についても適用できるという点で、Granger 因果性テストの手法として極めて有用である。しかし本章の分析結果が示す通り、他の代替的な方法と必ずしも同一の結果が得られるとは限らない。本章の分析は標本が小さすぎるという問題があった。この手法を適用する際には、大標本が利用可能であることに注意すべきであろう。

なおデータは収録期間の制約上、とくに金融変数について本章のデータには整合性を欠く場合がある。これが結果を左右した可能性があることを断っておきたい。

表 3-1 変数の単位根検定の結果

	<i>Y</i>	<i>M</i>	<i>H</i>	<i>L</i>	<i>P</i>
WS	2.139 (1.000)	5.129 (1.000)	2.105 (1.000)	4.281 (1.000)	1.116 (0.999)
PP	-7.208 (0.647)	-0.291 (0.995)	-2.287 (0.962)	1.342 (0.999)	-0.364 (0.994)

	<i>S</i>	<i>D</i>	<i>CD</i>	<i>CR</i>	<i>PR</i>
WS	2.140 (1.00)	-0.035 (0.998)	5.351 (1.00)	-0.884 (0.981)	-1.643 (0.842)
PP	0.602 (0.998)	-2.767 (0.946)	1.706 (0.999)	1.562 (0.999)	-2.54215 (0.954)

注：括弧内の値は P 値である。

表 3-2 第1階差の単位根検定の結果

	<i>DY</i>	<i>DM</i>	<i>DH</i>	<i>DL</i>	<i>DP</i>
WS	-3.485 (0.021)	-2.841 (0.129)	-3.173 (0.052)	-4.087 (0.003)	-3.745 (0.009)
PP	-119.0 (6.7D-12)	-38.67 (0.001)	-75.40 (2.4D-07)	-45.97 (2.4D-04)	-51.48 (6.8D-5)

	<i>DS</i>	<i>DD</i>	<i>DCD</i>	<i>DCR</i>	<i>DPR</i>
WS	-2.990 (0.087)	-3.208 (0.047)	-3.039 (0.076)	-3.564 (0.016)	-3.738 (0.010)
PP	-95.11 (2.1D-09)	-114.6 (1.9D-11)	-43.26 (4.5D-04)	-32.88 (0.004)	-62.81 (4.8D-06)

注：括弧内の値は P 値である。

表 3-3 Johansen による共和分検定の結果(1)

モデルに含まれる変数 : Y, M, L, P, CR, PR

仮説	P 値
$H_0 : r = 0$	0.043
$H_0 : r \leq 1$	0.270
$H_0 : r \leq 2$	0.573
$H_0 : r \leq 3$	0.810
$H_0 : r \leq 4$	0.609
$H_0 : r \leq 5$	0.648

表 3-4 Johansen による共和分検定の結果(2)

モデルに含まれる変数 : Y, M, H, L, S, CR, PR

仮説	P 値
$H_0 : r = 0$	0.430
$H_0 : r \leq 1$	0.755
$H_0 : r \leq 2$	0.767
$H_0 : r \leq 3$	0.650
$H_0 : r \leq 4$	0.661
$H_0 : r \leq 5$	0.634
$H_0 : r \leq 6$	0.625

表 3-5 Johansen による共和分検定の結果(3)

モデルに含まれる変数 : H, L, S, D, CD, CR, PR

仮説	P 値
$H_0 : r = 0$	0.129
$H_0 : r \leq 1$	0.393
$H_0 : r \leq 2$	0.724
$H_0 : r \leq 3$	0.649
$H_0 : r \leq 4$	0.585
$H_0 : r \leq 5$	0.545
$H_0 : r \leq 6$	0.095

表 3-6 Toda and Yamamoto 法によるテスト結果(1)

	<i>Y</i>	<i>M</i>	<i>H</i>	<i>L</i>	<i>S</i>	<i>CR</i>	<i>PR</i>
<i>Y</i>		0.549 (0.759)	1.745 (0.417)	1.287 (0.525)	0.773 (0.679)	2.701 (0.259)	3.650 (0.161)
<i>M</i>	15.938 (0.0003)		7.135 (0.028)	7.646 (0.021)	4.462 (0.107)	0.483 (0.785)	4.152 (0.125)
<i>H</i>	6.286 (0.043)	1.414 (0.492)		0.764 (0.682)	3.630 (0.162)	3.216 (0.200)	1.149 (0.562)
<i>L</i>	0.199 (0.905)	2.247 (0.325)	1.042 (0.593)		19.53 (0.00005)	1.170 (0.556)	3.278 (0.194)
<i>S</i>	5.034 (0.080)	1.023 (0.599)	1.321 (0.516)	7.890 (0.019)		2.093 (0.351)	0.916 (0.632)
<i>CR</i>	1.735 (0.41985)	1.742 (0.418)	19.54 (0.00005)	0.151 (0.926)	1.439 (0.486)		13.26 (0.001)
<i>PR</i>	1.624 (0.443)	1.692 (0.429)	12.750 (0.001)	0.215 (0.897)	1.320 (0.516)	0.389 (0.820)	

注：括弧内の値は P 値である。

表 3-7 Toda and Yamamoto 法によるテスト結果(2)

	マネタリーベース	コールレート
預金量	1.391 (0.498)	13.57 (0.001)
CD+準通貨	0.550 (0.759)	11.60 (0.003)
貸出量	0.215 (0.897)	1.252 (0.534)
有価証券	3.423 (0.180)	4.555 (0.102)
プライムレート	2.586 (0.274)	6.486 (0.039)

マネタリーベース	-----	23.85 (0.000)
コールレート	3.353 (0.186)	-----

注：括弧内の値は P 値である。

表 3-8 Toda and Yamamoto 法によるテスト結果(3)

	<i>Y</i>	<i>M</i>	<i>L</i>	<i>P</i>	<i>CR</i>	<i>PR</i>
<i>Y</i>		0.036 (0.982)	1.663 (0.435)	8.229 (0.016)	0.701 (0.704)	1.349 (0.509)
<i>M</i>	9.83786 (0.007)		5.961 (0.050)	1.744 (0.418)	1.615 (0.445)	3.186 (0.203)
<i>L</i>	0.383 (0.825)	6.145 (0.046)		1.730 (0.421)	0.095 (0.953)	3.014 (0.221)
<i>P</i>	5.868 (0.053)	3.526 (0.171)	3.075 (0.214)		2.413 (0.299)	2.919 (0.232)
<i>CR</i>	2.628 (0.268)	1.423 (0.490)	0.995 (0.608)	2.986 (0.224)		15.87 (0.0003)
<i>PR</i>	1.436 (0.487)	2.378 (0.304)	0.766 (0.681)	2.569 (0.276)	1.110 (0.574)	

注：括弧内の値は P 値である。

表 3-9 Toda and Phillips 法によるテスト結果

	<i>Y</i>	<i>M</i>	<i>L</i>	<i>P</i>	<i>CR</i>	<i>PR</i>
<i>Y</i>		1.763 (0.413)	1.977 (0.372)	8.128 (0.017)	1.395 (0.497)	4.196 (0.122)
<i>M</i>	8.836 (0.012)		7.305 (0.025)	10.88 (0.004)	2.003 (0.367)	7.817 (0.020)
<i>L</i>	1.812 (0.404)	7.905 (0.019)		11.60 (0.003)	1.557 (0.458)	7.307 (0.025)
<i>P</i>	13.25 (0.0013)	1.660 (0.4359)	1.707 (0.425)		0.928 (0.628)	0.120 (0.941)
<i>CR</i>	1.186 (0.552)	0.746 (0.688)	0.140 (0.932)	11.56 (0.003)		20.706 (0.00003)
<i>PR</i>	0.013 (0.993)	1.327 (0.514)	0.172 (0.917)	4.104 (0.128)	1.118 (0.571)	

注：括弧内の値は P 値である。

表 3-10 誤差修正モデルによるテスト結果

	<i>Y</i>	<i>M</i>	<i>L</i>	<i>P</i>	<i>CR</i>	<i>PR</i>
<i>Y</i>		0.201 (0.904)	1.533 (0.464)	6.599 (0.036)	1.390 (0.498)	3.317 (0.190)
<i>M</i>	6.227 (0.044)		0.949 (0.622)	0.181 (0.913)	1.886 (0.389)	0.625 (0.731)
<i>L</i>	0.458 (0.795)	7.208 (0.027)		3.145 (0.207)	0.011679 (0.99418)	0.661 (0.718)
<i>P</i>	10.32 (0.005)	0.348 (0.840)	0.666 (0.716)		0.640 (0.725)	0.094 (0.954)
<i>CR</i>	1.186 (0.552)	0.727 (0.694)	0.030 (0.984)	7.478 (0.023)		1.743 (0.418)
<i>PR</i>	0.013 (0.993)	0.916 (0.632)	0.022 (0.988)	2.316 (0.314)	0.164 (0.920)	

注：括弧内の値は P 値である。

第4章 マネタリーベース・短期金利と実体経済

1 はじめに

1999年2月日本銀行は、代表的な短期金融市場金利である無担保コールレート翌日物をゼロ%に誘導する「ゼロ金利政策」を採用し、2001年3月には、金融政策の操作目標を金利から資金量に変更する「量的緩和政策」を導入した。その後デフレ懸念の払拭という解除条件を満たしたとされ、量的緩和政策は2006年3月、ゼロ金利政策は2006年7月に解除された。このような政策は、日本のみならず世界的にも例を見ない特殊な金融政策であったが、

また、1990年代後半から2000年代にかけての日本経済は、マクロの経済環境においてもデフレーションの下にあり、金融政策運営上、非常に困難な政策運営を強いられた期間でもあった。

こうした視点から、ゼロ金利制約下における金融政策の有効性、具体的には、金融政策の操作変数とされるコールレートやマネタリーベースといった変数が、マネーサプライや銀行貸出、そして物価や為替レート・生産といった諸変数と、どのような関係を持っているのかということは、金融政策の効果波及経路を考察する上で重要な問題となってきたのである。

そのため本章では、ゼロ金利政策および量的緩和政策が採用された2000年代初頭から2000年代半ばまでの期間に問題意識をおきながらも、ほぼ同様の枠組みを用いて、1970年代前半から2000年代までの日本経済をも分析対象として、こうした期間に、マネーサプライ・マネタリーベース・短期金利・長期金利・銀行貸出・株価・為替レート・物価および生産等の諸変数が、他の変数と如何なる関係を持っていたのかという点を明らかにするために、金融政策運営およびその効果波及経路について、VARモデルを用いた計量経済分析を行う。

特に、短期金利やマネタリーベースといった、金融政策の操作目標として用いられる変数が他の変数とどのような因果関係を持っているのか、という点を重視し、どのような波及経路を通じて政策効果が実体経済に影響を及ぼしているのか、という点を中心に実証分析を行う。

2 ゼロ金利政策と量的緩和政策

1990年代後半以降の金融システム不安やデフレ不況の深刻化によって、政策当局はこれまで経験したことのない金融政策運営を求められることになった。

図 4-1 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不況対策として金融緩和政策を採った結果、コールレートは大きく低下し、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% となってゼロ金利政策は復活した。その後、2006 年 7 月にコールレートの誘導目標を 0.25% に引き上げる決定がなされ、ゼロ金利政策は解除されることになったが、2008 年 9 月のリーマン・ショックを契機として再び短期金利は引き下げられ、2008 年 12 月には 0.1% という水準になり、現在に至るまで非常に低い水準で推移している。

(図 4-1)

一方、図 4-2 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。2001 年 3 月から 2006 年 3 月までは、日本銀行当座預金残高を操作目標とする量的緩和政策が導入された。日銀当預残高を含むマネタリーベースは、2000 年代前半の量的緩和政策下においては 20% を超す伸び率を記録していたが、2006 年の量的緩和政策の解除に伴い、前年同月比でみた伸び率は大きく落ち込んだ。しかし、2008 年のリーマン・ショック以降、2010 年 10 月の包括的金融緩和政策、2013 年 4 月の異次元緩和政策（量的・質的金融緩和政策）下において再び急激に伸び率が上昇している。

(図 4-2)

3 金融政策の運営と波及経路

金融政策の運営目標やその波及経路はどのように考えることができるだろうか。序章でも述べたが、金融政策運営の最終目標としては物価の安定や完全雇用の達成（景気の安定）・国際収支の均衡（為替レートの安定）が考えられている。こうした最終目標の実現を図るために、貸出政策や公開市場操作・準備率操作といった政策手段を用いて政策運営が行われている。しかし、政策手段の行使から最終目標実現までのプロセスは複雑であり、不確実な攪乱要因となる外生的なショックや、タイム・ラグの問題も存在するため、日銀は

政策効果の確実性を期するために、政策手段の影響をより正確に反映する特定の金融変数の動向をチェックすることによって、政策運営を行っている。なかでも、政策手段に近い変数は、日銀のコントローラビリティが高いとされる変数と考えられるため、操作目標と呼ばれている。具体的には、短期金融市場金利（コールレート）・マネタリーベース・準備預金量などである。また、操作目標と最終目標との中間に位置する変数を、中間目標と呼んでおり、マネーサプライや長期金利・銀行貸出増加額等をあげることができる。日銀は、中間目標の変数の動向を観察しながら、適宜、政策手段を用いて操作目標の水準を修正することにより、より正確に最終目標を達成するための政策運営を行っている。

こうした金融政策の効果波及経路を考察する際には、現実のデータを用いた実証分析が不可欠であり、近年では VAR モデルによる研究が多くなされている。本章では VAR モデルによって金融政策の効果を検証するが、同様に VAR モデルを用いた実証研究としては、Kimura, Kobayashi, Muranaga and Ugai (2002), Fujiwara (2006), Honda, Kuroki and Tachibana (2007), 本多・黒木・立花 (2010), 原田・増島 (2010), 中澤・吉川 (2011) 等がある。

Kimura et al. (2002) では、消費者物価、GDP ギャップ、マネタリーベース、コールレート、の VAR 分析を行い、マネタリーベース増加の効果をインパルス応答でみると、1985 年時点では物価上昇の反応が認められるが、2002 年時点では物価や GDP ギャップに対する反応は失われていると述べている。Fujiwara (2006) も、消費者物価、鉱工業生産、マネタリーベース、国債利回り（10 年物）の VAR モデルにより、マネタリーベース増加のインパルス反応を検証している。ここではマネタリーベース増加の効果は、1998 年までは物価や生産に有意であるが、2000 年以降は有意ではないとしている。このような先行研究では、標本期間により異なった結果が得られており、とくに量的緩和政策のマクロ経済に対する効果については否定的な結論である。

Honda et al. (2007) や本多・黒木・立花 (2010) では、2001 年 3 月から 2006 年 2 月の量的緩和政策期を分析期間とし、鉱工業生産、消費者物価（コア CPI）、日銀当座預金残高目標額、の 3 変数 VAR モデルによりインパルス応答関数を推定している。その結果、日銀当座預金残高は生産を持続的に増加させるが、物価上昇に対する効果は認められず、また波及経路については、上記の 3 変数に、金利（1 カ月から 10 年物）、株価、為替レート、銀行貸出、をそれぞれ加えた 4 変数 VAR によるインパルス応答関数より、量的緩和政策は株価の上昇と為替レートの若干の減価という検証結果を得ている。さらに、株価を加えた 4 変数 VAR によるインパルス応答関数、分散分解、Granger の因果性検定（F 検定）による分析により、量的緩和政策は株価の上昇を通じて生産を増加させたと結論している。

原田・増島 (2010) は、Honda et al. (2007) や本多・黒木・立花 (2010) と同様に 2001 年 3 月から 2006 年 2 月を標本期間とし、マネタリーベース、消費者物価（生鮮食品

除く)、全産業活動指数、の 3 変数 VAR モデルによりインパルス応答関数を推計し、マネタリーベースの増加は生産を増加させる効果があるとしている。またその波及経路は、上記 3 変数に長期金利(10年)や為替レート、銀行貸出、株価を加えた 4 変数 VAR モデルにより、マネタリーベースの増加は、株価の上昇を通じた生産や物価への経路、および為替レートを通じた物価への経路が有効であったとする一方、長期金利を上昇させる効果があり、時間軸効果とくにシグナル効果については懐疑的である。

中澤・吉川(2011)も Honda et al.(2007)や本多・黒木・立花(2010)、原田・増島(2010)と同様に、2001年3月から2006年2月を標本期間とし、3変数 VAR と 4 変数 VAR モデルによる分析を行っている。月次名目 GDP、日銀当座預金残高目標額、株価、の 3 変数 VAR モデルのインパルス応答関数や予測誤差分散による結果から、日銀当座預金残高や株価から名目 GDP への効果の存在を明らかにしている。さらに、上記の 3 変数に輸出数量指数を加えた 4 変数 VAR によっても同様の結果が得られている。

本章においても、このような先行研究も参考にした VAR モデルを構築することにより、金融政策にとって重要な変数に現実のデータを用いることにより、各変数間にどのような因果関係が存在しているのかを統計的に検証することで、わが国の金融政策の波及経路を明らかにすることを目標としている。

4 実証分析

(1) データと変数

ここでは、短期金利をはじめとする金融政策の政策手段といえる様々な変数が、他の金融変数や、政策運営の最終目標といえる生産等の実体経済変数とどのような関係を持っているのか、そして、どのような経路を通じて政策が波及していくのかという点について実証分析を試みる。

本章の Granger 因果性テストに用いる変数とその記号は以下の通りである⁶¹。

y : 鉱工業生産指数 (2000年=100) (出所『経済産業統計』)

p : 消費者物価指数 (全国、生鮮食料品を除く総合, 2005年=100) (出所『物価統計月報』)

m : マネーサプライ (M2+CD 平均残高) (出所『金融経済統計月報』)

h : マネタリーベース (準備率調整後, 平均残高) (出所『金融経済統計月報』)

i : コールレート (無担保翌日物平均) (出所『金融経済統計月報』)

⁶¹ $y \cdot m \cdot h$ については季節調整済みデータを用い、利子率を除く変数については対数変換を施した。 i に関して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データの変換を行い接続した。また l に関しては、ゼロ金利政策下の標本期間にのみモデルに含めて実証分析を行う。

r : 長期国債利回 (応募者利回 10 年) (出所『金融経済統計月報』)

s : 東証株価指数 (TOPIX, 1968 年 1 月 4 日 = 100) (出所『東証統計月報』)

e : 実効実質為替レート (1973 年 3 月 = 100) (出所『金融経済統計月報』)

l : 銀行貸出 (マネタリーサーベイ, 民間向け信用 (うち貸出)) (出所『金融経済統計月報』)

標本期間は 1973 年 1 月から 2007 年 12 月まで (全期間), および, 量的緩和政策が実施された 2001 年 3 月からゼロ金利政策が解除された 2006 年 7 月まで (ゼロ金利政策期間) の 2 つの期間を対象とする.

はじめに, 分析に用いる各変数に関する定常性の検定を行う. 表 4-1 には 1973 年 1 月から 2007 年 12 月までを対象とした全期間, および 2001 年 3 月から 2006 年 7 月までのゼロ金利政策期間, それぞれの期間について行った各変数の単位根検定の結果が記してある. この検定結果より各変数が単位根を持つという帰無仮説を棄却できないため, 各変数について階差をとり同様の検定を行った. その結果は表 4-2 に示す通りである. 表 4-2 の検定結果よりそれぞれの変数の定常性が確認されたため, 以下の実証分析では階差モデルを用いて Granger 因果性テストを行う⁶².

(表 4-1・4-2)

(2) 全期間を対象とした分析

1973 年から 2007 年までの全期間を対象とし, $y \cdot p \cdot m \cdot h \cdot i \cdot r \cdot s \cdot e$, の 8 変数 VAR モデルによる Granger 因果性テストを行ったその検定結果は表 4-3 に示してある⁶³. なおこの表には, 有意水準 10%以上で Granger の因果性がないという帰無仮説を棄却するもののみが記してある.

(表 4-3)

表 4-3 によると, マネタリーベースは, 短期金利と生産に対して因果性を持っているが, 貨幣に対しての因果関係は認められなかった. この点より, 貨幣乗数アプローチの基本的な理論である, マネタリーベースの供給量をコントロールすることによって, その乗数倍に相当するマネーサプライをコントロールするという考え方は確認されなかった. また短期金利は, 貨幣・物価・長期金利とそれぞれ相互因果性を持ち, $y \cdot h \cdot s \cdot e$ から影響を受けているが, その他の変数に対する因果性は持ち合わせてはいない.

⁶² 各変数間の共和分検定に関しても, それぞれの期間に対して Johansen の方法を用いて検定を行ったが, 共和分関係の存在は確認されなかった.

⁶³ VAR モデルのラグ次数は AIC により 5 であった.

生産は、物価と相互因果性があり、株価とマネタリーベースの結果変数となっている。貨幣については、短期金利と株価とに相互因果性が存在し、物価や長期金利からの影響は受けているが、生産や物価・為替レートといった変数に対しての因果性は確認されなかった。株価は、貨幣と相互因果関係があるのみで、それ以外の変数からの影響は受けていないが、生産と短期金利に対しての原因変数となっている。為替レートは、長期金利と相互因果性があるが、短期金利の原因となっているのみである。長期金利は、短期金利と為替レートとに相互因果性を持ち、物価・貨幣・マネタリーベースへの因果性を持っている。

(3) ゼロ金利政策期間を対象とした分析

次に、量的緩和政策が実施されゼロ金利政策が解除された 2001 年 3 月から 2006 年 7 月までを標本期間とした分析を行う。VAR モデルに用いる変数は、先の分析に用いた $y \cdot p \cdot m \cdot h \cdot i \cdot r \cdot s \cdot e$ の 8 つの変数に加えて、クレジット・ビューの視点から銀行信用を通じた経路も考慮に入れるため、銀行貸出 l を加えた 9 変数である⁶⁴。VAR モデルを用いた Granger 因果性テストの結果は表 4-4 に示してある⁶⁵。

(表 4-4)

表 4-4 によると、短期金利は、生産・貨幣・マネタリーベース・貸出・株価、といった変数に対して因果性を持っている。先に行った全期間を対象とした分析と比較すると、新たに、生産・マネタリーベース・貸出・株価に対しての原因変数となっているが、物価や長期金利に対する先行性は失われている。また、この期間の重要な変数であるマネタリーベースは、生産・物価・貨幣・貸出・株価に因果性を持っており、全期間を対象とした結果と比べると、他の変数に対しての原因変数となっているケースが多く存在しているため⁶⁶、ゼロ金利政策や量的緩和政策下の政策手段の変数としては、マネタリーベースおよびコールレートは一定の役割を果たしたといえるであろう。

政策運営の最終目標とされる変数に関して、生産に対しては、短期金利・マネタリーベース・株価、が因果性を持っており、全期間の分析と比べると、マネタリーベースと株価は同様の結果であるが、相互因果性を持っていた物価との関係はなくなっている。その物価については、全期間の分析では他の変数と大きな因果関係を持っていたにもかかわらず、

⁶⁴ 1973 年からの全期間を対象とした分析に対しても、銀行貸出を含めた VAR モデルを用いた分析を行うべきであるが、全期間の貸出のデータが入手できなかったため、本章では分析を行うことができなかった。この点に関しては今後の課題として残されている。

⁶⁵ 表 4-3 と同様に、有意水準 10% 以上の組合せのみを抽出して表示した。また、VAR モデルのラグ次数は AIC により 1 であった。

⁶⁶ 全期間による分析では確認されなかった h から m への因果性も存在しており、貨幣乗数アプローチの考え方が支持される結果となっている。

今回の分析では、貸出と相互因果性を持つ以外には、マネタリーベースとマネーサプライからの影響を受けるのみで、モデルに含まれる他の変数との因果関係は失われている。これは、今回の標本期間はデフレーションによる影響が大きな問題となっていた期間であったにもかかわらず、デフレ対策という意味においては、本章の枠組みでは波及効果は限定的であったと考えられる。また、為替レートについては、全期間では長期金利と相互因果性を持っていたが、ゼロ金利政策下においては、 $m \cdot h \cdot s \cdot l$ への原因変数となっているものの、他の変数からの影響は全く受けていないという結果になっている。

株価については、全期間では、相互因果性を持っていた貨幣以外からは影響を受けていなかったが、この期間では、短期金利・マネタリーベース・貸出・為替レートから影響を受けている。そして、短期金利への因果性は失ったが、生産・貨幣に対しては同様に、新たに長期金利に対しても因果性を持つことが確認された。長期金利は、株価からの影響を受けるのみで、貨幣に対しての原因変数になっているのみである。このため、相互因果関係を持っていた短期金利や為替レート以外にも、マネタリーベースや物価に対しての先行性も失っている。

貨幣に関しては、 $h \cdot i \cdot r \cdot s \cdot e$ からの影響は受けているが、原因変数としては物価に対して因果性を持つのみであり、全期間の分析では相互因果性を持っていた株価や短期金利に対しての因果性はなくなっている。一方、ゼロ金利政策下のモデルにのみ含めた変数である貸出については、先にも述べたように、物価と相互因果性があり、生産への原因変数である株価に対しての因果性を持っている。また、短期金利・マネタリーベース・為替レートの結果変数となっている。

5 おわりに

本章では、日本における金融政策の効果波及経路について実証的な考察を行うため、Grangerの因果性テストを用いて、1973年から2007年までの期間と、ゼロ金利政策が実施された期間という2つの標本期間で計量分析を行った。

本章の最後に、実証結果から得られた結論の要約を行う。全期間を標本期間とした分析では、政策変数と考えられるコールレートやマネタリーベースから、生産や物価といった実体経済変数への波及経路を検証すると、マネタリーベースは生産へダイレクトな因果性は持っているが、想定されたマネーサプライや長期金利等の変数への因果関係は確認されなかった。一方、コールレートは3つの経路を通じて生産に因果関係を持っている。1つは短期金利から貨幣、株価を経由する経路であり、2つめは短期金利から長期金利、そして物価を経由するルート、3つめは短期金利から直接物価を経由し生産へという経路であ

る⁶⁷。為替レートに対しては、短期金利から長期金利を通じて為替レートへ、という経路が確認された。

このように、短期金利に代表される操作目標から、貨幣や長期金利といった中間目標とされる変数を通じて、生産や物価・為替レート等の実体経済を表す変数への因果性の存在が認められたのである。

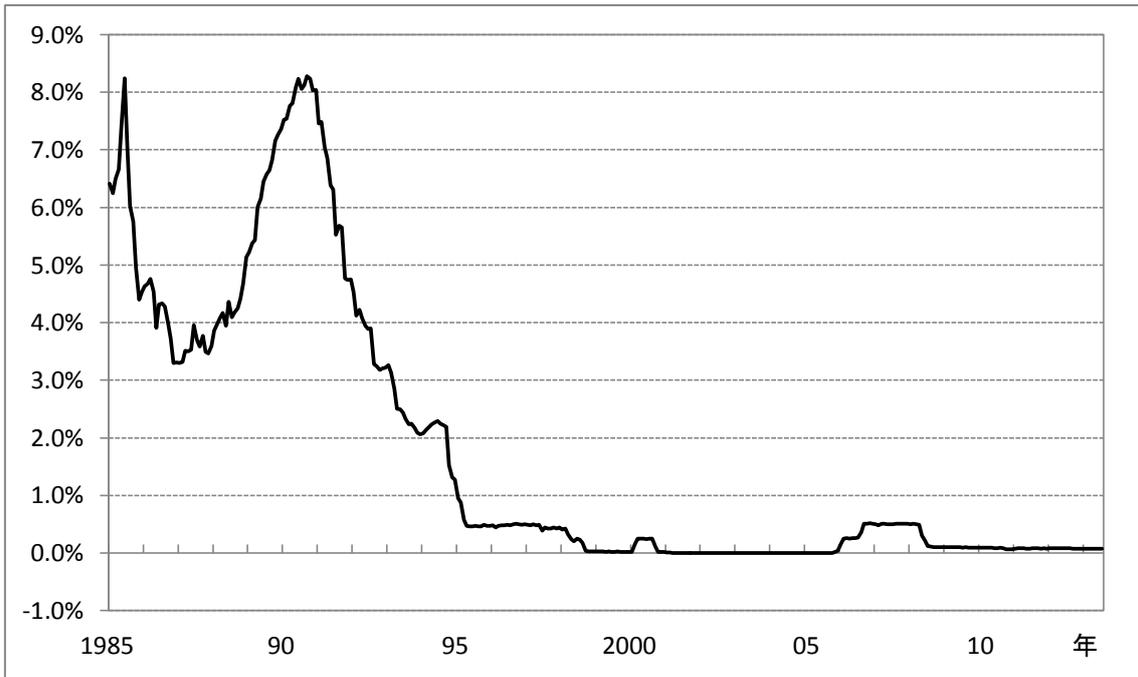
他方、ゼロ金利政策期間の効果波及経路に関しては、短期金利からは、マネタリーベースやマネーサプライを通じて物価へ、そこから貸出、株価を經由して生産へという経路が確認された。また、マネタリーベースからは、ダイレクトに貸出へという経路および、貨幣・物価を經由して貸出へというルートから、株価を通じて生産へという経路の存在が明らかになった。そして物価への因果性は、短期金利やマネタリーベースから貨幣を通じる経路と貸出を通じる2つの経路が確認された。しかし、為替レートに対しての波及経路は確認されなかった。こうした点からも、ゼロ金利政策および量的緩和政策の下で、主要な変数とされたコールレートやマネタリーベースは、操作目標変数として一定の政策効果をもたらしたと考えることができる。特に、全期間での分析では、他の変数と多くの因果関係を持ち得なかったマネタリーベースが、ゼロ金利政策下（量的緩和政策下）の期間では、主要な変数への因果性を持っていたのである。

ゼロ金利政策下の標本期間では VAR モデルに貸出を含めたが、マネーサプライと貸出を比較すると、どちらの変数とも短期金利やマネタリーベースからの因果性を持ち、物価や株価（1のみ）に対しての因果関係を持つという検定結果から、マネー・ビューのみならずクレジット・ビューの重要性も明らかになった。

そして、実体経済を代表する変数である生産に対しては、株価が2つの標本期間ともに因果性を持っている変数であることが確認された。

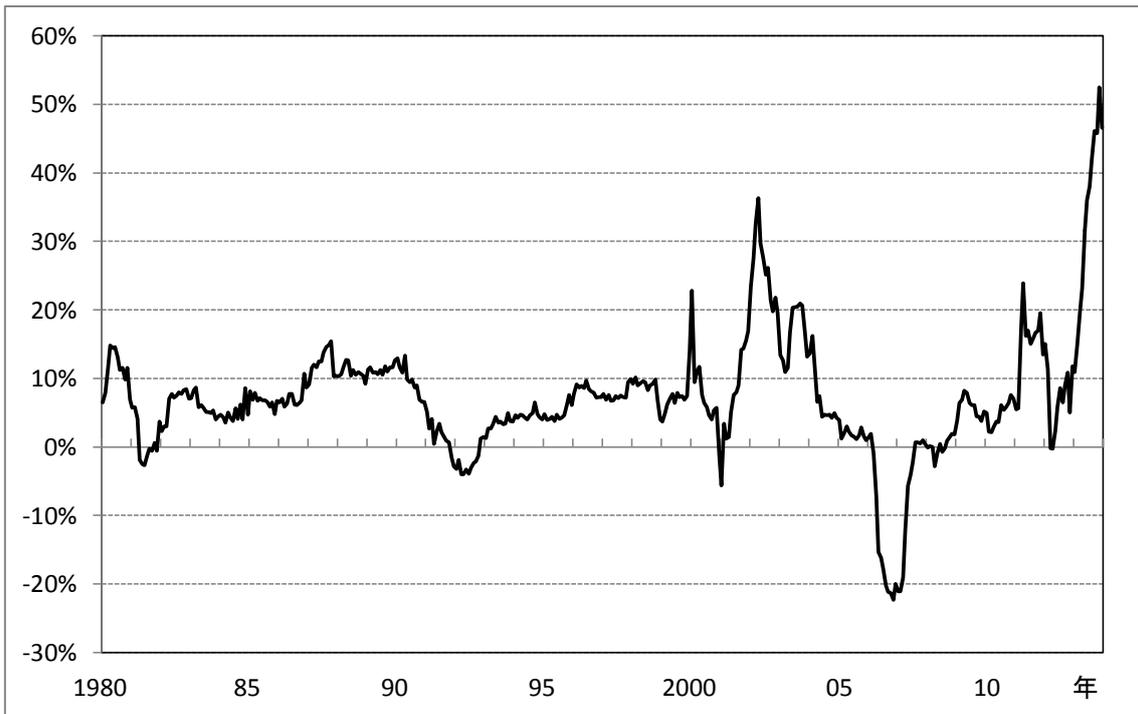
⁶⁷ 1つめの波及経路に関しては、生産の後に物価へという経路も考えられる。

図 4-1 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 4-2 マネタリーベース平均残高の推移（前年同月比）



出所：日本銀行『金融経済統計月報』

表 4-1 単位根検定の結果

全期間 (1973 : 1~2007 : 12)				ゼロ金利政策期間 (2001 : 3~2006 : 7)			
変数	検定統計量	P 値	Lag	変数	検定統計量	P 値	Lag
<i>y</i>	-5.323	0.798	36	<i>y</i>	-11.43	0.347	29
<i>p</i>	-7.702	0.628	26	<i>p</i>	-7.546	0.620	29
<i>m</i>	-1.278	0.985	8	<i>m</i>	-1.185	0.986	29
<i>h</i>	-6.387	0.714	5	<i>h</i>	3.639	1.000	29
<i>i</i>	-22.62	0.041	36	<i>i</i>	-19.88	0.072	29
<i>r</i>	-14.87	0.189	3	<i>r</i>	-2.220	0.964	29
<i>s</i>	-2.637	0.951	3	<i>s</i>	-4.533	0.853	5
<i>e</i>	-8.222	0.566	13	<i>e</i>	-3.727	0.902	29
				<i>l</i>	-2.195	0.965	29

表 4-2 階差変数の単位根検定の結果

全期間 (1973 : 1~2007 : 12)				ゼロ金利政策期間 (2001 : 3~2006 : 7)			
変数	検定統計量	P 値	Lag	変数	検定統計量	P 値	Lag
<i>y</i>	-848.9	0.000	30	<i>y</i>	-127.9	0.000	29
<i>p</i>	-853.2	0.000	27	<i>p</i>	-128.0	0.000	29
<i>m</i>	-357.9	0.000	7	<i>m</i>	-62.99	0.000	2
<i>h</i>	-836.3	0.000	6	<i>h</i>	-128.0	0.000	29
<i>i</i>	-1832.4	0.000	28	<i>i</i>	-127.5	0.000	29
<i>r</i>	-866.4	0.000	4	<i>r</i>	-128.1	0.000	29
<i>s</i>	-847.8	0.000	4	<i>s</i>	-128.2	0.000	6
<i>e</i>	-845.0	0.000	14	<i>e</i>	-128.0	0.000	29
				<i>l</i>	-128.0	0.000	29

注：検定に関しては定数項・トレンド項を含み，Phillips-Perron 検定を用いた。また最適ラグ (Lag) は最大 36 期のもとで AIC によって決定した。

表 4-3 Granger 因果性テストの結果 (全期間 ; 1973 : 1~2007 : 12)

原因変数	結果変数	F 値	原因変数	結果変数	F 値
<i>y</i>	<i>p</i>	2.236***	<i>i</i>	<i>m</i>	1.521*
<i>p</i>	<i>y</i>	3.039***	<i>m</i>	<i>i</i>	1.658*
<i>y</i>	<i>i</i>	3.106***	<i>i</i>	<i>r</i>	2.198***
<i>s</i>	<i>y</i>	1.984**	<i>r</i>	<i>i</i>	3.243***
<i>h</i>	<i>y</i>	1.636*	<i>i</i>	<i>p</i>	4.869***
<i>h</i>	<i>i</i>	2.553***	<i>p</i>	<i>i</i>	5.987***
<i>r</i>	<i>p</i>	1.708**	<i>r</i>	<i>m</i>	2.670***
<i>s</i>	<i>m</i>	1.584*	<i>p</i>	<i>m</i>	1.684*
<i>m</i>	<i>s</i>	1.638*	<i>r</i>	<i>e</i>	1.809**
<i>e</i>	<i>i</i>	2.942***	<i>e</i>	<i>r</i>	1.711**
<i>r</i>	<i>h</i>	1.739**	<i>s</i>	<i>i</i>	2.353***

注 : ***は有意水準 1%, **は 5%, *は 10%でそれぞれ有意であることを表している.

表 4-4 Granger 因果性テストの結果 (ゼロ金利政策期間 ; 2001 : 3~2006 : 7)

原因変数	結果変数	F 値	原因変数	結果変数	F 値
<i>h</i>	<i>y</i>	2.677**	<i>s</i>	<i>y</i>	2.384*
<i>h</i>	<i>m</i>	2.871**	<i>s</i>	<i>m</i>	3.388**
<i>h</i>	<i>l</i>	3.025**	<i>s</i>	<i>r</i>	3.181**
<i>h</i>	<i>s</i>	4.884***	<i>l</i>	<i>s</i>	3.249**
<i>h</i>	<i>p</i>	2.493**	<i>m</i>	<i>p</i>	2.390*
<i>i</i>	<i>y</i>	2.460**	<i>e</i>	<i>l</i>	2.316*
<i>i</i>	<i>m</i>	2.531**	<i>e</i>	<i>s</i>	3.412**
<i>i</i>	<i>h</i>	2.105*	<i>e</i>	<i>h</i>	4.576***
<i>i</i>	<i>s</i>	3.132**	<i>e</i>	<i>m</i>	2.574**
<i>i</i>	<i>l</i>	3.240**	<i>l</i>	<i>p</i>	3.945***
<i>r</i>	<i>m</i>	2.718**	<i>p</i>	<i>l</i>	8.681***

注 : ***は有意水準 1%, **は 5%, *は 10%でそれぞれ有意であることを表している.

第5章 マネー・クレジットと為替レートの波及効果

1 はじめに

バブル崩壊後の日本経済は、長期の不況に見舞われることになり、政策当局は多くの課題に直面することになった。日本銀行はデフレ不況対策として、1991年以降度重なる金融緩和政策を実施してきた。1999年2月には、代表的な短期金融市場金利であるコールレート（無担保翌日物）をゼロ%に誘導する「ゼロ金利政策」を導入した。この政策は、様々なオペレーションによって金融市場に資金を供給し、資金の需給関係を緩和することによって、短期の金利水準を限りなくゼロ付近に近づけるという金融緩和政策である。その後2000年8月以降、一時ゼロ金利政策は解除されたが、ITバブル崩壊に象徴される景気悪化の影響を受け、2001年3月には金融政策の操作目標を金利から量に変更する「量的緩和政策」が導入されることになった。

量的緩和政策とは、金融市場に供給する資金の量を増やす政策のことであり、具体的には、日銀が債券や手形の買いオペというような公開市場操作を行うことによって、金融市場へ資金を供給し、日銀当座預金（日銀当預）残高を当初は5兆円まで増額させる政策であった。その後日銀当座預金の目標残高は徐々に増加されていったが⁶⁸、この政策の意図するところは、日銀当座預金には利子が付かないため、積み増された資金が貸出や債券・株式の購入に向けられるであろうことを期待した政策であった。

日銀は、消費者物価指数（全国、生鮮食品除く総合）上昇率が対前年同月比で安定的にゼロ%以上となるまで、量的緩和政策を継続することを約束していたため、政策金利である短期金利のみならず、より長めの金利についても低位で安定的に推移し、金融緩和の政策効果が高まると考えていた。このような効果は、時間軸効果あるいはコミットメント効果と呼ばれている。また、量的緩和政策のもう1つの効果としては、所要準備額を上回る資金供給によって、金融機関の流動性需要に応えることができたことから、金融システムの安定化に対して役割を果たしたといえる。

その後日銀は、2006年3月、消費者物価指数の前年比変化率が安定的にゼロ%以上になること等の解除条件を満たしたと判断し、量的緩和政策の解除を決定した。しかしその後も、無担保翌日物コールレートをゼロ%近くに誘導するゼロ金利政策は継続されていたが、2006年7月、コールレートの誘導目標を0.25%へ引き上げる決定を行い、ゼロ金利政策は解除されることになった。

⁶⁸ 2004年1月には30~35兆円まで増額された。

また、1980年代以降マネーサプライと実体経済の関係が希薄化し、日銀の貨幣集計量を中間目標とした政策運営の有効性に疑問が持たれるようになって以来、金融政策の効果波及経路が重要な問題として議論されてきた。そして、マネーチャンネルとクレジットチャンネルという政策効果の波及経路に関しても同様に、理論的・実証的な観点から議論が進んできた。

こうした視点から、金融政策の操作目標変数とされるコールレートやマネタリーベース、あるいは量的緩和政策下において採用された日銀当座預金残高といった変数が、マネーサプライや銀行貸出、そして為替レートや株価・長期金利・物価・生産といった諸変数と、どのような関係を持っているのかということを明らかにすることが、金融政策の効果を分析する上で重要な課題となってきた。

そのため本章では、第4章に引き続き1990年代末以降の、ゼロ金利政策や量的緩和政策といった低金利政策が採られた期間を中心とするものの、1970年代半ばから2000年代までの日本経済をも分析対象とし、これらの期間に、日銀当座預金残高や短期金利・マネタリーベースといった操作目標（政策変数）がマネーサプライや銀行貸出といった中間目標変数や、生産・物価といった金融政策の最終目標である実体経済変数と如何なる関係を持っていたのかという点を明らかにするため、VARモデルを用いた計量分析を行う。本章では、第4章で用いたGrangerの因果性テストに加えて、予測誤差の分散分解といった手法を用いて実証的な研究を行う。

2 モデルと変数

先に述べた本章の研究目的より、本章では、低金利政策下および1970年代半ば以降の日本経済において、金融政策の操作目標といえる日銀当座預金残高・コールレート・マネタリーベースが、他の金融変数および生産等の実体経済変数と如何なる関係を持っているのか、そして、貨幣や銀行貸出といった中間目標変数が、金融政策の波及経路を考察する際に、どのような変数と因果関係を持ちえているのか、という点を中心にしてVARモデルを用いた計量経済分析を試みる。

本章の実証分析に用いる変数とその記号は以下の通りである。

y : 鉱工業生産指数 (2005年=100) (出所『経済産業統計』)

p : 消費者物価指数 (全国, 生鮮食料品を除く総合, 2005年=100) (出所『物価統計月報』)

m : マネーサプライ (M2+CD 平均残高) (出所『金融経済統計月報』)

h : マネタリーベース (準備率調整後, 平均残高) (出所『金融経済統計月報』)

i : コールレート (無担保翌日物平均) (出所『金融経済統計月報』)

- r : 長期国債利回 (応募者利回 10 年) (出所『金融経済統計月報』)
- s : 東証株価指数 (TOPIX, 1968 年 1 月 4 日 = 100) (出所『東証統計月報』)
- e : 実効実質為替レート (1973 年 3 月 = 100) (出所『金融経済統計月報』)
- l : 銀行貸出 (マネタリーサーバイ, 民間向け信用) (出所『金融経済統計月報』)
- ex : 輸出 (国際収支, 貿易収支) (出所:『貿易統計』)
- c : 日本銀行当座預金残高 (出所『金融経済統計月報』)

なお, $y \cdot m \cdot h$ については季節調整済みデータを用い, 利子率を除く変数については対数変換を施した⁶⁹.

金融政策運営において, 日銀のコントローラビリティが高い変数を操作目標と呼ぶが, コールレート (i) やマネタリーベース (h) を, まずモデルに含める変数として挙げる事ができる. しかし, 2001 年 3 月に導入された量的緩和政策では, コールレートに代わって日銀当座預金残高 (c) が操作目標となったため, 低金利政策下の標本期間では, i や h の代わりに c をモデルに用いる. そして金融政策の効果波及経路を検証する際に重要な, マネーチャネルとクレジットチャネルの観点からマネーサプライ (m) と銀行貸出 (l) を採用し, 資産価格や為替レートのチャネルを通じた効果を検証するために, 株価 (s) と為替レート (e) を加えた. さらに, 長期金利 (r) ・物価 (p) ・生産 (y) に外需の効果を検証するため, 第 4 章と異なり本章では輸出 (ex) を加え VAR モデルを構成した.

本章の主要目的は, 1990 年代末以降に採用された低金利政策下の政策効果を検証することにあるが, 政策効果の比較という観点から, ほぼ同様のモデルを用いて, 1970 年代以降の金融政策運営についても実証分析を行う. そのため, 標本期間は 1975 年 1 月から 2008 年 3 月までの全期間と, ゼロ金利政策が実施された 1999 年 2 月からゼロ金利政策が解除された 2006 年 7 月までの低金利政策下の 2 つを対象とする.

それぞれの標本期間に対応した VAR モデルを構成する変数をまとめる. 1975 年からの全期間は, 生産・物価・短期金利・マネタリーベース・貨幣集計量・貸出・為替レート・株価・長期金利・輸出 ($y \cdot p \cdot i \cdot h \cdot m \cdot l \cdot e \cdot s \cdot r \cdot ex$) の 10 変数 VAR モデルを用いる⁷⁰. この標本期間では, 生産を中心とした実体経済変数に対して, 貨幣と貸出のいずれの変数が大きな関係を持っているのか, また, こうした変数に対して, 短期金利とマネタリーベースは, どのような影響を与えているのか, という点を中心に考察を行う.

他方, 1999 年以降の低金利政策下のモデルでは, 2001 年 3 月以降, 量的緩和政策の導入により, 操作目標がコールレートから日銀当座預金残高に変更されたことを考慮し, VAR モデルには, 短期金利とマネタリーベースを除外し, 日銀当座預金残高を新たに加え

⁶⁹ i に関して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データの変換を行い接続した.

⁷⁰ ex に関して, 1975 年以降のデータが入手できなかったため, 全期間の分析では, 実質輸出 (実質輸出指数, 2005 = 100) (出所『金融経済統計月報』) を用いた.

た 9 変数 VAR モデル ($y \cdot p \cdot c \cdot m \cdot l \cdot e \cdot s \cdot r \cdot ex$) を用いる⁷¹。

VAR モデルの推計に先立ち、分析に用いる各変数の単位根検定および変数間の共和分検定を行う。単位根検定としては、ADF 検定 (Augmented Dickey-Fuller Test) と PP 検定 (Phillips-Perron Test) を採用し、両テストとも、定数項およびトレンドを含めたモデルを用いる。

(表 5-1・5-2)

表 5-1・表 5-2 には 1975 年 1 月から 2008 年 3 月までを対象とした全期間、および 1999 年 2 月から 2006 年 7 月までの低金利政策下、それぞれの期間について行った各変数の単位根検定の結果が記してある⁷²。この検定結果より各変数が単位根を持つという帰無仮説を棄却できないため⁷³、各変数について階差をとり同様の検定を行った。その結果は表 5-3・表 5-4 にそれぞれ示してある。

(表 5-3・5-4)

表 5-3・表 5-4 の検定結果より、各変数の定常性が確認されたため⁷⁴、次に、推計に用いる 10 変数および 9 変数の共和分関係を、Johansen の共和分検定 (Johansen Cointegration Test) のひとつである Trace 検定を用いて $r=0$ の検証を行った。その結果は表 5-5・表 5-6 に示してある。なおモデルには定数項とトレンドを含め、ラグ次数は AIC (Akaike Information Criterion) によって 12 と 6 が選ばれた。

(表 5-5・5-6)

これらの結果より、2 つの標本期間それぞれの変数間には「共和分関係が存在しない」という帰無仮説を棄却できないため、本章では階差変数の VAR モデルを用いて推計を行う。

⁷¹ 低金利政策下の標本期間に関して、VAR モデルに含める変数として c を入れたため、2001 年 3 月から 2006 年 3 月までの量的緩和政策の期間を対象とすることも考えられる。しかし本章では、これ以降の実証分析で用いる VAR モデルのラグ次数の問題を考慮し、できるだけ長めの期間を分析対象の標本期間とした。このため日銀当座預金残高を操作目標として採用していない期間 (1999 年 2 月から 2001 年 2 月) を含むことによる問題点は残されている。

⁷² 以下本章の表に示す Lag は AIC により決定した。

⁷³ 表 5-1 より全期間の ex については $I(0)$ である可能性も否定できないが、モデルから定数項とトレンドを除外し ADF 検定を行うと、 -0.365 (0.999) (括弧内は P 値である) というケースも存在する。

⁷⁴ 表 5-3 の l 、および表 5-4 の y と m は検定方法により結果が異なっている。これも注 6 と同様の検定を行うと、 l は -1.812 (0.066)、 y は -2.642 (0.008)、 m は -1.683 (0.087) というケースも存在する (括弧内は P 値)。

3 実証分析

(1) 全期間を対象とした検証

本章の主たる目的は、1990年代末以降に行われた低金利政策下において、金融変数と実体経済変数の間に如何なる関係が存在したのかを検証することであるが、分析結果を比較するという観点から、ほぼ同様のモデルを用いて、1970年代半ば以降を標本期間とした分析も行った。1975年1月から2008年3月までの全期間を標本期間とし、 $y \cdot p \cdot i \cdot h \cdot m \cdot l \cdot e \cdot s \cdot r \cdot ex$ の10変数VARモデルによるGranger因果性テストを行ったその検定結果は、表5-7に示してある⁷⁵。なおこの表には、有意水準10%以上でGrangerの因果性がないという帰無仮説を棄却するもののみが記してある。

(表 5-7)

表5-7によると、短期金利は物価と相互因果性を持ち、長期金利と輸出に対して先行性を持っている。マネタリーベースは生産と相互因果性を持つ以外に、貨幣と株価に対して先行性を持っている。貨幣は生産と相互因果性があり、株価に対しての因果関係を持つ。しかし、貸出は短期金利・マネタリーベース・長期金利に因果性を持つのみで、マネタリーベースから貨幣や株価を経由せずに生産に対して因果関係を持ち合わせていない。また、貸出に対する因果性は物価からのみである。波及経路に関しては、短期金利から生産への経路について、短期金利から長期金利・為替レート・輸出そして生産というルートと、長期金利から貨幣を通じて生産というルートが見受けられる。またマネタリーベースからは、貨幣や株価を通じて生産という経路と、 m や s を経由し、 $r \cdot e \cdot ex$ から y という経路が確認される。このように、1975年からの標本期間では貸出と比べて貨幣が相対的に重要な役割を果たしていることが明らかになった。

(2) 低金利政策下を対象とした検証

次に、ゼロ金利政策が開始された1999年2月からゼロ金利政策が解除された2006年7月までを標本期間とした分析を行う。VARモデルに用いる変数は、 $y \cdot p \cdot c \cdot m \cdot l \cdot e \cdot s \cdot r \cdot ex$ の9変数である。VARモデルを用いたGranger因果性テストの結果は表5-8に示してある⁷⁶。

⁷⁵ VARモデルのラグ次数はAICにより3である。

⁷⁶ 表5-7と同様に、有意水準10%以上の組合せのみを抽出して表示した。また、VARモデルのラグ次

(表 5-8)

表 5-8 によると、日銀当座預金残高は、貨幣・貸出・物価、といった変数に対して因果性を持っている。貨幣は物価に対して因果性を持っているが、それ以外の変数に対して因果性を持ち合わせていない。一方貸出は、物価のみならず株価と為替レートに因果性を持っている。さらに為替レートは、生産・輸出・日銀当座預金残高の先行変数であり、輸出は生産と日銀当座預金残高の原因変数である。

こうした点を踏まえて波及経路を考察すると、物価に対しては、操作目標の日銀当座預金残高から貨幣または貸出を通じて物価というルートと、貸出から株価を經由して貨幣・物価へというルートが存在する。他方生産に対しては、日銀当座預金残高から貸出を通じて為替レート・輸出・そして生産へ、という経路が確認されるのみである。このように低金利政策下においては、マネーのチャンネルに関しては生産への効果が見受けられず、貸出を通じたクレジットチャンネルの有効性が明らかになった。また、生産に対して因果性を持っている変数は輸出と為替レートのみであり、為替レートや輸出を通じた外需のチャンネルが生産活動に大きな影響を及ぼしていることが理解できる。

(3) 分散分解による検証

実証分析の最後に、低金利政策下の期間について、予測誤差の分散分解を用いた検証を行う。

(表 5-9)

表 5-9 は貨幣と貸出の変動における、日銀当座預金残高の寄与率の時間的推移を表したものである⁷⁷。表 5-9 より日銀当座預金残高は、貨幣・貸出の両変数に対して、6 ヶ月までの比較的短い期間では、貨幣に対する影響が相対的に強く見受けられる。しかし、それ以降の期間ではほぼ同じ影響を与えている。この結果は先に行った Granger テストの結果を確認するものである。

(表 5-10)

表 5-10 は貨幣と貸出および輸出のそれぞれのショックが生産の変動に対してどれほど

数は AIC により 1 である。

⁷⁷ 本章のモデルにおける各変数の順序は、*c・m・l・ex・s・r・e・p・y*、を仮定した。

寄与しているかを、時間の推移とともに表したものである。表 5-10 によると、生産の変動に対する貨幣と貸出の寄与率を比較すると、生産は相対的に貸出の方からより強い影響を受けている。3 ヶ月後や 6 ヶ月後という短い期間においては、約 40%と約 29%であり、特にその傾向が顕著である。この点も、先の Granger テストの結論と同様であり、貸出の重要性を示唆するものである。

また、輸出の影響であるが、時間の推移に関係なく生産の変動に対する輸出の寄与率は約 20%と高い値を示している。この結果も先の Granger テストの結果と同様に、低金利政策下においては生産に対して輸出が大きな影響を及ぼしていたといえることができる。

4 おわりに

本章では、1990 年代末以降の低金利政策下および 1970 年代半ば以降の日本経済を対象とし、金融政策の効果やその波及経路について実証的な研究を行った。

特に、金融政策の操作目標とされるコールレートやマネタリーベース、あるいは量的緩和政策下において採用された日銀当座預金残高といった変数が、マネーサプライや銀行貸出、為替レートや株価・長期金利・輸出・物価・生産といった諸変数と、どのような関係を持っているのかということをも明らかにするため、Granger の因果性テスト及び予測誤差の分散分解といった手法を用いて計量経済学的な分析を行った。

最後にその結論を簡単に要約する。1975 年以降 2008 年までの期間を対象とした分析では、短期金利やマネタリーベースといった操作目標変数は、物価に対しては、貨幣及び貸出を通じて効果が波及していることが明らかになったが、生産に対しては貸出を通じたチャネルの効果が見受けられず、貨幣を通じたチャネルの有効性が確認された。

1990 年代末以降の低金利政策下を標本期間とした分析では、日銀当座預金残高は、貨幣と貸出の両変数に影響を与えており、両変数とも物価に対しては原因変数となっているが、生産に対する波及経路に限定すると、マネー・チャネルの有効性は失われ、貸出を通じたクレジット・チャネルの重要性が明らかになった。また、生産に対しては輸出が大きな影響を与えており、為替レートを通じたチャネルの重要性を示唆する結論が得られた。

表 5-1 単位根検定の結果 (全期間 ; 1975 : 1~2008 : 3)

変数	ADF	P 値	Lag	変数	PP	P 値	Lag
<i>y</i>	-1.838	0.686	15	<i>y</i>	-19.13	0.083	15
<i>p</i>	-2.785	0.202	15	<i>p</i>	-4.531	0.853	15
<i>i</i>	-3.516	0.037	5	<i>i</i>	-15.78	0.160	5
<i>h</i>	-2.431	0.362	14	<i>h</i>	-5.563	0.779	14
<i>m</i>	-1.101	0.928	14	<i>m</i>	-1.493	0.981	14
<i>l</i>	-1.816	0.696	15	<i>l</i>	-0.179	0.995	15
<i>e</i>	-2.308	0.429	10	<i>e</i>	-7.899	0.591	10
<i>s</i>	-1.304	0.886	3	<i>s</i>	-3.236	0.926	3
<i>r</i>	-2.467	0.344	3	<i>r</i>	-12.85	0.273	3
<i>ex</i>	-3.555	0.033	9	<i>ex</i>	-20.19	0.067	9

表 5-2 単位根検定の結果 (低金利政策下 ; 1999 : 2~2006 : 7)

変数	ADF	P 値	Lag	変数	PP	P 値	Lag
<i>y</i>	-1.999	0.601	6	<i>y</i>	-5.646	0.773	6
<i>p</i>	0.575	0.996	10	<i>p</i>	-11.02	0.370	10
<i>c</i>	0.229	0.995	2	<i>c</i>	0.772	0.998	2
<i>m</i>	0.421	0.996	2	<i>m</i>	1.720	0.998	2
<i>l</i>	-1.330	0.880	2	<i>l</i>	-7.687	0.608	2
<i>e</i>	-2.728	0.224	2	<i>e</i>	-9.918	0.441	2
<i>s</i>	-1.154	0.919	6	<i>s</i>	-3.400	0.918	6
<i>r</i>	-2.106	0.542	2	<i>r</i>	-9.115	0.498	2
<i>ex</i>	-0.948	0.950	3	<i>ex</i>	-3.540	0.911	3

注 : 定数項およびトレンドを含めたモデルを用いた ADF 検定および PP 検定それぞれの検定統計量であり, Lag は AIC により選択された。

表 5-3 階差変数の単位根検定の結果（全期間；1975：1～2008：3）

変数	ADF	P 値	Lag	変数	PP	P 値	Lag
<i>y</i>	-5.294	0.000	15	<i>y</i>	-418.4	0.000	15
<i>p</i>	-3.615	0.028	15	<i>p</i>	-334.9	0.000	15
<i>i</i>	-6.619	0.000	4	<i>i</i>	-276.9	0.000	4
<i>h</i>	-3.792	0.016	13	<i>h</i>	-479.6	0.000	13
<i>m</i>	-3.214	0.081	13	<i>m</i>	-548.5	0.000	13
<i>l</i>	-1.228	0.904	15	<i>l</i>	-556.9	0.000	15
<i>e</i>	-5.654	0.000	9	<i>e</i>	-258.9	0.000	9
<i>s</i>	-9.878	0.000	2	<i>s</i>	-277.3	0.000	2
<i>r</i>	-8.472	0.000	5	<i>r</i>	-321.1	0.000	5
<i>ex</i>	-5.488	0.000	7	<i>ex</i>	-567.7	0.000	7

表 5-4 階差変数の単位根検定の結果（低金利政策下；1999：2～2006：7）

変数	ADF	P 値	Lag	変数	PP	P 値	Lag
<i>y</i>	-2.914	0.157	5	<i>y</i>	-155.6	0.000	5
<i>p</i>	-6.312	0.000	10	<i>p</i>	-47.43	0.000	10
<i>c</i>	-4.070	0.006	2	<i>c</i>	-84.87	0.000	2
<i>m</i>	-3.022	0.125	4	<i>m</i>	-97.95	0.000	4
<i>l</i>	-3.818	0.015	6	<i>l</i>	-81.09	0.000	6
<i>e</i>	-4.696	0.000	2	<i>e</i>	-73.66	0.000	2
<i>s</i>	-3.661	0.025	5	<i>s</i>	-62.75	0.000	5
<i>r</i>	-5.502	0.000	2	<i>r</i>	-93.38	0.000	2
<i>ex</i>	-5.779	0.000	2	<i>ex</i>	-117.9	0.000	2

注：定数項およびトレンドを含めたモデルを用いた ADF 検定および PP 検定それぞれの検定統計量であり，Lag は AIC により選択された。

表 5-5 共和分検定の結果（全期間；1975：1～2008：3）

検定統計量	P 値	Lag
234.41	0.212	12

表 5-6 共和分検定の結果（低金利政策下；1999：2～2006：7）

検定統計量	P 値	Lag
197.06	0.154	6

注：モデルには定数項とトレンドを含め Johansen の共和分検定のひとつである Trace 検定を用いて $r=0$ の検定を行い，ラグ次数は AIC により選択した。

表 5-7 Granger 因果性テストの結果（全期間；1975：1～2008：3）

原因変数	結果変数	F 値	原因変数	結果変数	F 値
<i>i</i>	<i>p</i>	1.685**	<i>p</i>	<i>i</i>	1.543**
<i>i</i>	<i>r</i>	1.783***	<i>i</i>	<i>ex</i>	1.416*
<i>r</i>	<i>m</i>	1.644**	<i>r</i>	<i>ex</i>	1.589**
<i>h</i>	<i>m</i>	2.931***	<i>h</i>	<i>s</i>	1.563**
<i>h</i>	<i>y</i>	4.284***	<i>y</i>	<i>h</i>	1.800***
<i>m</i>	<i>y</i>	3.322***	<i>y</i>	<i>m</i>	1.826***
<i>s</i>	<i>y</i>	1.431*	<i>r</i>	<i>p</i>	1.556**
<i>ex</i>	<i>y</i>	1.791***	<i>m</i>	<i>s</i>	1.831***
<i>ex</i>	<i>p</i>	1.447*	<i>p</i>	<i>l</i>	1.466**
<i>e</i>	<i>ex</i>	1.758***	<i>e</i>	<i>p</i>	1.395*
<i>e</i>	<i>i</i>	1.347*	<i>s</i>	<i>r</i>	1.357*
<i>e</i>	<i>r</i>	1.419*	<i>r</i>	<i>e</i>	1.376*
<i>l</i>	<i>r</i>	1.788***	<i>l</i>	<i>h</i>	1.360*
<i>l</i>	<i>i</i>	1.603**			

注：***は有意水準 1%，**は 5%，*は 10%でそれぞれ有意であることを表している。

表 5-8 Granger 因果性テストの結果 (低金利政策下 ; 1999 : 2~2006 : 7)

原因変数	結果変数	F 値	原因変数	結果変数	F 値
<i>c</i>	<i>l</i>	2.382**	<i>c</i>	<i>m</i>	3.408***
<i>c</i>	<i>p</i>	2.179**	<i>r</i>	<i>c</i>	2.547**
<i>l</i>	<i>s</i>	2.353**	<i>r</i>	<i>p</i>	2.482**
<i>l</i>	<i>e</i>	2.095**	<i>r</i>	<i>l</i>	1.819*
<i>l</i>	<i>p</i>	2.394**	<i>p</i>	<i>l</i>	2.778**
<i>s</i>	<i>m</i>	1.868*	<i>m</i>	<i>p</i>	1.943*
<i>r</i>	<i>m</i>	2.099**	<i>ex</i>	<i>c</i>	2.303**
<i>e</i>	<i>ex</i>	1.779*	<i>e</i>	<i>c</i>	1.974*
<i>ex</i>	<i>y</i>	1.979*	<i>e</i>	<i>y</i>	1.808*

注 : ***は有意水準 1%, **は 5%, *は 10%でそれぞれ有意であることを表している.

表 5-9 分散分解の結果 (日銀当座預金残高ショックの寄与率) (%)

	3 カ月後	6 カ月後	12 カ月後	24 カ月後	36 カ月後
<i>m</i>	9.418	20.08	13.96	14.94	15.26
<i>l</i>	5.717	13.55	13.99	16.62	15.44

表 5-10 分散分解の結果 (生産に対する寄与率) (%)

	3 カ月後	6 カ月後	12 カ月後	24 カ月後	36 カ月後
<i>m</i>	6.756	8.767	5.767	8.527	11.07
<i>l</i>	40.59	28.75	15.15	11.25	11.43
<i>ex</i>	22.08	26.96	16.77	21.15	20.24

第6章 金融政策運営の操作目標・中間目標と最終目標

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った、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、未だ様々な議論が活発に行われている。

そこで本章では、第4章、第5章に引き続き、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 Granger の因果性テストや予測誤差の分散分解に加え、インパルス応答関数を推計することにより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

本章では、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經由して、生産や物価といった金融政策の最終目標た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2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。

本章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)⁷⁸ (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)⁷⁹ (出所: 日本銀行)
- l : 銀行貸出 (マネタリーサーベイ, 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)

標本期間の一つめは, 1975年1月から1998年12月までの期間であり, ① $i \cdot h \cdot m \cdot l \cdot r \cdot s$ の6変数モデルと, ② $m \cdot l \cdot r \cdot ex \cdot s \cdot e \cdot p \cdot y$ 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. もう一つの標本期間は, 1998年4月から2012年12月までの期間であり, 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コールレートを除いた① $h \cdot m \cdot l \cdot r \cdot s$ の5変数モデルと, ② $m \cdot l \cdot r \cdot ex \cdot s \cdot e \cdot p \cdot y$ 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.

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⁸⁰. ADF検定 (Augmented Dickey-Fuller Test) とPP検定 (Phillips-Perron Test) によって, 1975年から1998年までの期間, 1998年4月から2012年までの期間, それぞれにおいて単位根検定を行った結果は, 表6-1から表6-4に示されている⁸¹. 表6-1・表6-2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6-3・表6-4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 $I(1)$ 変数とみなして分析を進める.

(表 6-1~表 6-4)

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

⁷⁸ 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.

⁷⁹ 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.

⁸⁰ 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.

⁸¹ 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.

いて共和分検定 (Cointegration Test) を行った。共和分関係式に定数項とトレンドを含め、最大固有値検定 (Maximum Eigenvalue Test) により行った。標本期間および VAR モデルごとの共和分検定の結果は、表 6-5・表 6-6 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 6-5・表 6-6)

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 1 月から 1998 年 12 月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 6-5 より、① $i \cdot h \cdot m \cdot l \cdot r \cdot s$ の 6 変数モデルおよび、② $m \cdot l \cdot r \cdot ex \cdot s \cdot e \cdot p \cdot y$ の 8 変数モデルにおいて、ともに共和分ベクトルは 2 と推計されるため、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の推計を行った結果が図 6-1・図 6-2 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 4 がそれぞれ AIC (Akaike Information Criterion) 基準により選択された⁸²。

(図 6-1・図 6-2)

図 6-1 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 VAR を構成する他の変数へ与える反応を示している。図 6-1 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

⁸² VEC モデルにおける変数の順序 (ordering) は、 $i \cdot h \cdot m \cdot l \cdot r \cdot s$ および $m \cdot l \cdot r \cdot ex \cdot s \cdot e \cdot p \cdot y$ であり、以下の i を除いたモデルにおいても同様である。

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 $m \cdot l \cdot r \cdot ex \cdot s \cdot e \cdot p \cdot y$ の8変数モデルの結果を示した図 6-2 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負になっている。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⁸³は図 6-3・図 6-4 に示してある。

(図 6-3・図 6-4)

図 6-3 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 6-1 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 6-1 とは異なっている。図 6-4 では、貨幣の生産への影響は図 6-2 と異なり短期的にはプラスであるが 10 ヶ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 6-2 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。

(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 6-7 から表 6-10 に示してある。表 6-7 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 6-7 から表 6-10 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 6-7～表 6-10)

⁸³ 表 6-6 より共積分ベクトルは①の 5 変数モデルでは 1、②の 8 変数モデルは 2 であり、VEC のラグ次数は AIC により、①のモデルで 2、②のモデルで 1 がそれぞれ選択された。

表 6-7 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%とたいへん大きなウェイトになっている。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 年を経過した以降はコールレートの寄与率が相対的に高くなっている。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 6-8 では生産や物価に対する寄与率を表しているが、貨幣や貸出の値はともに低く、生産に対しては物価や株価が、物価には為替レートの寄与率が高くなっている。

表 6-9・表 6-10 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 6-9 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 6-7 と同様であり、表 6-10 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 6-8 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。

(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。表 6-11 と表 6-12 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 6-11・表 6-12)

表 6-11 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 6-12 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。

4 おわりに

本章ではマネタリーベースなどの金融政策変数と、貨幣集計量・銀行貸出といった変数

との関係, および, そうした金融変数と金融政策の最終目標である生産や物価との関係を, 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 因果性テストの手法を用いて検証を行った. 最後にこうした実証分析で得られた結果の要約を行う.

1975 年から 1998 年までを標本期間とした分析では, インパルス応答関数による検証の結果, コールレートのショックはマネーサプライへ影響を与えており, マネタリーベースのショックは貨幣や貸出に効果を及ぼしている. また, 貨幣から生産への影響が観察された. 予測誤差の分散分解によると, 貨幣に対する寄与率は株価と長期金利が高く, 株価は貸出や生産への寄与率も大きい. Granger 因果性テストの結果からは, 短期金利とマネタリーベースは貨幣に因果性を持っており, 貨幣は貸出とともに生産に対しての因果関係が確認された.

標本期間が 1990 年代末以降のゼロ金利政策の期間では, マネタリーベースから貨幣への効果は観察されるが, 貨幣から生産へは 10 ヶ月後以降はマイナスの影響を与えている. 分散分解による検証では, 貨幣や貸出に対するマネタリーベースからの寄与率が相対的に低いに対して, 株価の寄与率が高く, 株価は生産や物価に対しても寄与率が高い. Granger 因果性テストによると, マネタリーベースから貨幣, 貨幣から生産への因果性が確認される一方で, 貸出から生産への因果性は存在しなかった.

このように検証方法により結果が異なるケースも存在するが, こうした問題については今後の課題として残されている.

図 6-1 インパルス応答関数の結果 (1975 : 1~1998 : 12) ① $i \cdot h \cdot m \cdot l \cdot r \cdot s$ モデル

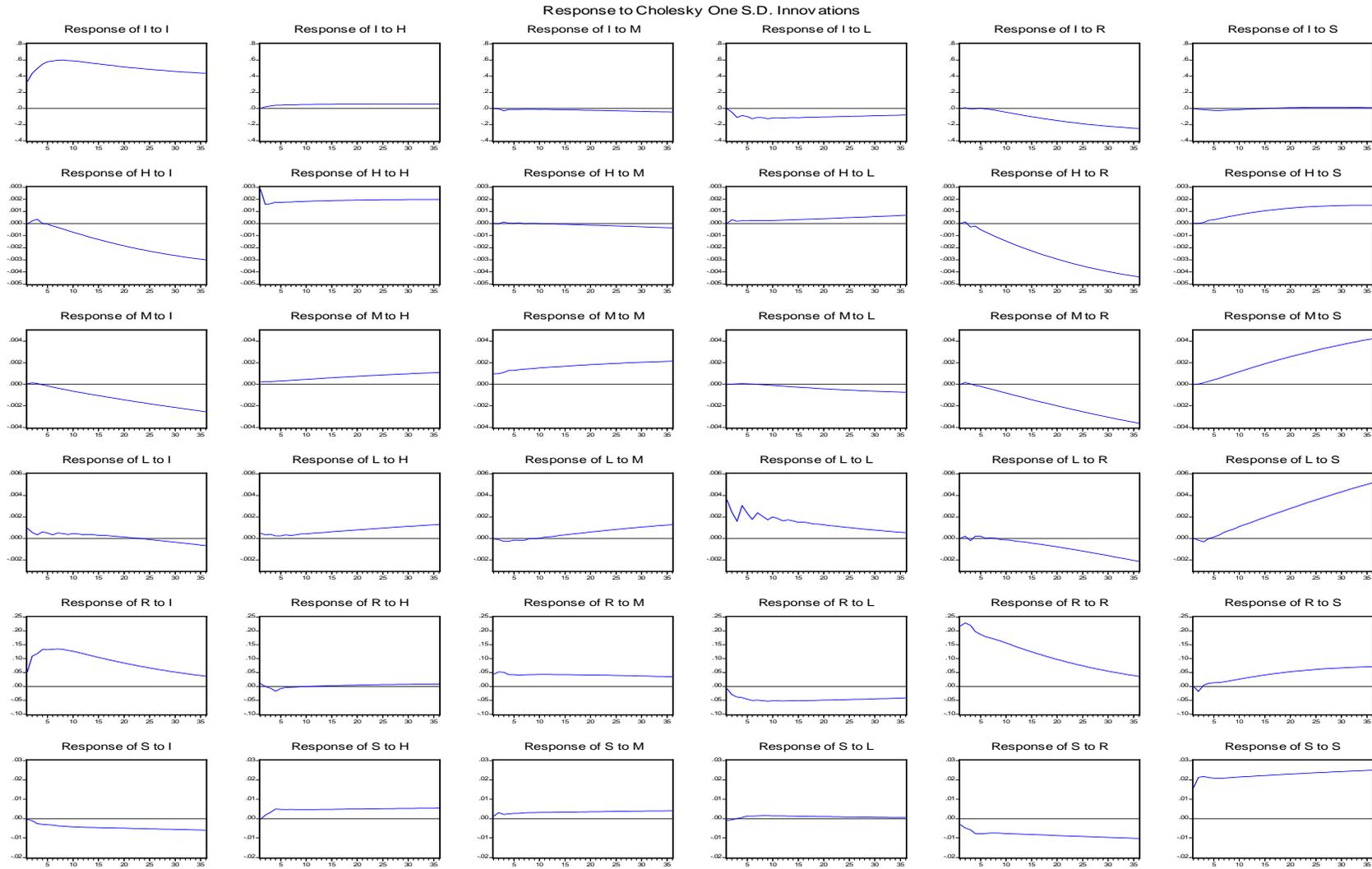


図 6-2 インパルス応答関数の結果 (1975:1~1998:12) ② $m \cdot l \cdot r \cdot ex \cdot s \cdot e \cdot p \cdot y$ モデル

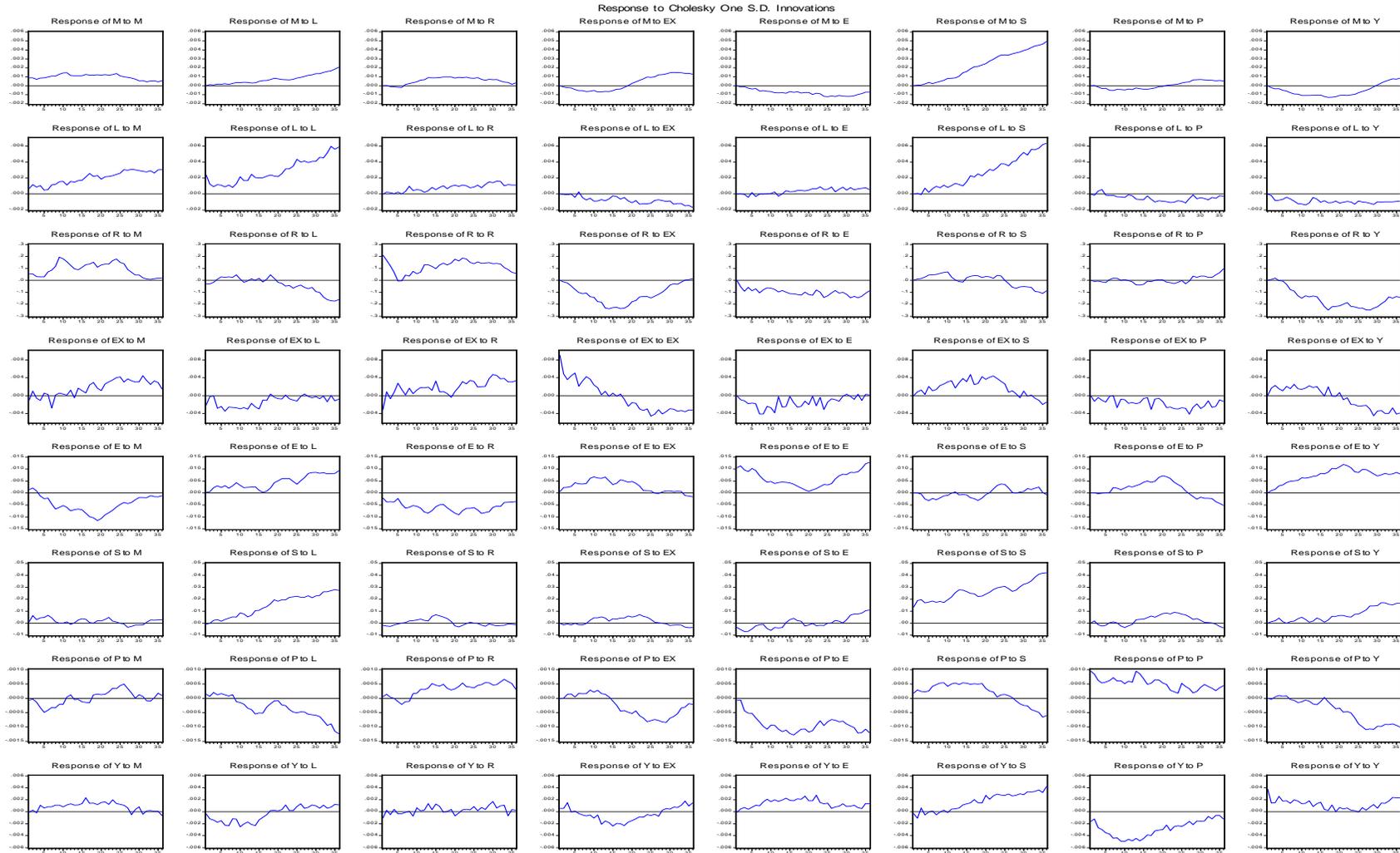


図 6-3 インパルス応答関数の結果 (1998 : 4~2012 : 12) ① $h \cdot m \cdot l \cdot r \cdot s$ モデル

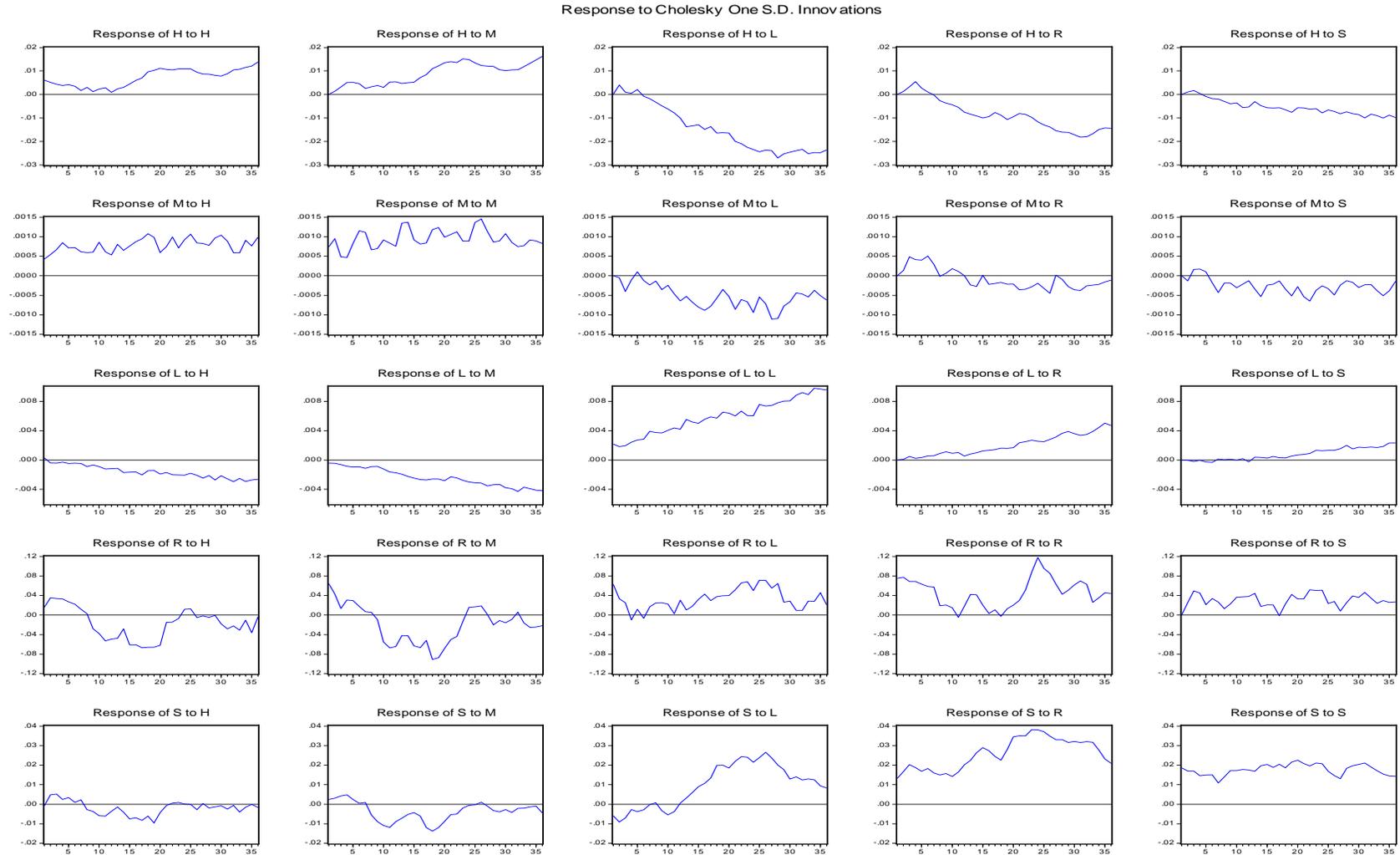


図 6-4 インパルス応答関数の結果 (1998 : 4~2012 : 12) ② $m \cdot l \cdot r \cdot ex \cdot s \cdot e \cdot p \cdot y$ モデル

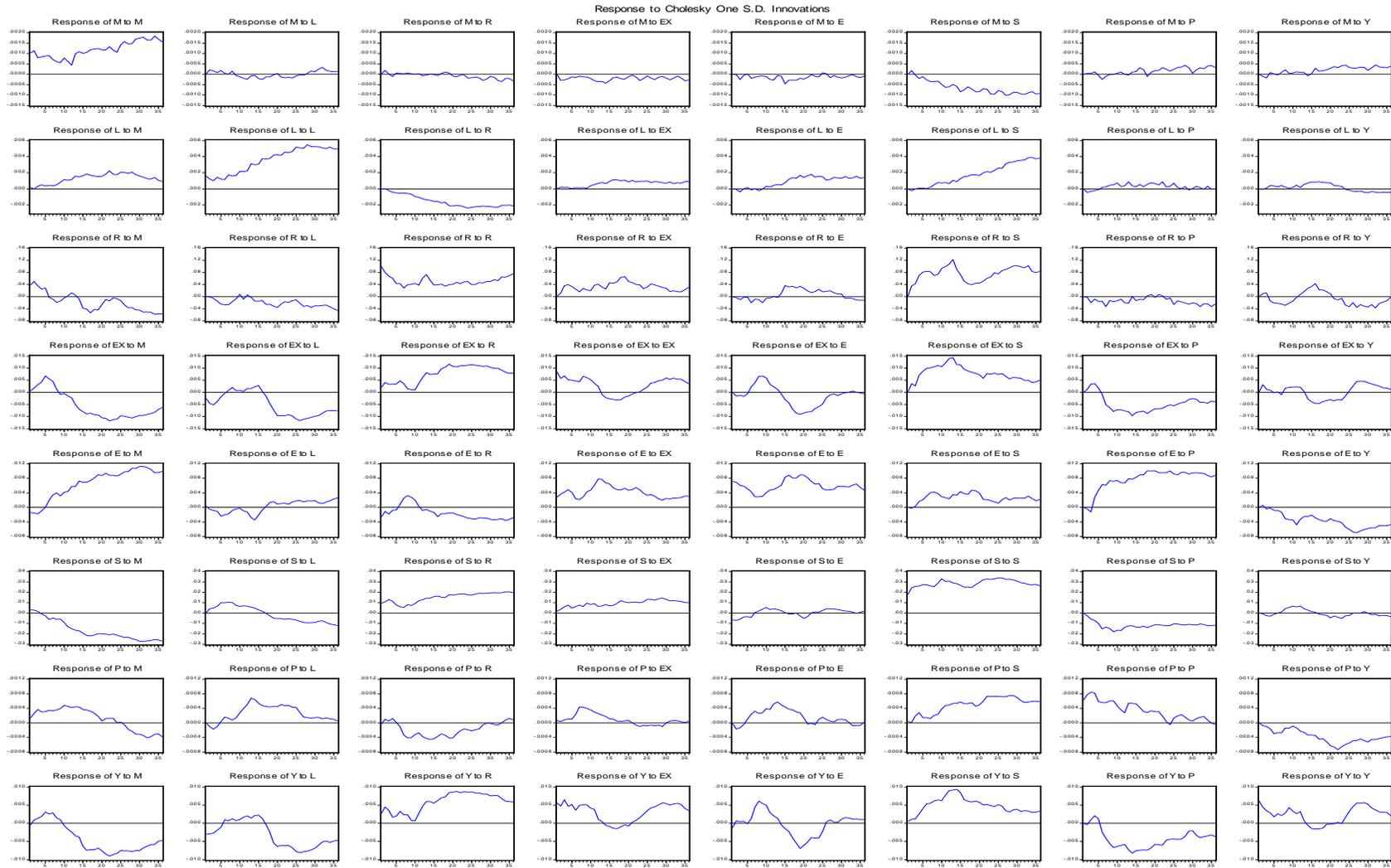


表 6-1 レベル変数の単位根検定の結果 (1975 : 1~1998 : 12)

	ADF 検定		PP 検定	
	検定統計量	P 値	検定統計量	P 値
<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 6-2 レベル変数の単位根検定の結果 (1998 : 4~2012 : 12)

	ADF 検定		PP 検定	
	検定統計量	P 値	検定統計量	P 値
<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

表 6-3 階差変数の単位根検定の結果 (1975 : 1-1998 : 12)

	ADF 検定		PP 検定	
	検定統計量	P 値	検定統計量	P 値
<i>i</i>	-11.46	0.000	-12.20	0.000
<i>h</i>	-21.51	0.000	-20.85	0.000
<i>m</i>	-4.470	0.002	-13.61	0.000
<i>l</i>	-1.571	0.801	-20.84	0.000
<i>r</i>	-14.36	0.000	-14.24	0.000
<i>ex</i>	-17.86	0.000	-26.71	0.000
<i>s</i>	-11.94	0.000	-11.94	0.000
<i>e</i>	-11.71	0.000	-11.60	0.000
<i>p</i>	-1.970	0.614	-13.47	0.000
<i>y</i>	-6.289	0.000	-22.71	0.000

表 6-4 階差変数の単位根検定の結果 (1998 : 4~2012 : 12)

	ADF 検定		PP 検定	
	検定統計量	P 値	検定統計量	P 値
<i>h</i>	-11.86	0.000	-12.01	0.000
<i>m</i>	-3.028	0.127	-13.49	0.000
<i>l</i>	-2.075	0.554	-16.61	0.000
<i>r</i>	-12.86	0.000	-15.65	0.000
<i>ex</i>	-6.618	0.000	-10.57	0.000
<i>s</i>	-9.878	0.000	-9.902	0.000
<i>e</i>	-9.967	0.000	-9.850	0.000
<i>p</i>	-3.024	0.034	-9.794	0.000
<i>y</i>	-10.54	0.000	-10.51	0.000

注：検定に関しては定数項・トレンドを含めたモデルを用いた。

表 6-5 共和分検定の結果 (1975 : 1-1998 : 12)

① *i,h,m,l,r,s* モデル

	検定統計量	P 値
$H_0 : r=0$	40.07	0.000
$H_0 : r=1$	33.87	0.000
$H_0 : r=2$	27.58	0.227
$H_0 : r=3$	21.13	0.101
$H_0 : r=4$	14.26	0.593
$H_0 : r=5$	3.841	0.693

② *m,l,r,ex,s,e,p,y* モデル

	検定統計量	P 値
$H_0 : r=0$	52.36	0.000
$H_0 : r=1$	46.23	0.023
$H_0 : r=2$	40.07	0.444
$H_0 : r=3$	33.87	0.327
$H_0 : r=4$	27.58	0.234
$H_0 : r=5$	21.13	0.342
$H_0 : r=6$	14.26	0.400
$H_0 : r=7$	3.841	0.863

注：いずれのモデルにも定数項・トレンドを含め検定を行い、ラグ次数は AIC にい
ずれも 4 が選択された。

表 6-6 共和分検定の結果 (1998 : 4~2012 : 12)

① *h,m,l,r,s* モデル

	検定統計量	P 値
$H_0 : r=0$	33.87	0.005
$H_0 : r=1$	27.58	0.126
$H_0 : r=2$	21.13	0.499
$H_0 : r=3$	14.26	0.743
$H_0 : r=4$	3.841	0.597

② m, l, r, ex, s, e, p, y モデル

	検定統計量	P 値
$H_0 : r=0$	52.36	0.000
$H_0 : r=1$	46.23	0.005
$H_0 : r=2$	40.07	0.269
$H_0 : r=3$	33.87	0.498
$H_0 : r=4$	27.58	0.259
$H_0 : r=5$	21.13	0.539
$H_0 : r=6$	14.26	0.896
$H_0 : r=7$	3.841	0.427

注：いずれのモデルにも定数項・トレンドを含め検定を行い、ラグ次数は AIC にい
ずれも 4 が選択された。

表 6-7 分散分解の結果（貨幣・貸出に対する寄与率；1975：1-1998：12）

・ m に対する寄与率 (％)

	3 カ月後	6 カ月後	12 カ月後	24 カ月後	36 カ月後
i	1.036	1.195	5.988	10.99	13.01
h	5.231	5.004	4.508	3.621	3.145
m	91.89	85.80	57.64	27.85	17.80
l	0.105	0.124	0.175	0.801	1.076
r	0.968	1.704	9.792	20.81	25.75
s	0.765	6.165	21.88	35.91	39.20

・ l に対する寄与率 (％)

	3 カ月後	6 カ月後	12 カ月後	24 カ月後	36 カ月後
i	5.543	4.745	4.198	1.894	1.164
h	2.115	1.678	2.330	4.334	4.764
m	0.365	0.491	0.371	1.936	3.506
l	91.06	92.15	83.57	43.43	18.32
r	0.345	0.364	0.393	3.436	8.101
s	0.565	0.560	9.131	44.96	64.14

表 6-8 分散分解の結果（生産・物価に対する寄与率；1975：1-1998：12）

・ 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
m	0.244	2.162	2.891	5.647	4.730
l	8.639	13.52	11.68	7.844	7.041
r	3.728	1.841	0.970	1.286	1.947
ex	7.086	2.857	3.261	6.698	6.124
e	1.790	2.465	6.482	10.80	9.455
s	4.091	1.883	0.881	7.973	20.00
p	28.31	44.87	58.34	51.14	41.28
y	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
m	0.947	9.932	5.334	2.817	2.226
l	2.693	2.225	2.128	4.379	10.60
r	0.984	1.488	2.217	5.436	6.312
ex	0.757	1.316	2.200	6.732	8.788
e	7.907	21.94	43.21	47.47	37.72
s	6.940	8.452	12.32	8.932	6.460
p	79.61	54.20	32.07	20.48	12.61
y	0.154	0.434	0.505	3.743	15.26

表 6-9 分散分解の結果（貨幣・貸出に対する寄与率；1998：4~2012：12）

・ 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
h	27.71	29.82	13.60	11.45	9.333
m	65.28	44.07	27.54	25.34	22.84
l	3.590	6.917	5.332	8.213	24.67
r	1.308	5.005	5.991	5.169	3.630
s	2.096	14.17	47.52	49.81	39.51

・ l に対する寄与率 (%)

	3 ヶ月後	6 ヶ月後	12 ヶ月後	24 ヶ月後	36 ヶ月後
h	1.992	0.821	0.813	1.095	1.459
m	0.098	0.044	0.082	0.105	0.246
l	95.49	94.13	92.19	86.34	84.67
r	0.672	0.801	0.453	0.852	0.638
s	1.737	4.196	6.455	11.60	12.97

表 6-10 分散分解の結果 (生産・物価に対する寄与率 ; 1998 : 4 ~ 2012 : 12)

・ y に対する寄与率 (%)

	3 ヶ月後	6 ヶ月後	12 ヶ月後	24 ヶ月後	36 ヶ月後
m	1.255	5.289	3.301	16.13	18.15
l	10.39	7.153	3.210	6.942	11.83
r	16.65	13.47	7.723	18.94	21.72
ex	39.91	36.73	20.69	6.828	8.384
e	0.869	0.961	9.972	8.300	5.395
s	1.290	12.80	26.81	20.97	15.41
p	0.457	3.021	16.80	18.01	13.46
y	29.16	20.56	11.48	3.868	5.629

・ p に対する寄与率 (%)

	3 ヶ月後	6 ヶ月後	12 ヶ月後	24 ヶ月後	36 ヶ月後
m	10.58	12.42	14.51	9.256	9.682
l	1.966	1.826	5.743	14.00	11.40
r	0.667	0.934	7.697	8.649	6.720
ex	0.581	2.112	8.605	3.938	2.989
e	2.185	2.764	8.849	8.219	6.215
s	1.783	3.736	8.369	19.19	28.53
p	81.46	71.36	42.46	22.94	17.33
y	0.769	4.834	3.758	13.79	17.11

表 6-11 Granger 因果性テストの結果 (1975 : 1-1998 : 12)

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>i</i>	<i>m</i>	7.307*	<i>l</i>	<i>m</i>	6.949*
<i>i</i>	<i>r</i>	19.32***	<i>l</i>	<i>i</i>	18.01***
<i>r</i>	<i>h</i>	7.139*	<i>h</i>	<i>m</i>	6.722*
<i>r</i>	<i>m</i>	15.09***	<i>s</i>	<i>l</i>	7.451*

② *m, l, r, ex, e, s, 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 6-12 Granger 因果性テストの結果 (1998 : 4~2012 : 12)

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,e,s,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。

あとがき

本論文では、利子率や貨幣集計量・銀行貸出といった金融変数が他の金融変数のみならず、生産や物価といった実体経済を表す諸変数と如何なる因果性を持ちえているのかを、時系列分析を中心とした計量経済分析により検討を行った。実証分析ではVARモデルを中心に用いて、単位根検定、共和分検定といった手法をも採用した上で、先にあげた金融政策に関わる変数間の因果性の検証を行い、マクロ金融および金融政策に関する現代的課題を研究する上で、重要な問題である各変数間の因果関係を統計的に検証し、金融政策の効果波及経路を分析することにより、今後の中央銀行による金融政策運営への手がかりを与えるものであった。

しかしながら、2013年4月に導入された量的・質的金融緩和政策に関する検証は本論文では大きく取り上げることはできなかった。異次元緩和とも呼ばれるこの政策は、日銀のバランスシートを拡大させる量的緩和政策という意味のみならず、日銀のバランスシートの資産項目に、代表的な安全資産である国債だけではなく、ETFやREITといったリスク性資産までもを含めるといった政策である。そして、国債に関しても短期国債のみならず残存期間の長い国債までも日銀が購入することにより、イールドカーブをフラット化させることを意図している。こうした政策は、ゼロ制約下にある短期金利だけではなく、中長期の金利や、リスクプレミアムをも低下させるという目的を持っているが、このような金融緩和政策の有効性に関する検証については、今後の課題として残されている。

なお、本論文の第3章については、故伊藤史朗同志社大学名誉教授との共著論文を再構成したものであるが、伊藤史朗先生の奥様の了解を得て、本論文の基礎資料として利用させていただいた。

【参考文献】

- Abel, A. B. and F. S. Mishkin (1983) , “An Integrated View of Tests of Rationality, Market Efficiency and the Short-Run Neutrality of Monetary Policy,” *Journal of Monetary Economics* , Vol.11, pp.3-24.
- Barro, R. J. (1977) , “Unanticipated money growth and unemployment in the United States ,” *American Economic Review* , Vol.67, pp.101-115.
- Bera, A. K. and C. M. Jarque (1982) , “Model Specification Tests : a Simultaneous Approach,” *Journal of Econometrics* , Vol.20, pp.59-82.
- Bernanke, B.S. and A.S. Blinder (1988) , “Credit, Money, and Aggregate Demand,” *American Economic Review* , Vol.78, pp.435-439.
- Bernanke, B. S. and A. S. Blinder, (1992) , “The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission,” *American Economic Review*, Vol.82, pp.901-921.
- Bernanke, B. S. and M. Gertler, (1995) , “Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Transmission,” *Journal of Economic Perspective*, Vol.9, pp.27-48.
- Bernanke, B. S. and V. R. Reinhart, (2004) , “Conducting Monetary Policy at Very Low Short-Term Interest Rates ,” *American Economic Review*, Vol.94, pp.85-90.
- Bernanke, B.S., V.R. Reinhart, and B.P. Sack (2004) , “Monetary Policy Alternatives at the Zero Bound: An Empirical Assessment” *Brookings Papers on Economic Activity*, No.2, 1-78, 96-100.
- Blanchard, O.J. and D. Quah (1990) , “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances,” *American Economic Review* , Vol.79, pp.655-673.
- Breusch, T. S. and A. R. Pagan (1979) , “A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation,” *Econometrica*, Vol.47, pp.1287-1294.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1979) , “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Journal of the American Statistical Association*, Vol.74, pp.427-431.
- Dickey, D.A., and W.A. Fuller (1981) , “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Econometrica*, Vol.49, No.4, pp.1057-1072.
- Eggertsson, G.B. and M. Woodford (2003) , “The Zero Bound on Interest Rates and Optimal Monetary Policy” *Brookings Papers on Economic Activity*, No.1,

pp.139-211,230-233.

- Engle, R. F. and C. W. J. Granger (1987) , “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing,” *Econometrica*, Vol.55, pp.251-276.
- Feldstein,M., and J.H.Stock (1994) ,“The Use of a Monetary Aggregate to Target Nominal GDP,”in N.G. Mankiw, ed., *Monetary Policy*, The University of Chicago Press, pp.7-62.
- Fisher, M. E. and J. J. Seater (1993) ,“Long-Run Neutrality and Superneutrality in an ARIMA Framework,” *American Economic Review* , Vol.83, pp.402-415.
- Friedman,M. (1968) ,“The Role of Monetary Policy”, *American Economic Review*, Vol.58, No.1, pp.1-17. (新飯田宏訳『インフレーションと金融政策』日本経済新聞社, 1972年, 所収, 1-31 ページ.)
- Friedman,M. (1974) , *Monetary Correction*, The Institute of Economic Affairs. (保坂直達訳『インフレーションと失業』マクロウヒル好学社, 1978年, 105-224 ページ.)
- Fujiwara, I. (2006) . “ Evaluating Monetary Policy when Nominal Interest Rates are Almost Zero,” *Journal of the Japanese and International Economy* Vol.20, pp.434-453.
- Godfrey, L. G. (1978) , “Testing for Higher Order Serial Correlation in Regression Equations When the Regressors Include Lagged Dependent Variables,” *Econometrica*, Vol.46, pp.1303-1310.
- Granger,C.W.J.(1969) ,“Investigating Causal Relations by Econometric Model and Cross Spectral Methods,” *Econometrica* , Vol.37, pp.424-438.
- Hall,R.E., and N.G.Mankiw (1994) ,“Nominal Income Targeting,”in N.G.Mankiw ed., *Monetary Policy*, The University of Chicago Press, pp.71-93.
- Hamada, K. and F. Hayashi (1985) ,“Monetary Policy in Postwar Japan,” in Albert Ando et al..ed. *Monetary Policy in Our Times*, MIT Press, pp.83-121.
- Hamilton,J.D. (1994) , *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Hansen, B. E. (1992) , “Testing for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes,” *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.10, pp.321-335.
- Honda, Y., Y. Kuroki, and M. Tachibana (2007) ,”AN INJECTION OF BASE MONEY AT ZERO INTEREST RATE : 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 (OSIPP), Osaka University.
- Jarque, C. M. and A. K. Bera (1980) , “Efficient Tests for Normality, Homoscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals,” *Economics Letters*, Vol.6, No.3, pp.255-259.
- Johansen,S. (1988) ,“Statistical Analysis of Cointegration Vectors,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12, No.2・3, pp.231-254.
- Johansen,S. (1991) ,“Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models,” *Econometrica*, Vol.59, No.6, pp.1551-1580.
- Kimura, T., H. Kobayashi, J. Muranaga, and H. Ugai (2002) “The Effect of the Increase in the Monetary Base on Japan’s Economy at Zero Interest Rates: An Empirical Analysis,” *IMES DISCUSSION PAPER SERIES* No. 2002-E-22, pp1-56.
- 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.
- Kuttner, K. N. and P. C. Mosser (2002) ,“The Monetary Transmission Mechanism : Some Answers and Further Questions,” *FRBNY Economic Policy Review*, May, pp.15-22.
- Ljung, G. M. and G. P. E. Box (1978) , “On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models,” *Biometrika*, Vol.65, pp.297-303.
- Lucas, R. E. Jr. (1996) , “ Monetary Neutrality ,” *Journal of Political Economy* ,Vol.104, pp.661-682.
- Maddala,G.S. (1992) , *Introduction to Econometrics*, 2nd ed., Prentice-Hall. (和合肇訳『計量経済分析の方法』シーエーピー出版, 1996年 (第2版).)
- Mankiw, N. G. (1990) , “A Quick Refresher Course in Macroeconomics,” *Journal of Economic Literature*, Vol.80. (日本銀行金融研究所訳「最近のマクロ経済学の潮流」『日本銀行月報』1991年7月, 43-66ページ).
- McCallum,B.T. (1990) ,“Targets, Indicators, and Instruments of Monetary Policy,”in Haraf,W.S., and Cagan,P., eds., *Monetary Policy for a Changing Financial Environment*, The AEI Press, pp.44-70. (マッカラム,B.T.,「金融政策の中間目標, 参照指標および政策手段」『フィナンシャル・レビュー』第11号, 1989年5月, 82-107ページ.)
- McCallum,B.T. (1993) ,“Specification and Analysis of a Monetary Policy Rule for

- Japan,” *Bank of Japan, Monetary and Economic Studies*, Vol.11, No.2, pp.1-45.
 (マッカラム,B,T.,「金融政策ルールの定式化と分析－日本への応用」『金融研究』
 第12巻第4号,1993年12月,1-43ページ.)
- McCandless, G. T. Jr. and W. E. Weber (1995) ,“Some Monetary Facts ,” *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Vol.19, pp.2-11.
- Mishkin, F.S. (1995) , “Symposium on the Monetary Transmission Mechanism,” *Journal of Economic Perspectives*, Vol.9, No.4, pp.3-10.
- Mishkin, F.S. (1996) , “The Channels of Monetary Transmission : Lessons for Monetary Policy,” *Banque de France Bulletin Digest*, No.27, March, pp.33-44.
- Modigliani, F. and L.D.Papademos (1980) , “The Structure of Financial Markets and the Market Mechanism ” Federal Reserve Bank of Boston, *Monetary Aggregate*, Conference Series, No.23.
- Morimune, K. and G. Q. Zhao (1997) , “Unit Root Analyses of the Causality between Japanese Money and Income,” *The Japanese Economic Review* , Vol.48, pp.343-367.
- Pantula, S. G., G. Gonzalez-Farias and W. A. Fuller (1994) , “A Comparison of Unit-Root Test Criteria,” *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.12, pp.449-459.
- Parkin, M. (1984) , “Discriminating between Keynesian and Classical Theories of the Business Cycle : Japan 1967-1982,” *Monetary and Economic Studies*, Vol.2, pp.23-60.
- Phillips, P. C. B. (1995) , “Fully Modified Least Squares and Vector Autoregression,” *Econometrica*, Vol.63, No.5, pp.1023-1078.
- Phillips, P. C. B. and B. E. Hansen (1990) , “Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes,” *Review of Economic Studies*, Vol.57(1), No.189, pp.99-125.
- Phillips, P. C. B. and P. Perron (1988) , “Testing for a Unit Root in Time Series Regression,” *Biometrika*, Vol.75, No.2, pp.335-346.
- Sargent, T. J. (1976) , “A Classical Macroeconometric Model for the United States,” *Journal of Political Economy* , Vol.84, pp.207-237.
- Sims, C.A. (1972) , “Money, Income and Causality,” *American Economic Review* , Vol.62, pp.540-552.
- Sims, C.A. (1980) , “Macroeconomics and Reality,” *Econometrica* , Vol.48, pp.1-48.

- Sims, C.A. (1990), J.H. Stock, and M.W. Watson, "Inference in Linear Time Series Model with Some Unit Roots," *Econometrica*, Vol.58, PP.113-144.
- Stock, J. H. and M. W. Watson (1993), "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems," *Econometrica*, Vol.61, No.4, pp.783-820.
- Svensson, L.E.O. (2001), "The Zero Bound in an Open Economy: A Foolproof Way of Escaping from a Liquidity Trap" *Monetary and Economic Studies*, Vol.19, No. S-1 February, pp.277-312.
- Toda, H. and P. C. B. Phillips (1993), "Vector Autoregressions and Causality," *Econometrica*, Vol.61, pp.1367-1393.
- Toda, H. and T. Yamamoto (1995), "Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes," *Journal of Econometrics*, Vol.66, pp.225-250.
- Ueda, K. (2011), "The Effectiveness of Non-traditional Monetary Policy Measures: The Case of the Bank of Japan," *CARF Working Paper*, August, pp.1-28.
- Volcker, P.A. (2002), "Monetary Policy Transmission: Past and Future Challenges," *FEDNY Economic Policy Review*, May, pp.7-11.
- White, H. (1980), "A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity," *Econometrica*, Vol.48, pp.817-838.
- Woodford, M. (2003), *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton University Press.
- 伊藤史朗・北川雅章 (1996) 「金融政策ルールに関する計量分析」『経済学論叢』(同志社大学) 第 47 巻第 2 号, 1-50 ページ.
- 伊藤史朗 (1996) 「マネー・パラダイムとクレジット・パラダイム—1 つの実証研究—」『経済学論叢』(同志社大学) 第 47 巻第 4 号, 1-20 ページ.
- 伊藤史朗・南波浩史 (1998) 「金融政策の波及経路—グランジャー因果関係テストによる実証分析—」『経済学論叢』(同志社大学) 第 49 巻第 4 号, 75-98 ページ.
- 伊藤隆敏・林 伴子 (2006) 『インフレ目標と金融政策』東洋経済新報社.
- 岩淵純一 (1990) 「金融変数が実体経済に与える影響について—Structural VAR モデルによる再検討」『金融研究』第 9 巻第 3 号, 79-118 ページ.
- 岩田規久男 (1993) 『金融経済の経済学—「日銀理論」の検証』日本経済新聞社.
- 植田和男 (2005) 『ゼロ金利との闘い』日本経済新聞社.
- 鵜飼博史 (2006) 「量的緩和政策の効果: 実証研究のサーベイ」『金融研究』第 25 巻

- 第 3 号, 1-46 ページ.
- 翁 邦雄 (1986) 「日本経済に関する通貨量と実質産出量の関係について—LSW 命題の実証を巡って」『金融研究』第 5 巻第 3 号, 107-142 ページ.
- 翁 邦雄 (1993) 『金融政策』東洋経済新報社.
- 翁 邦雄 (2011) 『ポスト・マネタリズムの金融政策』日本経済新聞出版社.
- 翁 邦雄 (2013) 『金融政策のフロンティア—国際的潮流と非伝統的政策』日本評論社.
- 小田信之 (2002) 「量的緩和下での短期金融市場と金融政策—日銀当座預金残高ターゲットの分析—」『フィナンシャル・レビュー』財務省財務総合政策研究所, 第 64 号, 63-85 ページ.
- 釜 国男 (1988) 「貨幣, 信用と経済活動」『創価経済論集』第 18 巻第 3 号, 63-84 ページ.
- 鎌田康一郎・須合智広 (2006) 「政策金利ゼロ制約下における金融政策効果の抽出」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ, No.06-J-13.
- 川崎能典 (1992) 「Johansen の共和分検定について」『金融研究』, 第 11 巻第 2 号, 99-120 ページ.
- 北川雅章 (1995) 「金融政策の目標とルールについて—名目 GDP 目標政策の展望を中心に—」『経済学論叢』(同志社大学) 第 46 巻第 2 号, 303-328 ページ.
- 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』第 44 巻第 2 号, 142-157 ページ.
- 国友直人 (1996) 「構造変化と単位根・共和分仮説—マクロ経済時系列への応用—」『金融研究』15 巻 5 号, 1-43 ページ.
- 久保田哲夫 (1992) 「安定貨幣・中立貨幣論争もう一つの視点」『経済学論究』(関西学院大学) 第 45 巻第 4 号, 37-56 ページ.
- 小林孝次 (1993) 「最近のマネーサプライの異常な変動について—ハイパワードマネーとマネーサプライの因果関係テスト—」『創価経済論集』(創価大学) 第 23 巻第 3 号, 1993 年 12 月, 95-108 ページ.
- 小林孝次 (1994) 「1980 年代以降における予想外の貨幣量増加と産出高—バブル経済とその崩壊後を含む期間についてのマクロ合理的予想モデルの検証—」『創価経済論集』(創価大学) 第 24 巻第 1 号, 55-80 ページ.
- 小林孝次 (1995) 「マネーサプライのコントロールと産出高への影響—最新の方法によるグレンジャー因果性の検定」『創価経済論集』(創価大学) 第 24 巻第 3 号, 93-103 ページ.

- 地主敏樹（1992）「利子率のスモーキングと予想されなかった貨幣」『国民経済雑誌』（神戸大学）第 161 巻第 6 号，59-78 ページ．
- 白川方明（2008）『現代の金融政策』，日本経済新聞社．
- 白塚重典・藤木 裕（2001）「ゼロ金利政策下における時間軸効果：1999-2000 年の短期金融市場データによる検証」『金融研究』第 20 巻第 4 号，137-170 ページ．
- 鈴木淑夫・黒田晁生・白川浩道（1988）「日本の金融市場調節方式について」『金融研究』第 7 巻第 4 号，43-65 ページ．
- 副島 豊（1995）「実質 GDP、通貨残高、物価の長期的関係—共和分検定の批判的再検討—」『金融研究』第 14 巻第 4 号，1-41 ページ．
- 瀬尾純一郎・高橋亘（1982）「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，37-70 ページ．
- 田中 敦（2006）『日本の金融政策』有斐閣．
- 田中隆之（2008）『「失われた十五年」と金融政策』日本経済新聞出版社．
- 谷内 満（1992）『新しいマネタリズムの経済学』東洋経済新報社．
- 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．
- 中尾武雄（1996）「コインテグレーションアプローチによる時系列分析：TSP による分析手法の解説」『経済学論叢』（同志社大学）第 47 巻第 4 号，113-134 ページ．
- 中澤正彦・吉川浩史（2011）「デフレ下の金融政策：量的緩和政策の検証」PRI Discussion Paper Series (No.11A-03) 財務省財務総合政策研究所，1-24 ページ．
- 南波浩史（1998）「誤差修正 VAR モデルによる金融政策の計量分析」『経済学論叢』（同志社大学）第 49 巻第 4 号，139-161 ページ．
- 南波浩史（1998）「日本における貨幣の中立性テスト」『経済学論叢』（同志社大学）第 50 巻第 2 号，129-146 ページ．
- 南波浩史（2006）「低金利政策下における金融政策の波及経路に関する一考察」，川口 慎二・古川 顕編『現代日本の金融システム—金融市場と金融政策—』（財）郵便貯金振興会貯蓄経済研究室，75-94 ページ．
- 南波浩史（2008）「金融政策の効果波及経路に関する実証分析」『日本経済政策学会第 65 回全国大会報告要旨・論文集』（日本経済政策学会），所収．
- 南波浩史（2009）「日本の低金利政策と実体経済」『日本経済政策学会第 66 回全国大会報告要旨・論文集』（日本経済政策学会），所収．
- 南波浩史（2013）「金融市場と金融システム」八田英二・廣江満郎編著『日本経済の新

- 地平』晃洋書房，102-126 ページ。
- 南波浩史（2014）「金融政策変数と生産・物価との関係について」『貯蓄・金融・経済研究論文集（平成 25 年度）』ゆうちょ財団，85-104 ページ。
- 日本銀行調査統計局（1988）「信用集計量（Credit Aggregates）について」『調査月報』1988 年 12 月号。
- 日本銀行調査統計局（1992）「最近のマネーサプライの動向」『日本銀行月報』1992 年 9 月号。
- 日本銀行調査統計局（1997）「M2+CD と経済活動の関係について－長期均衡関係を中心とした研究」『日本銀行月報』1997 年 6 月号，101-123 ページ。
- 日本銀行（2002）「最近のマネタリーベースの増加をどう理解するか？」『日本銀行調査月報』8 月，91-132 ページ。
- 日本銀行企画局（2015）『『量的・質的金融緩和』：2 年間の効果の検証』『日銀レビュー』5 月，1-6 ページ。
- 馬場善久（1995）「エラー・コレクションモデルによる貨幣需要関数の推定」本多佑三編『日本の景気』有斐閣，第 5 章。
- 畠田 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』第 22 号，15-31 ページ。
- 畠中道雄（1994）「長期的経済関係のエコノメトリックス」『季刊理論経済学』第 45 巻第 5 号，403-418 ページ。
- 原田 泰（2002）「マネーの効果－貨幣から実体経済へのチャンネル」『フィナンシャル・レビュー』財務省財務総合政策研究所，第 66 号，192-208 ページ。
- 原田 泰・増島 稔（2008）「金融の量的緩和はどの経路で経済を改善したのか」『ESRI Discussion Paper Series』内閣府経済社会総合研究所，No.204，1-22 ページ。
- 平山健二郎（1995）「金融政策の効果波及経路：ベクトル誤差修正モデルによる実証分析の試み」『商学論集』（関西大学）第 40 巻第 2 号，77-107 ページ。
- 平山健二郎（2015）『貨幣と金融政策』東洋経済新報社。
- 古川 顕（1985）『現代日本の金融分析』東洋経済新報社。
- 古川 顕（1995）「金融政策とクレジット・ビュー」『金融経済研究』第 9 号，10-27 ページ。
- 古川 顕（2006）「マネタリー・ベース、銀行貸出およびマネーサプライの関係について」川口慎二・古川顕編『現代日本の金融システム－金融市場と金融政策－』（財）郵便貯金振興会貯蓄経済研究室，1-20 ページ。
- 古川 顕・田中 敦（2002）「1990 年代以降の日本の金融政策」『政策分析 2002』九

- 州大学出版会, 61-92 ページ.
- 古川 颯 (2014) 『テキストブック 現代の金融 (第3版)』東洋経済新報社.
- 本多佑三 (1994) 「金融変数, 実物経済そして金融政策: 近年の実証分析の展望」『金融経済研究』第6号, 5-26 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.
- 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』有斐閣, 第6章.
- 牧 厚志 (1995) 「マクロの中立性テスト」『三田商学研究』(慶応義塾大学) 第38巻第2号, 89-108 ページ.
- 宮尾龍蔵 (1993) 「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』(神戸大学) 第167巻第1号, 113-128 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.
- 宮尾龍蔵 (2011) 「日本の景気変動要因: 時系列分析からの視点」『現代経済学の潮流2011』東洋経済新報社, 第2章.
- 宮越龍義 (1996) 「金融変数から実物変数への因果性検定—金融自由化の影響—」『ファイナンス研究』第21号, 103-120 ページ.
- 森棟公夫 (1995) 「非定常時系列」本多佑三編『日本の景気』有斐閣, 第11章.
- 山田一夫 (1997) 「日本における貨幣の長期中立性」『大阪大学経済学』(大阪大学) 第46巻第3号, 46-54 ページ.
- 山本 拓 (1988) 『経済の時系列分析』創文社.
- 山本 拓 (1992) 「時系列分析とその経済分析への応用」『フィナンシャル・レビュー』第23号, 48-71 ページ.
- 吉田知生 (1989) 「通貨需要関数の安定性をめぐって—ECM (Error Correction Model) による計測」『金融研究』第8巻第3号, 99-147 ページ.
- 吉川 洋 (1989) 「マネー・サプライと実体経済」『経済学論集』(東京大学) 第55巻第3号, 31-57 ページ.
- 吉川 洋編著 (1996) 『金融政策と日本経済』日本経済新聞社.
- 吉川 洋 (2013) 『デフレーション』日本経済新聞出版社.