

8 金融の量的緩和はどの経路で 経済を改善したのか

原田泰 増島稔

要 旨

本稿は、量的緩和政策の経済に与える全体的な効果とその波及経路を Honda *et al.* [2007] に基づいて分析を始めている。VAR モデルによる検証を通じて以下の4つの点が明らかになった。第1に、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。第2に、その経路としては、資産価格を通じる経路、銀行のバランスシートを通じる経路が重要であり、銀行の情報生産機能を通じる経路、為替レートを通じる経路、時間軸効果を通じる経路は確認できない。以上は Honda *et al.* [2007] の確認であるが、銀行のバランスシートを通じる経路は新しい発見である。さらにこれらの経路は、経路をより厳密に分析した場合にも確認できた。第3に、量的緩和は長期的には金利を引き上げる効果があり、時間軸効果、とくにシグナル効果の存在には疑いがもたれる。第4に、量的緩和政策が行われていた時期と同様、伝統的な金利政策が行われていた期間においても、マネタリーベースは生産に影響を与えていた。これらの結果は、長期にわたる景気低迷を緩和する手段として金融政策が有効であったことを示唆している。

本稿は、内閣府経済社会総合研究所（ESRI）「バブルの発生・崩壊からデフレ克服までの日本経済とマクロ経済政策に関する研究会」（2008年2月27日）、2008年度日本金融学会春季大会（2008年5月18日）、ESRIセミナー（2008年9月26日）において報告したものである。本稿に対しては、上記研究会において吉川洋教授（東京大学）、福田慎一教授（東京大学）、翁邦雄教授（中央大学）から、金融学会において本多佑三教授（大阪大学）、立花実准教授（大阪府立大学）から、上記セミナーにおいて小川一夫教授（大阪大学）から、それぞれ有益なコメントをいただいた。以上の方々から心から感謝する。ただし、本稿に誤りが残っているとすればそれは著者の責任である。

1 はじめに

2001年3月19日から金融政策の操作目標が、それまでのコールレートから日銀当座預金残高に変更された。量的緩和政策の開始である。日銀当座預金とは、金融機関が日本銀行に保有している当座預金のことであり、これに市中の流通現金を合わせればベースマネーとなる。この量をコントロールし、金融を緩和しようというのが量的緩和政策である。日銀当座預金残高の目標は、当初、それ以前の4兆円から1兆円積み増して5兆円程度に維持することとされた。この目標残高は9回にわたって増額され、2004年1月20日以降30-35兆円となった。その後、日本銀行は、2006年3月9日に、景気は着実に回復し、消費者物価指数（CPI）も前年比でプラス幅が拡大しているとして、操作目標をコールレートに変更し、それがゼロ%で推移するようにすることを目標とするようになった。量的緩和政策の終了である。

量的緩和政策が採用された背景としては、度重なるコールレートの引下げによって短期金利がほとんどゼロとなっても景気は回復せず、デフレが続いていたことがある。さらには、銀行不良債権を解決できず、金融システム不安が囁かれていた。このような状況から脱却するために、コールレートをゼロにするというゼロ金利政策を超える政策が求められていた。しかし、量的緩和政策が、どの経路を通じて経済に対してどのような効果をもったのか、必ずしも十分な検討はなされていないように思われる。

本稿は、この量的緩和政策の経済に与える全体的な効果とその波及経路を明らかにしようとするものである。

2 これまでの研究成果

2.1 量的緩和政策の波及経路

量的緩和政策が採用されたのは、金利がゼロになり、これ以上のコールレートの引下げを行うことが不可能になったからである。単純な *IS-LM* モデルによれば、金利がゼロになれば、それ以上、金融政策によって景気を刺激することはできない。しかし、金融政策の効果はより広範なものであって、名目金利だけに着目すべきではないということは古くから議論されてきた。Brunner and Meltzer[1963], Tobin[1969]はその先駆的なものであるし、Mishkin[1995]は、金融政策の波及経路を、利子率を通じる経路、資産価格を通じる経路、銀行のバランスシートを通じる経路、銀行の情報生産機能を通じる経路、為替レートを通じる経路の5つに分けて、簡明に説明している。銀行のバランスシートを通じる経路とは、銀行の準備預金が増大すれば、超過準備となった銀行は積極的に借入を勧誘するか、債券を購入する。また、銀行の保有する資産の価格が上昇すれば、銀行が積極的になることを通じて貸出が増加する、という経路である。また、銀行の情報生産機能を通じる経路とは、銀行が貸出先企業についての特別の知識を生産するという経路である。実証分析では、貸出と生産との関係がマネーとの関係より強いかどうかを見ることが一般に行われている（銀行の情報生産と実証分析については、原田・岡本[2003]を参照）。

そもそも、教科書的議論の *IS-LM* モデルでは物価が導入されておらず、金利が名目金利なのか、実質金利なのかが不明確である。しかし、財市場の均衡を議論している *IS* カーブでの金利は実質であるべきで、貨幣市場の均衡を議論している *LM* カーブの金利は名目であることは、教科書においても説明されるようになってきている（たとえば、ローマー[1998]第5章）。

Krugman[1998, 2000]は、90年代にデフレ状況に陥った日本経済を念頭に、名目金利がゼロであっても、物価が上昇し、実質金利がマイナスになることによって、経済が回復しうることを指摘してきた。Bernanke and Reinhart[2004], Bernanke, Reinhart, and Sack[2004]は、短期金利がゼロになっても、金融緩和は、ポートフォリオ・リバランス効果、シグナル効果（後述の時間軸効果に同じ）によって効果があることを指摘した。

ポートフォリオ・リバランス効果とは、短期国債とマネーがゼロ金利状態において完全に代替的であるとしても、マネーと完全代替ではない他の債券があることによって効果があるという議論である。ゼロ金利状態からさらにマネーが拡大されれば、他の債券の価格が上がり、したがって景気刺激効果があるというのである。他の債券とは長期債が考えられる。債券ばかりでなく資産一般を考えれば、これは Mishkin[1995]の資産価格を通じる経路となる。

シグナル効果とは、量的緩和政策が、人々に、ゼロ金利政策が続くという期待を抱かせ、したがって長期金利も低下するという効果である。長期金利の低下によって、量的緩和政策は効果があると考えられるというのである。以上のような効果は、イールド・カーブが寝るという効果に焦点を当てて、時間軸効果 (policy duration effect) と呼ばれる (Ueda[2002])。

Mishkin[1995]の5つ経路に対して、日本の量的緩和政策を巡る議論においては、ポートフォリオ・リバランス効果、シグナル効果 (時間軸効果)、金融システム不安抑制効果の3つの経路が強調されてきた。量的緩和政策の効果を巡る包括的なサーベイである鶴飼[2006]においても、この3つが強調されている。ポートフォリオ・リバランス効果は、資産価格を通じる経路と重なる。また、金融システム不安抑制効果は、銀行のバランスシートを通じる経路、銀行の情報生産機能を通じる経路と重なる。したがって、量的緩和政策のチャンネルを巡る議論は、Mishkin[1995]の5つの経路のうち名目金利の経路を除き、資産価格を通じる経路、銀行のバランスシートを通じる経路、銀行の情報生産機能を通じる経路、為替レートを通じる経路に、時間軸効果を加えたものになる¹⁾。

2.2 波及経路を限定しない量的緩和政策の実証分析

量的緩和政策を巡る実証分析においては、その経路を分析したものが多く、しかし、金融政策の波及経路が複雑であることを考えると、量的緩和政策の効果を考察するためには、まず、波及経路を限定せずに量的緩和の経済活動に与える効果を見ることが望ましいと考えられる。というのは、これらの経

1) ここでは実質金利の経路を明示的に考えていないが、実質金利が低下すれば資産価格も上昇するので、実質金利の経路は資産価格の経路に含まれていることになる。

路は相互に排除するものでなく、いくつかの経路が総合的に効果を及ぼすことが考えられるからである。前述の鶴飼[2006]も、経路を限定しない分析の重要性を指摘している(3.(2)b. b-1. 量的緩和政策の効果を広く捉えた検証結果, 参照)。

経路を比較的限定していない実証分析として、Kimura, Kobayashi, Muranaga, and Ugai[2002], Fujiwara[2006], 貞廣[2005], 原田・権[2005], Mihira, Yamasawa, Seitani, and Saito[2006], Honda, Kuroki, and Tachibana [2007]がある。

Kimura *et al.*[2002]は、1971年第1四半期から2002年第2四半期で、CPI, GDPギャップ, マネタリーベース, コールレートからなる、時間とともに変数間の関係が変化するVAR(ベクトル自己回帰)モデルを構築し、マネタリーベースの効果を検証した。これによると、マネタリーベースは、1985年時点ではインフレ率を引き上げる効果、不明確ながらGDPギャップを縮小する効果があったが、2002年時点ではインフレ率やGDPギャップに与える効果はなかったとしている。しかし、量的緩和が行われた期間が2001年3月から2006年3月であることを考えれば、こうした結論を下すのは早計であろう(これはFujiwara[2006], 貞廣[2005]にも当てはまる)。

Fujiwara[2006]も、1985-2004年のCPI, 鉱工業生産, マネタリーベース, 10年物国債利回りを用いたMarkov Switching VARモデルを推計しているが、そこでもマネタリーベースの効果は、98年まではCPIや生産に有意であるが、2000年以降は有意ではなくなるとしている。

貞廣[2005]は、ゼロ金利制約に直面していたと思われる時期(96年から2004年)とそれ以前について、マネタリーベースの日米比率, 円ドル相場, 日米インフレ率格差(CGPI変化率とPPI変化率の差), 日米短期金利格差, 鉱工業生産指数の日米比率, 貨幣乗数の6変数について誤差修正モデルを推計した。このモデルで、マネタリーベースを増加させた場合のインフレ率や鉱工業生産に対する影響を見ると、生産は増加するもののその程度はごくわずかであり、しかもインフレ率はマイナスに反応していた。ただし、金利がゼロ制約下でない86年から95年ではマネタリーベースのインフレ率や鉱工業生産に対する影響はあったとしている。これは興味深い分析であるが、ここでなされたことは日米の比較であって、直接的に日本経済を分析したもの

ではない。

なお、Kimura *et al.* [2002], Fujiwara [2006], 貞廣 [2005] いずれも、ベースマネーが受動的に動かされていたと思われる 2000 年以前（少なくとも、日本銀行はそう説明してきた。翁 [1993] とくに第 5 章など参照）において、ベースマネーが生産や物価に有意に影響を与えていたことを示している。これは注目すべき指摘である。

これらに対して、原田・権 [2005] では、推計期間を金利がゼロに近い 99 年から 2004 年として、全産業活動指数、マネタリーベース、コールレート、為替レート、企業物価、実質輸出、公共工事出来高の 7 変数からなる VAR モデルを推計している。これによれば、マネタリーベースは、グランジャー因果性、インパルス反応関数、分散分解のいずれでも、生産や物価に影響を与えているとなった。ただし、原田・権は、マネタリーベースの波及経路については分析していない。

Mihira *et al.* [2006] は、2001 年から 2005 年までで、金利、不良債権、為替レート、実質 GDP、GDP デフレーターなどを用いた小型マクロモデルと VAR モデルを推計し、長期的均衡以上の過剰マネーが、GDP ギャップとインフレ率に影響を与えていることを示している。ただし、Mihira *et al.* [2006] は、その経路は謎であるとしている。

一方、Honda *et al.* [2007] は、量的緩和政策の全体としての効果を、その経路を含めて分析しており、2001 年から 2006 年までのデータを用い、鉱工業生産、コア CPI、日銀当座預金残高からなる VAR モデルで、日銀当座預金残高が、生産に影響を与えていることを示した。さらに、波及経路として、長期金利、為替、輸出、不良債権、株価、日銀の長期国債購入、日銀の株式購入を考慮し、これらの変数を追加して VAR モデルを推定した。その結果、株価を通じる効果が大きいと結論づけている。すなわち、資産価格を通じる効果、ポートフォリオ・リバランス効果が主要なチャンネルであるという結果を得ている。

2.3 時間軸効果への疑問

Honda *et al.* [2007] は、量的緩和の金融変数に与える影響を見ているが、そこで量的緩和が長期金利をむしろ引き上げるという結果を得ていることが

興味深い。これは、時間軸効果が明確であるというこれまでの分析結果（鶴飼[2006] 2. (1)コミットメントの効果, 参照)と矛盾しているからである。しかし、量的緩和が長期的に金利を引き上げるという結論は、利子率についての標準的な理論とむしろ整合的である。

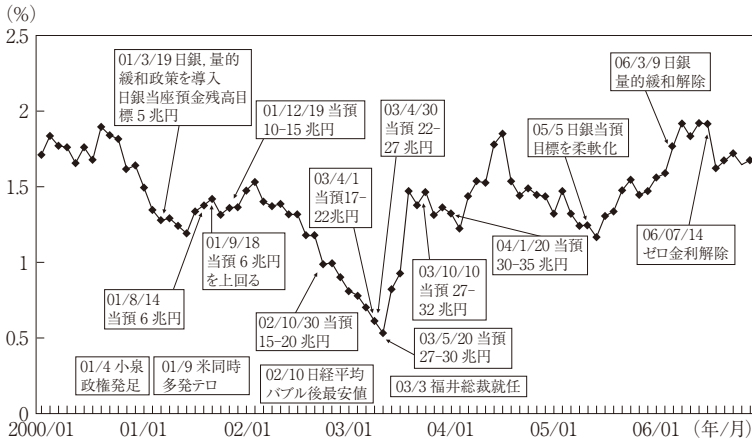
金融政策と利子率の関係を、Cagan[1972], Friedman[1968,2000]は次のように説明している。金融緩和政策によって貨幣が過剰になれば、利子率が低下する。これは、流動性効果またはポートフォリオ効果と呼ばれる。金利の低下は耐久消費財や資産の購入を刺激する。このような刺激は、一部は実質所得の増加となって、また一部は物価水準の上昇となって表れる。実質所得の増加は貨幣需要の増加をもたらし、物価の上昇は実質貨幣残高を減少させる。したがって、利子率は上昇する。これは所得・物価水準効果と呼ばれる。さらにフィッシャー効果²⁾がある。物価の上昇が金利を引き上げる効果である。これらの効果によって、金融緩和は長期的には金利を引き上げることになる。したがって、時間軸効果は、所得・物価水準効果とフィッシャー効果が現れる前に観察されるものである。

このような時間軸効果が、明確に観察されるものかどうか疑問がある。Honda *et al.*[2007]の分析結果は、こうした金融政策と利子率の理論と整合的な結果と思われる。

量的緩和政策継続のコミットメントがイールド・カーブに及ぼした影響を実証した論文としては、Barnanke, Reinhart, and Sack[2004], Okina and Shiratsuka[2004], Baba, Nishioka, Oda, Shirakawa, Ueda, and Ugai[2005], Oda and Ueda[2005]などがある。いずれの論文も、量的緩和政策の採用以降、時間軸効果が強まり、イールド・カーブが低下していることを示している。しかし、その理由について、Baba *et al.*[2005]と Oda and Ueda[2005]は、量的緩和のコミットメントがイールド・カーブを押し下げたとしているが、Okina and Shiratsuka[2004]はデフレ長期化の予想が強まったことによると解釈している。いずれにしろ、イールド・カーブの低下がデフレ長期化予想の広まりによるものか、時間軸効果によるものかを識別することは難し

2) 量的緩和政策がとられた期間を通じて観察される物価は下落傾向にあったが、マネタリーベースの増加が物価を上昇させる方向に影響を及ぼし、それが長期金利を高める方向に影響を及ぼしていたことと矛盾するものではない。

図表 8-1 長期金利と金融政策（金融緩和後に金利が上がる傾向がある）



出所) 日本銀行「金融経済統計月報」

注) 長期国債金利は長期国債（10年物）新発債（月末値）（%）

図表 8-2 量的緩和政策変更前後の長期金利（%）

政策変更	当座預金残高目標	当月金利	次月金利	次月との変化
2001/3/19	5兆円程度	1.275	1.290	上昇
2001/8/14	6兆円程度	1.375	1.420	上昇
2001/9/18	6兆円を上回る	1.420	1.315	下降
2001/12/19	10-15兆円程度	1.365	1.475	上昇
2002/10/30	15-20兆円程度	0.985	0.995	上昇
2003/4/1	17-22兆円程度	0.610	0.530	下降
2003/4/30	22-27兆円程度	0.610	0.530	下降
2003/5/20	27-30兆円程度	0.530	0.820	上昇
2003/10/10	27-32兆円程度	1.465	1.310	下降
2004/1/20	30-35兆円程度	1.320	1.220	下降
2006/3/9	量的緩和政策の終り	—	—	—

出所) 日本銀行.

注) 長期国債（10年物）新発債（月末値）（%）.

と思われる。

図表 8-1 は、量的緩和政策と長期金利（10年物国債利回り）の関係を見たものである。図から、金融を緩和したと考えられる直後に長期金利が上昇している場合があることがわかる。また、図表 8-2 は、量的緩和政策を行った場合、1カ月後の金利がどう動いたかを見たものである。量的緩和政策の

目標を引き上げた場合、金利が上昇している場合が5回、下降した場合が5回である。このような簡単な観察からも、金融緩和が所得・物価水準効果とフィッシャー効果によって長期的には金利上昇をもたらす可能性が示唆される。

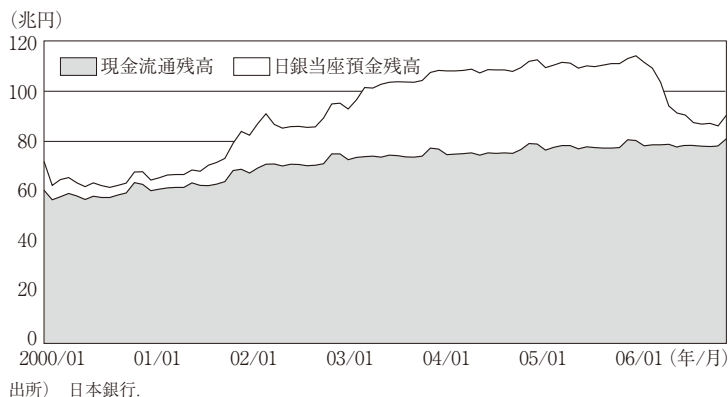
2.4 先行研究のまとめ

以上の簡単なサーベイから示唆されることは次の3点である。第1は、量的緩和政策がとられた期間に焦点を当てた推計では量的緩和政策は生産を増大させる効果があり、量的緩和政策がとられた期間を途中までしか含んでいない推計では効果がない場合が多いということである。第2は、量的緩和の時間軸効果に関する議論には理論と実証の両面で疑問があるということである。第3は、量的緩和の経路を限定せずに分析した上で、さらにその経路を広く考察すべきであるということである。

量的緩和に効果があったことはすでに複数の実証分析によって示されているが、その経路を含めて分析したものは Honda *et al.* [2007] しかない。そこで、まず、Honda *et al.* [2007] の分析で採用された変数と一部異なる変数を用いることによって、その結果の頑健性を確認したい。Honda *et al.* [2007] は周到な分析であるが、追加的に分析する余地は考えられる。第1に、経済活動を鉱工業生産に限らずより広い範囲で考えることが望ましい。第2に、金融政策変数を日銀当座預金残高のみならずマネタリーベース全体で考えることが望ましいと思われる。

なぜなら、現金流通残高が減少しているなかで日銀当座預金残高を増額してもマネタリーベース全体では縮小していることがありうるからである。ただし、図表8-3からわかるように、日銀当座預金残高が現金流通残高と逆方向の動きをしていることはなさそうである。第3に、不良債権を金融庁が半期ごとに公表する不良債権額でとらえているが、より頻度の高いデータの得られる銀行のバランスシートの状況を表す代理変数を試すことが望ましいと思われる。第4に、資産価格についても、日本ではとくに地価にバブルが生じていたことを考えると、頻度の高いデータの得られる地価の代理変数を試すことも必要と思われる。

図表 8-3 マネタリーベース、現金流通残高、日銀当座預金残高（未季調値）



3 量的緩和政策と実体経済との関係

本節では、VAR モデルを用いて量的緩和政策が実体経済に及ぼした効果とその波及経路を検証する。

3.1 データについて

使用する変数の定義と出所は図表 8-4 のとおりである。変数としては、まず、マネタリーベース、消費者物価指数、全産業活動指数、長期金利、為替レート、銀行貸出、銀行株価、株価、マンション価格の 10 変数を考える（今後登場する上記以外の変数の定義、出所についても図表 8-4 を参照。その意味づけについては後述）。

GDP ではなく全産業活動指数を用いたのは、月次データによってサンプル数を確保するためである。銀行株価は東京証券取引所上場の銀行業時価総額を全産業時価総額で除したものであり、銀行の不良債権、またはバランスシートの状況を表す代理変数である。銀行業時価総額を用いると経済全体の環境に影響を受けるため、全産業時価総額で除したものをを用いることにした。

データは、季節調整を行っているものも行っていないものがある。その区別は、図表 8-4 にある。季節調整値は、原則としてデータ作成者の季節調整値を用いている。為替レートは、実効為替レートである。金利以外のすべて

図表 8-4 変数リスト

変数名	使用系列	出所
マネタリーベース	マネタリーベース平均残高 (季節調整済み)	日本銀行
消費者物価指数	消費者物価指数 (生鮮食品を除く総合), 季節調整系列, 2000年=100	総務省統計局
全産業活動指数	全産業活動指数 (農林水産業生産指数を除く), 1997年12月までは接続指数, それ以降は原指数, 季節調整系列, 2000年=100	経済産業省
長期金利 (2年, 3年, 5年, 7年, 10年)	金利スワップレート (円-円), ビッドレートとオファーレートの平均	日経 NEEDS
名目実効為替レート	実効為替レート (名目), 1973年3月=100	日本銀行
実質実効為替レート	実効為替レート (実質), 1973年3月=100	日本銀行
銀行貸出	総貸出平残 (全国銀行), 1998年10月以降は特殊要因調整後, センサス X-12 を使って季節調整	日本銀行
銀行株価	銀行業時価総額 / 全産業時価総額 (いずれも対象は東京証券取引所第一部, 第二部上場企業)	東京証券取引所
株価	日経平均株価	日本経済新聞社
マンション価格	埼玉県, 千葉県, 東京都, 神奈川県 の 221 市区町村における中古マンションの取引価格	財団法人総合研究所
長期国債買入額	日本銀行による長期国債の買入目標額	日本銀行
金融機関保有株式買入額	日本銀行による金融機関保有株式の買入残高, 日本銀行勘定の金銭の信託 (信託財産株式) に該当	日本銀行
実質輸出	実質輸出 (季節調整済), 2000年=100	日本銀行
公共事業	公共工事出来高, センサス X-12 を使って季節調整	国土交通省
短期金利 (1カ月, 3カ月, 6カ月, 12カ月)	ユーロ円 LIBOR, 月末値	British Bankers' Association
鉱工業生産指数	鉱工業生産指数, 1997年12月までは接続指数, それ以降は原指数, 季節調整系列, 2000年=100	経済産業省

の変数は対数をとっている。

3.2 経路を考えない VAR モデルの推計

以上の準備の上で, 量的緩和の効果を明らかにするために, VAR モデルを推計する。VAR モデルとは, 経済変数相互のフィードバックをも考慮しながら, 変数相互の関係を評価する統計的手法である (たとえば, 羽森 [2000] 第 8 章参照)。

推計期間は, 金融の量的緩和が行われていた 2001 年 3 月から 2006 年 2 月

の間の期間とした。

マネタリーベース、物価、生産の3変数 VAR モデルのインパルス反応関数

はじめに、マネタリーベース、消費者物価指数（生鮮食品を除く、以下物価）、全産業活動指数（農林水産業を除く、以下生産）の3変数でのインパルス反応関数を推計する。インパルス反応関数とは、ある変数にショックが加わったとき、それが他の変数にどのように伝播していくかを示すものである。

ここでは、コレツキー分解に基づき、変数間に構造的関係を仮定せずにインパルス反応関数を求めた。コレツキー分解では、変数の順序によって結果が変わるが、ここではマネタリーベースが、物価と生産を動かすと考えて、マネタリーベース、物価、生産という配列で行った。ラグは、シュワルツ情報基準によって2期を選んだ。3変数から変数を追加したモデルでは、3次ないし5次のラグが最適になる場合もあったが、その違いは大きくはなかったので、すべてのモデルのラグを2次とした。

インパルス反応関数の推計結果は図表8-5に示されている。グラフの縦軸は、列の変数から行の変数への影響の度合い、横軸は月数を表す。点線は±2標準偏差の範囲を示しており、おおむね95%の信頼区間に対応している。

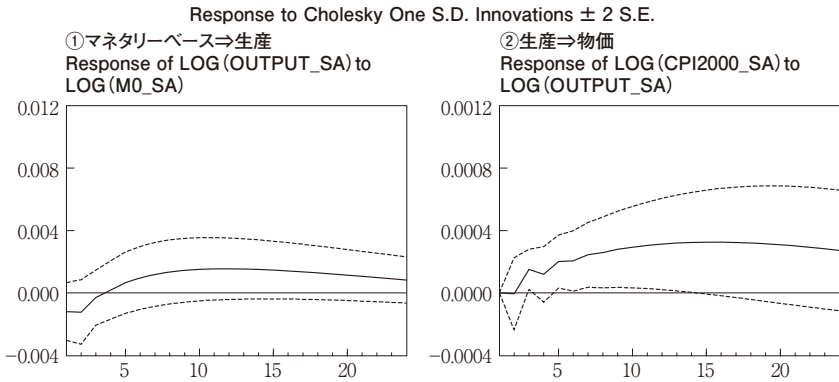
図に見るように、マネタリーベースは生産に対しておおむね有意（5%有意水準、以下同様）に正の影響を与えている。また、生産は物価に対して有意に正の影響を与えている³⁾。

すなわち、マネタリーベースを増大させる量的緩和政策は、経済を回復させた可能性がある⁴⁾。では、それはどのような経路によってもたらされたのだろうか。

3) Honda *et al.* [2007] にならって、経済や物価の動向を見て、マネタリーベースが量的緩和政策によって動かされると考えて、生産、物価、マネタリーベースという配列でコレツキー分解を行った場合も計測した。結果に大きな違いはなかったが、マネタリーベースから生産への影響は有意となった。

4) マネタリーベースは現金と日銀当座預金からなるが、うち日銀当座預金は外生変数であるとしても現金は外生変数とは言えないという批判があるだろう。そこでマネタリーベースを日銀当座預金に代えた推計も行ったが、結果は基本的に変わらなかった。これは以下の推計でも同じである。外生性に問題があるベースマネーを用いたのは、金融政策当局が一方で日銀当座預金を拡大し、他方で現金を吸収するような政策を行っている場合には（ただし、前述のように、そのような政策が行われた可能性は低い）、量的緩和の効果が抑制されることを考慮したからである。

図表 8-5 3変数 VAR モデルのインパルス反応関数 (マネタリーベース, 物価, 生産)



3.3 経路を考慮した VAR モデルの推計

経路変数を追加した 4 変数 VAR モデルのインパルス反応関数

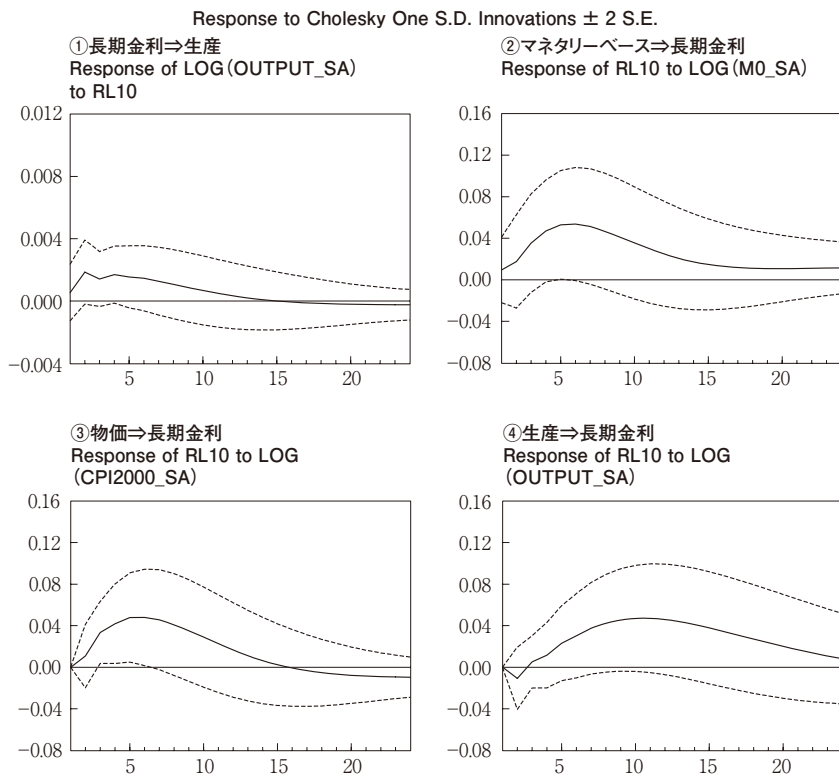
長期金利 (10 年), 名目実効為替レート (以下, 為替レート), 銀行貸出, 銀行株価 (銀行業時価総額/全産業時価総額), 日経平均株価 (以下, 株価), 中古マンション価格指数 (不動産価格の代理変数, 以下, マンション価格) の 6 つの経路変数を考え, 上記のマネタリーベース, 物価, 生産からなる 3 変数の VAR モデルに, これらの経路変数を 1 つずつ加えて, 4 変数からなる VAR モデルを推計した。

長期金利は時間軸効果を, 銀行貸出は銀行の情報生産を通じる経路を, 銀行株価は銀行のバランスシートを通じる経路を, 株価とマンション価格は資産価格を通じる経路を見るためのものである。変数の配列は, マネタリーベース, 経路変数, 物価, 生産とした。

長期金利の追加

まず, 第 1 に, 長期金利を入れた結果は図表 8-6 のようになる。図に見るように, 長期金利から生産に対して有意な影響がある。しかし, これは金利が上がると生産も増大するという関係である。また, マネタリーベース, 物価, 生産の高まりが長期金利を引き上げる関係が有意に示されている。これは, Honda *et al.* [2007] の実証結果や先に述べた金融政策と金利の理論と整

図表 8-6 4変数 VAR モデルのインパルス反応関数（長期金利の追加）



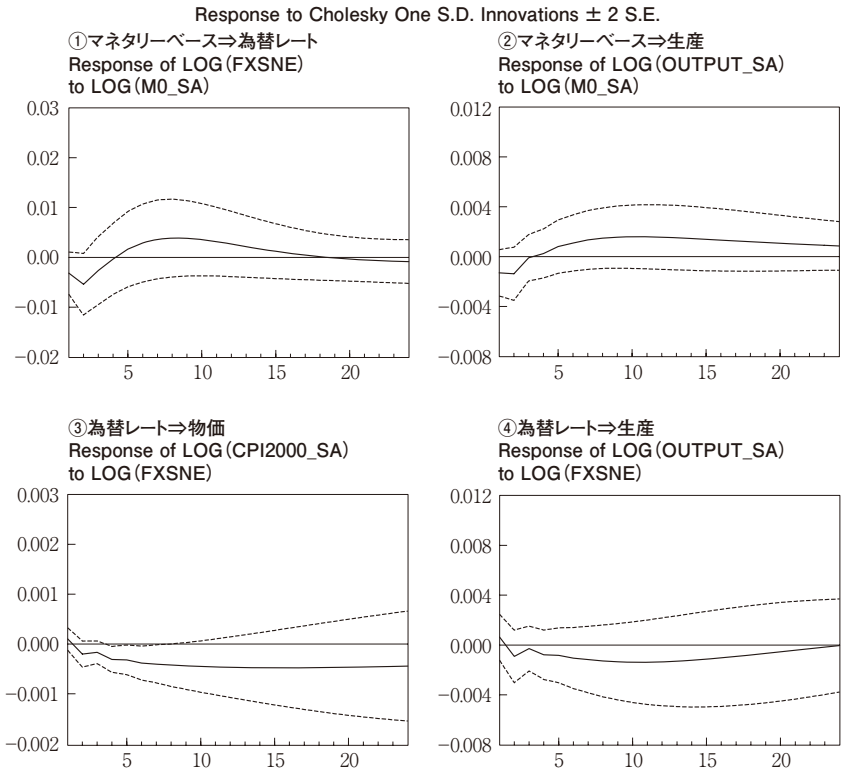
合的な結果である。

為替レートの追加

第2に、為替レートを入れた結果は図表8-7のようになる。図に見るように、マネタリーベースから為替レートへの有意な影響は見られない。また、為替レートが下落（数値が減少）すると物価が上昇するという有意な関係がある。

しかし、為替レートから生産への有意な影響は見られない。ここでは為替レートとして名目実効為替レートを用いているが、実質実効為替レートを用いた場合も結果は同じであった。

図表 8-7 4変数 VAR モデルのインパルス反応関数（為替レートの追加）

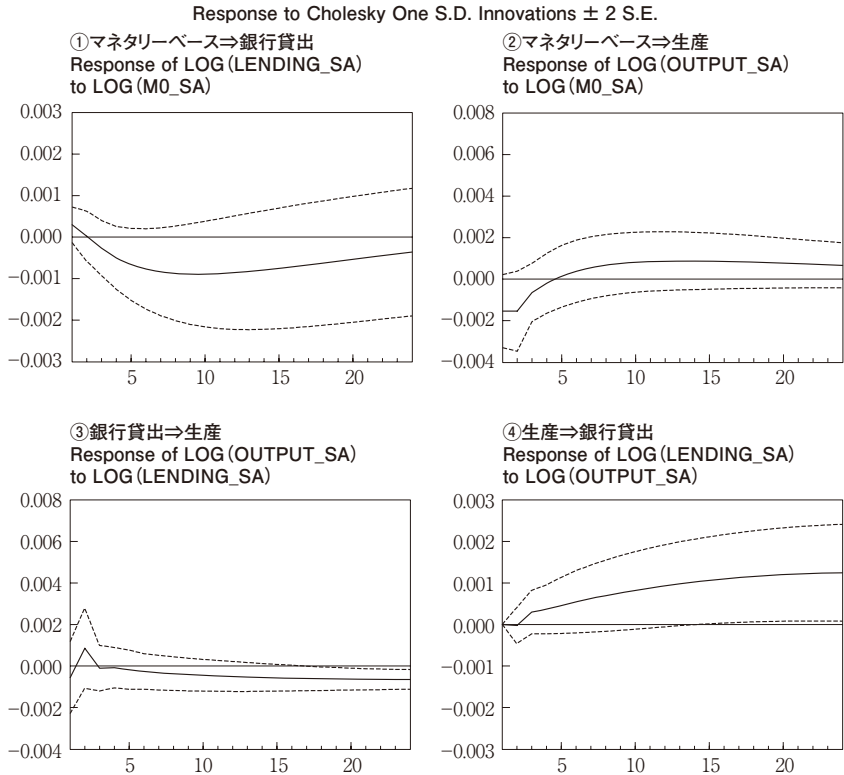


銀行貸出の追加

第3に、銀行貸出を入れた結果は図表8-8のようになる。図に見るように、マネタリーベースの拡大が銀行貸出を増加させる影響は観察されておらず、むしろ銀行貸出を減少させる方向の影響が見られる。また、銀行貸出から生産に対しては負の有意な影響がある。

このことから、量的緩和が銀行貸出の増加を通じて生産を拡大したとは言えない。銀行の貸出行動が貸出先企業の規模によって異なり、また銀行借入の影響も借入企業の規模によって異なることから、中小企業に限って見れば、量的緩和が生産を増加させる効果をもっていた可能性は否定できないが、全体として見ると、計測期間を通じて、マネタリーベースは増加したものの、

図表 8-8 4変数 VAR モデルのインパルス反応関数（銀行貸出の追加）



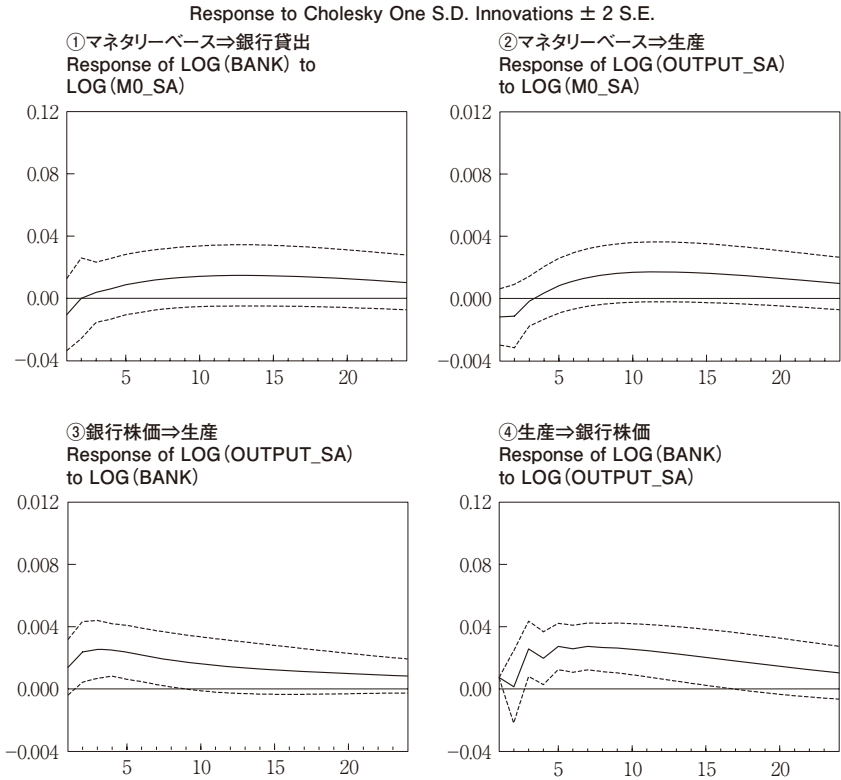
銀行は国債の保有を増加させ、銀行貸出は減少していたものと考えられる。

なお、生産から銀行貸出への正の有意な影響があるが、これは景気の拡大が銀行貸出を増大させるという関係を示しているものと考えられる。

銀行株価の追加

第4に、銀行の経営状況を表す代理変数である銀行株価を入れた結果は図表 8-9 のようになる。図に見るように、マネタリーベースは銀行株価に対しておおむね有意に正の影響を及ぼしており、マネタリーベースの増加は生産を有意に増加させる。また、銀行株価の上昇が生産を増加させ、逆に、生産の増加が銀行株価を上昇させる効果がそれぞれ有意に見られており、銀行の経営状態の改善は、経済全体の活況の原因でもあり、結果でもあるという関

図表 8-9 4変数 VAR モデルのインパルス反応関数（銀行株価の追加）



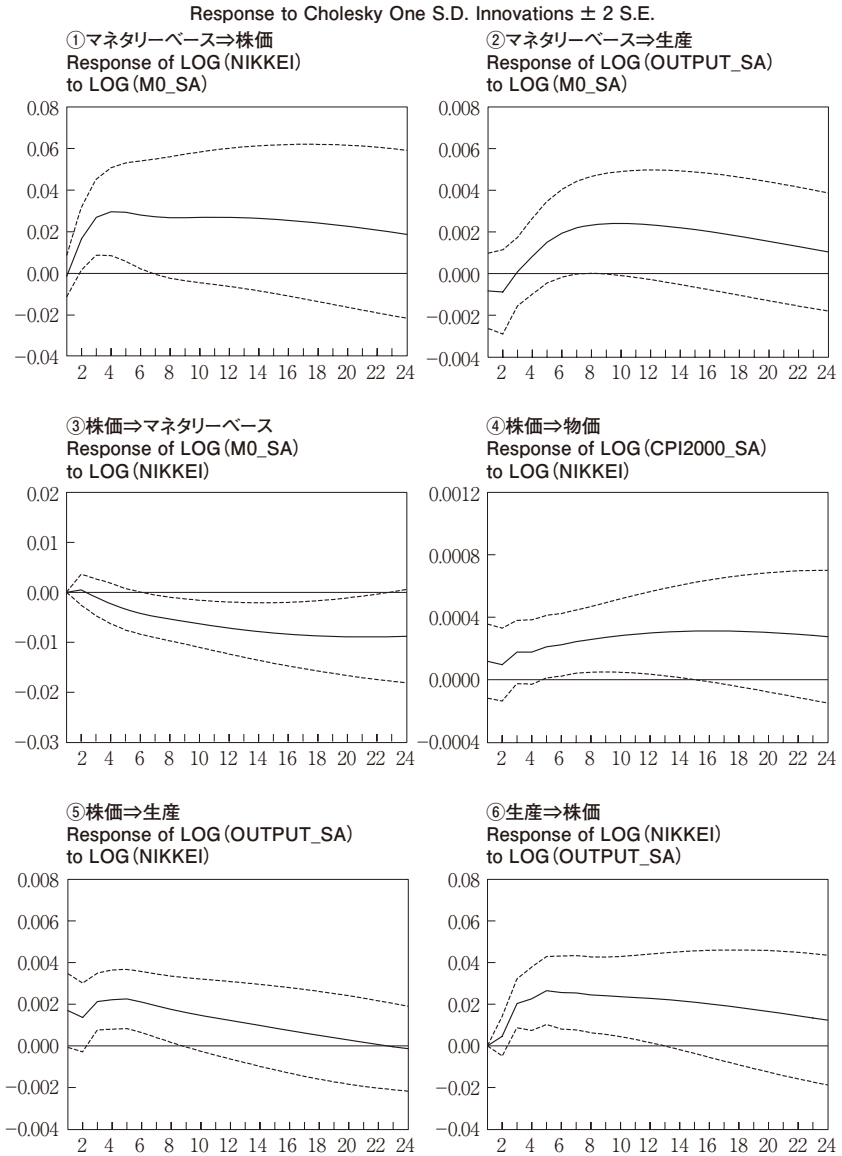
係が示唆される。

これらのことから、量的緩和政策が銀行の経営状況の改善を通じて生産を増加させた可能性がある。

株価の追加

第5に、株価を入れた結果は図表8-10のようになる。図に見るように、株価の上昇は物価を上昇させ生産を増加させるという有意な関係がある。株価はまた、マネタリーベースに対しても有意な影響があるが、株価が上がるとマネタリーベースが減少するという負の影響である。これは株価が下落する状況のなかでマネタリーベースを増大させてきたことの反映であろう。また、株価に対しては、マネタリーベース、生産から正の有意な影響がある。

図表 8-10 4変数VARモデルのインパルス反応関数(株価の追加)



量的緩和が行われた時期、外国人の株式保有が増加しているが、このことはマネタリーベースの増加が、金融セクターにおける流動性不安を払拭して海外の投資家による株式需要を高め、株価を上昇させる効果をもった可能性を示唆している⁵⁾。

株価が入ったことで、マネタリーベースから生産への影響も5%水準で有意となった。

マンション価格の追加

最後に、マンション価格を入れた結果は図表 8-11 のようになる。図に見るように、マンション価格が生産に有意な影響を与えている。また、生産からマンション価格への有意な影響もある。

これは、マンション価格が経済状況に影響を与えるとともに、経済状況の反映でもあることを示している。また、マネタリーベースは、必ずしも有意とはいえないものの、マンション価格を上昇させる効果をもっており、マンション価格を入れることで、マネタリーベースから生産への影響もほぼ5%水準で有意となった。

経路変数の影響の確認と定量的な評価

以上の分析から、マネタリーベースは主として株価、地価といった資産価格を通じて、さらに銀行株価を通じて、生産に影響を与えていたと考えられる。

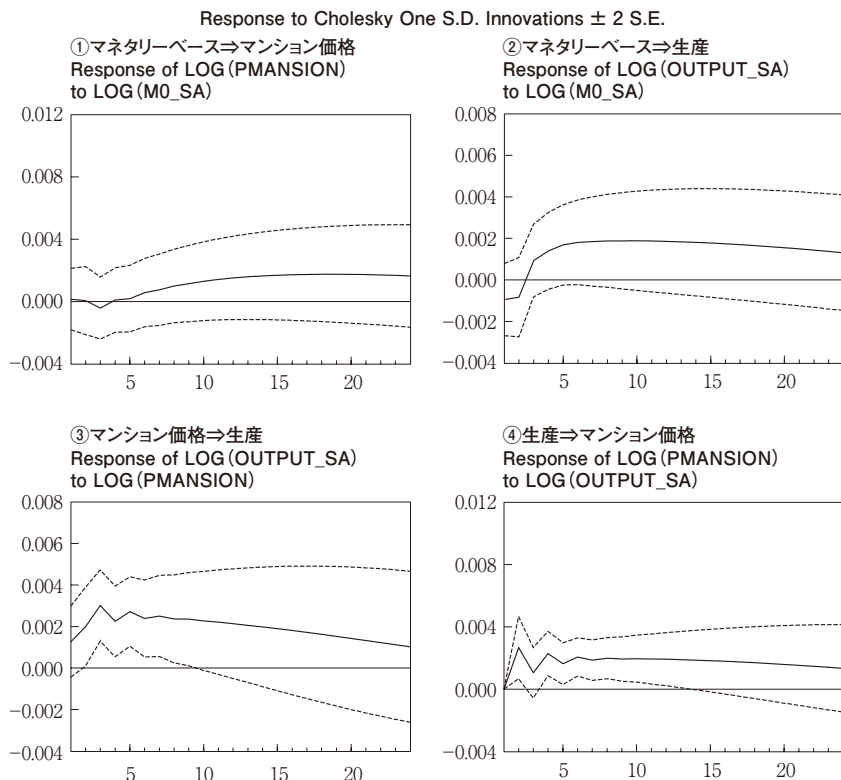
そこで、株価、銀行株価という2つの経路変数を取り上げ、マネタリーベースの変化が、これらの変数を通じて生産にどの程度の影響を与えているかを検証する。

具体的には、Ogawa[2000]で行われている方法を参考に、マネタリーベース、物価、生産の3変数からなるVARモデルにそれぞれの経路変数を加えた4変数モデルを考え、マネタリーベースのショックに対する生産のインパルス反応関数が、経路変数を内生化したモデルと外生化したモデルとでどの程度異なるかを見た。この差は、マネタリーベースのショックが当該経路変数を通じて生産に与える影響の度合いを示している。

図表 8-12 と図表 8-13 において、折れ線グラフはマネタリーベースの

5) これは大阪大学の小川教授のご指摘による。

図表 8-11 4変数 VAR モデルのインパルス反応関数 (マンション価格の追加)



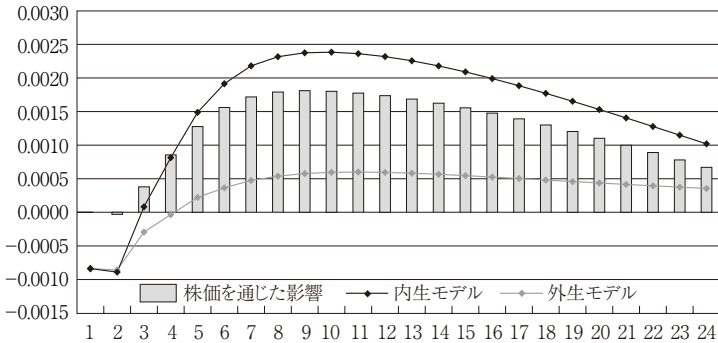
ショックに対する生産のインパルス反応関数であり、各経路変数を内生化した場合（内生モデル）と経路変数を外生化した場合（外生モデル）を示している。また、棒グラフは両者の差である。図表 8-12 は株価を通じた影響を、図表 8-13 は銀行株価を通じた影響を表している。

両図に見るように、マネタリーベースのショックに対する生産のインパルス反応関数については、株価を通じた影響が大きく、銀行株価を通じた影響も最初は小さいが徐々に高まっている。

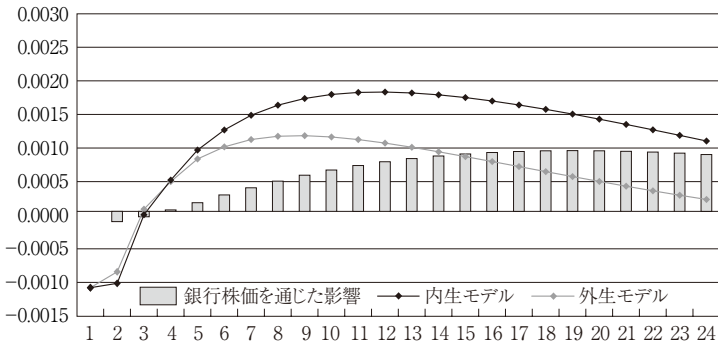
小括

以上の結果をまとめると、マネタリーベースの増加によって、①生産を増加させる効果、②株価など資産価格を上昇させる効果、③長期金利を上昇さ

図表 8-12 生産のインパルス反応関数（株価を通じた影響）



図表 8-13 生産のインパルス反応関数（銀行株価を通じた影響）



せる効果が有意に確認でき、④銀行の経営状況を改善させる効果も見られた。また、変数を追加しても、マネタリーベースが生産を増加させるという効果はほぼ変わらなかった。銀行株価、株価、マンション価格を追加した場合は、マネタリーベースから生産への有意性は高まる。

追加した変数のうち、株価は生産と物価に有意に正の影響を与えていた。マンション価格指数は生産に有意な正の影響を与えていた。銀行の経営状況を示す銀行株価は生産に影響を与えていた。為替レートは物価に有意な影響を与えていた。しかし、銀行貸出は生産に正の影響を与えていなかった。これはクレジットクランチが喧伝されていたバブル崩壊後の状況を考えると、不思議である。しかし、アカデミックな文献を見る限り、クレジットクラ

ンチがあったとしても 97-98 年に限られているというのが通説である（堀・木滝[2004]）。そう考えると、本稿の結果は通説通りということになる。ただし、銀行の経営状態の改善は、生産に対して有意に正の影響を及ぼしているため、銀行の情報生産機能を通じる経路は有効でなかったが、銀行のバランスシートを通じる経路は有効だったということになる。

これらの結果は Honda *et al.*[2007] と基本的に同じであり、その変数の一部を変更しても、量的緩和に効果があり、その経路は株式を通じるものであるという結果の頑健性を確認できた。本稿では、さらに銀行のバランスシートを通じる経路があることを確認した。また、株価と銀行株価の経路は、経路をより厳密に捉えて分析した場合にも有効だった。

日銀の国債または株式購入、株価を追加した 5 変数 VAR モデルのインパルス反応関数

量的緩和政策が行われた時期には、日銀の長期国債購入、あるいは日銀の株式購入が行われ、通常の短期国債とは異なる債券の購入が金融の緩和効果をもたらしたという議論もある。

そこで、Honda *et al.*[2007] にならって、上記 4 変数の VAR モデルのうち株価を追加したモデルに長期国債購入、株式購入を 1 つずつ追加した 5 変数 VAR モデルを推計することにする。

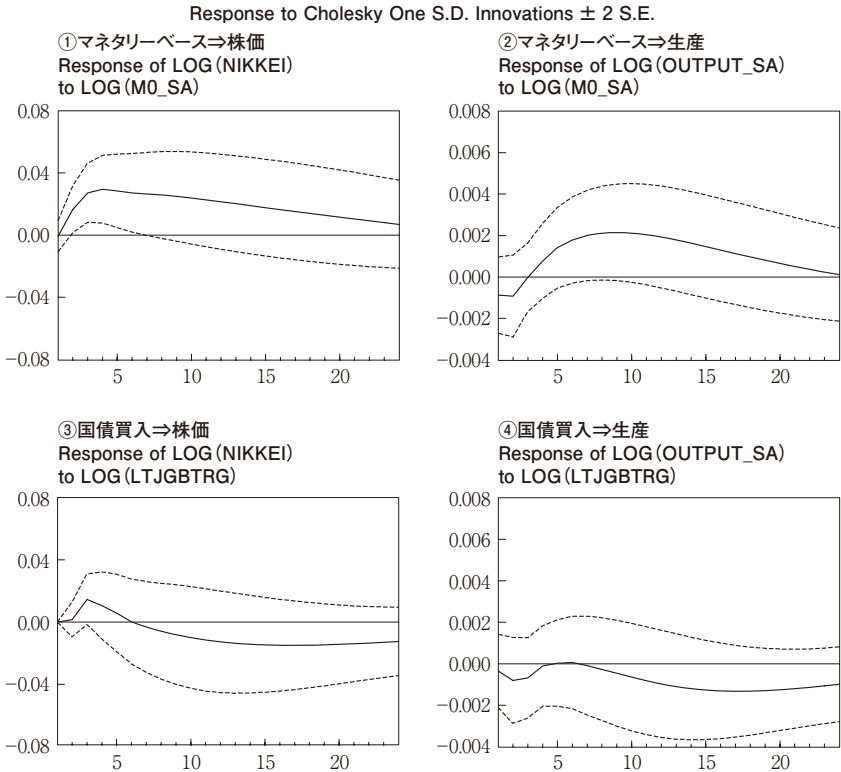
長期国債の買入

日本銀行は 2001 年 3 月 19 日の金融政策決定会合において、金融市場の主たる操作目標を、それまでの無担保コールレート（オーバーナイト物）から日銀当座預金残高に変更した。その際、日本銀行日銀当座預金を円滑に供給する上で必要な場合には、長期国債の買入額を増額することとし、あわせて日本銀行が保有する長期国債の残高の上限を銀行券発行残高とした。

毎月の長期国債買入額の推移は、2001 年 7 月まで 4,000 億円、8 月から 6,000 億円、2002 年 1 月から 8,000 億円、3 月から 1 兆円、11 月から 1 兆 2,000 億円である。

この長期国債買入額（以下、国債買入）を変数に追加したモデルを考え、マネタリーベース、株価、国債買入、物価、生産からなるモデルを推計した。そのインパルス反応関数は、図表 8-14 のとおりである。

図表 8-14 長期国債買入の効果 (4変数 VAR モデルに国債買入を追加)



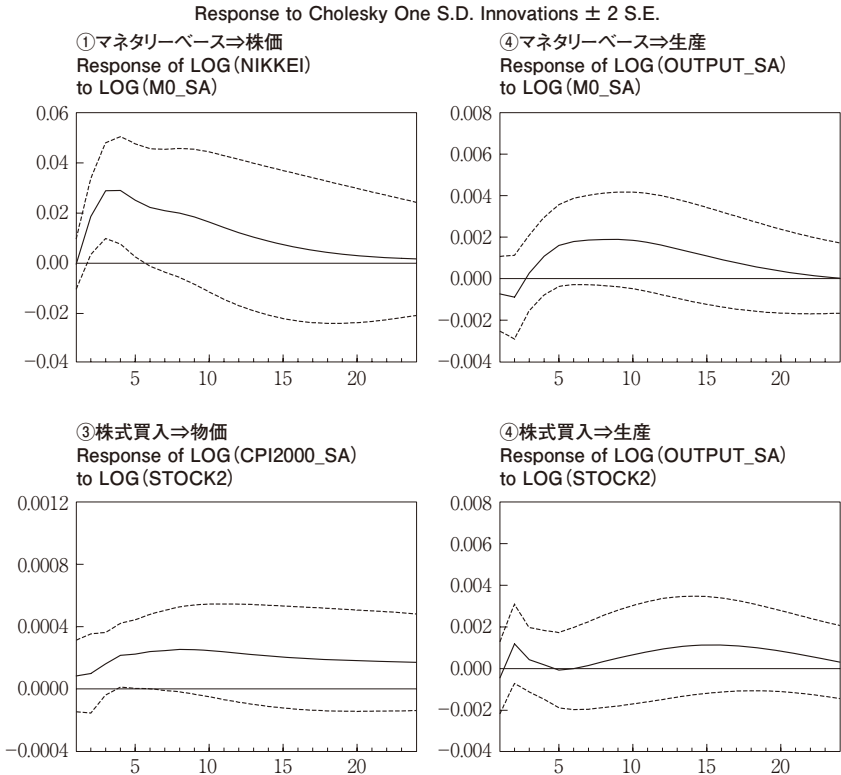
図に見るように、国債買入が増加すると株価が上昇する関係が見られるが、生産に対する影響は見られない⁶⁾。国債借入を変数に追加しても、マネタリーベースの拡大が株価と生産を高める関係は引き続き有意に見られる。

金融機関保有株式の買入

日本銀行は、金融機関保有株式の価格変動リスクの軽減を促すために、銀

6) 岩田[2009] (pp. 181-2) は、日本銀行は長期国債を買い入れていたが、同時に日銀保有の長期国債も政府によって償還されていたので、日銀の長期国債保有残高は減少していたと指摘している。また、飯田[2009]は、日本銀行が発表したデータを分析して、日銀の長期国債買入の大部分は、償還満期が近くなった長期国債を買っているに過ぎないことを発見している。すなわち、長期公債がすでに短期になったところで買い入れているわけである。そうであるとするると、長期債の買入れが生産に影響をもたらさないのは当然だろう。

図表 8-15 日銀の株式購入の効果 (4 変数 VAR モデルに株式購入を追加)



行株式の購入を行った。2002年11月（当月の実績はゼロ）から2004年9月にかけての累計（グロスベース）買入額は2兆180億円にのぼった。日本銀行が買入れた株式は、原則として、2007年9月末まで処分を行わないことになっていたが、例外として自社株買い要請などに応じて、それまでの期間に3,856億円（買入額の約19%）を処分した。

ここでは、株式の累計買入額から売却額を除いた残高（2002年11月以前は対数値でゼロに設定、以下、株式買入）を変数に追加したモデルを考え、マネタリーベース、株価、株式買入、物価、生産からなるモデルを推計した⁷⁾。そのインパルス反応関数は図表8-15のとおりである。

株式買入が増加すると物価が上昇する関係が有意に見られるが、生産を増

加させる関係は見られない。株式買入を変数に追加しても、マネタリーベースの拡大が株価や生産を上昇させる関係は引き続きほぼ有意に見られる。

株価、為替レート、銀行株価を追加した6変数VARモデルのインパルス反応関数

以上の結果から、マネタリーベースは主に株価のような資産価格を通じて生産に影響を与えていたと考えられる。また同時に、為替レートが物価に、銀行株価が生産に有意に影響を与えていた。マンション価格は生産に有意に影響を与えているが、株価と同じ性質の経路を示す変数である。そこで、株価を入れた4変数VARモデルに、銀行株価を経路変数として追加し、さらに為替レートを追加した6変数VARモデルを計測する。そのインパルス反応関数は、図表8-16のとおりである。

この6変数モデルで、マネタリーベースの増加は株価、銀行株価、生産を有意に上昇させる。株価の上昇は銀行株価、物価、生産を有意に上昇させる。為替レートの下落は株価と物価を有意に上昇させるが、生産には有意な影響を与えていない。

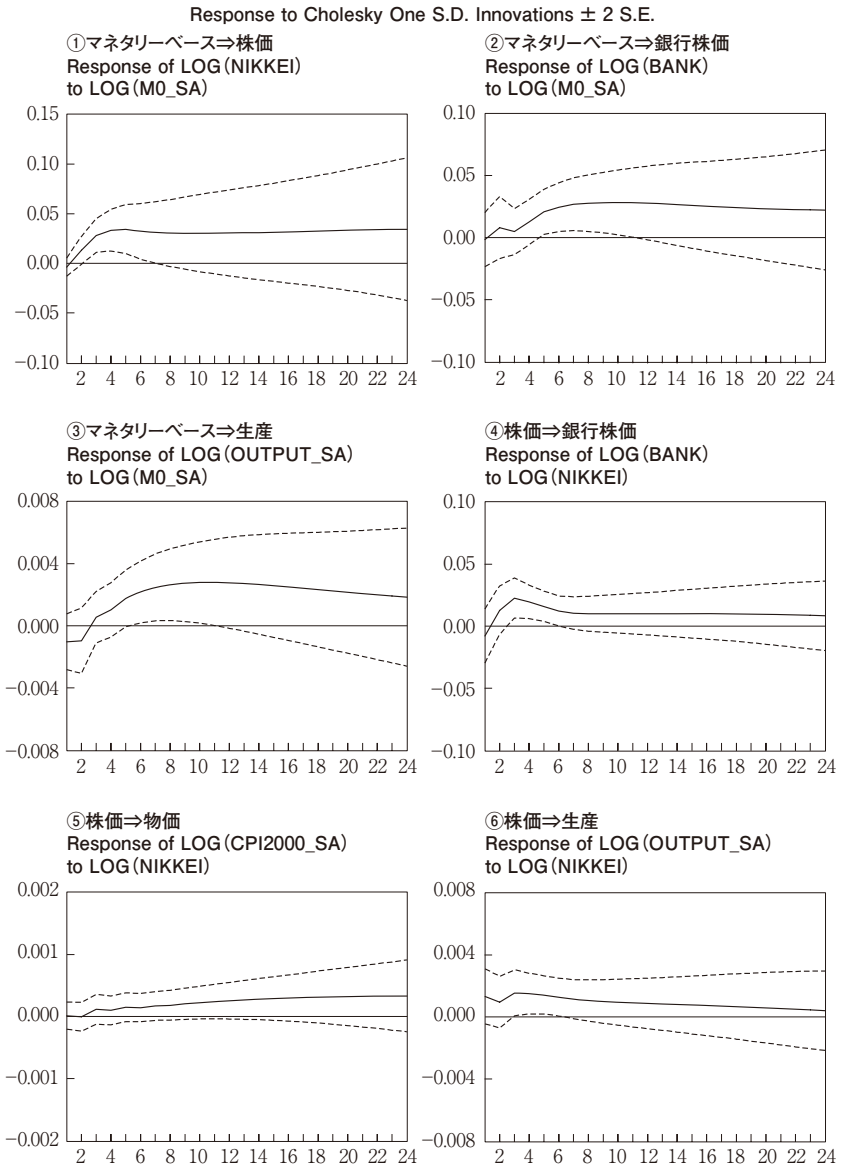
銀行株価の上昇は、生産を有意に上昇させる。以上のことから、マネタリーベースの上昇は、資産価格の上昇、銀行経営の安定を通じて生産を上昇させると考えられる。

輸出または公共工事を追加した7変数VARモデルのインパルス反応関数

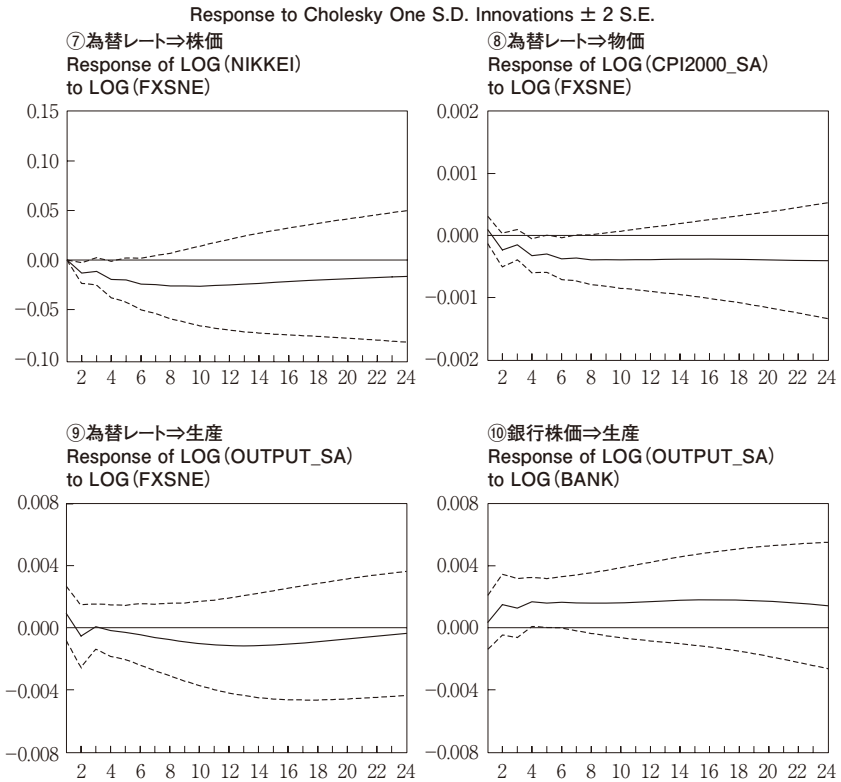
この6変数モデルに、さらに輸出と公共工事を1つずつ追加した7変数のVARモデルを推計する。2002年以降の景気回復において、輸出が重要であったと指摘されており、これまでこの変数を除外していたことによって、推計結果が歪んでいないことを確認するためである。また、公共工事を追加したのは、経済変動の要因として一般に認められてきた変数だからである。配列は、物価の前に置いた。インパルス反応関数は図表8-17、図表8-18のようになった。

7) Honda *et al.* [2007]は、2007年9月まで、日本銀行が購入した株式を売却しないことを前提に、2004年10月以降、2004年9月の金額（すなわち2兆180億円）で一定とした変数を用いて推計しているので同じ方法でも推計したが、結果は同じだった。

図表 8-16 株価，為替レート，銀行株価を追加した6変数モデルのインパルス反応関数（その1）



図表 8-16 株価，為替レート，銀行株価を追加した6変数モデルのインパルス反応関数（その2）

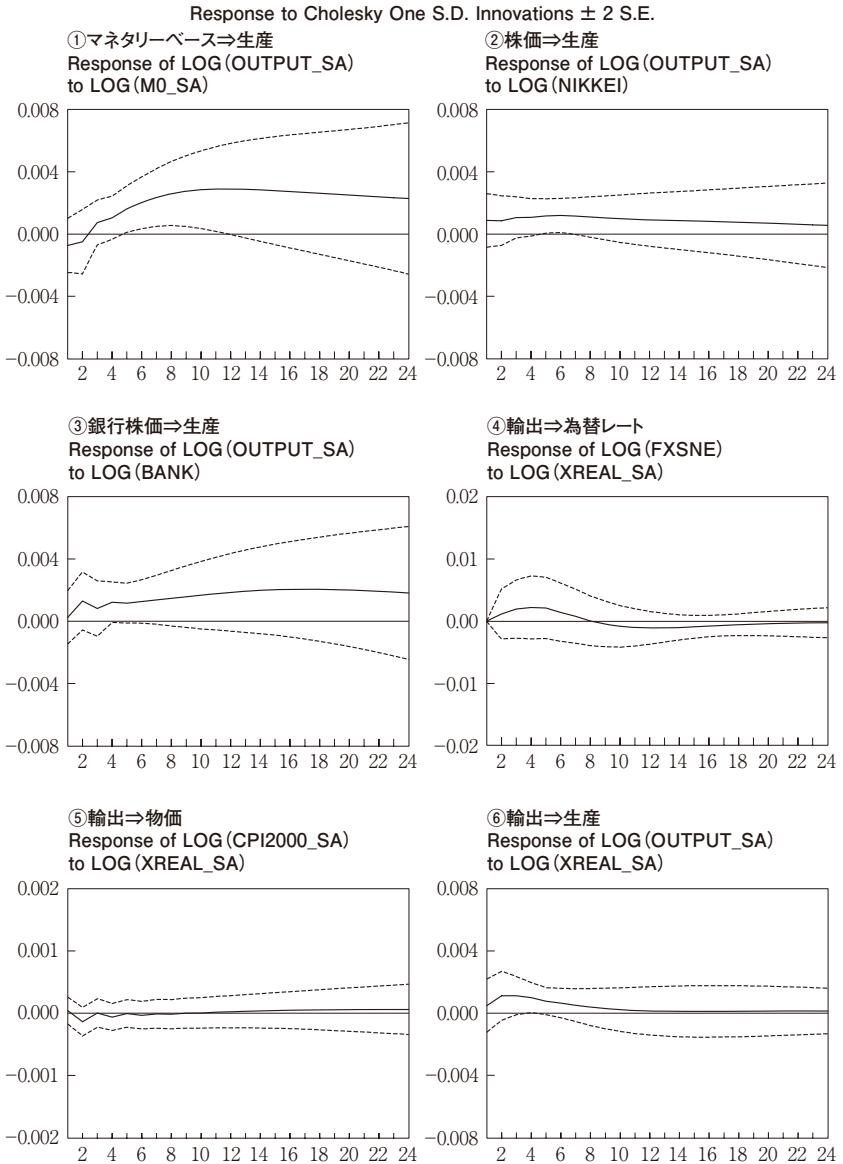


輸出の増加は，生産を短期的には有意に増加させるが，物価には影響を持たない。また，有意ではないものの，為替レートを増価させる方向に影響を与えている。輸出を追加してもマネタリーベース，株価，銀行株価が生産に対して与える影響は引き続き有意に見られる。一方，公共工事出来高の増加が生産や物価を増加させる影響は有意には見られない。

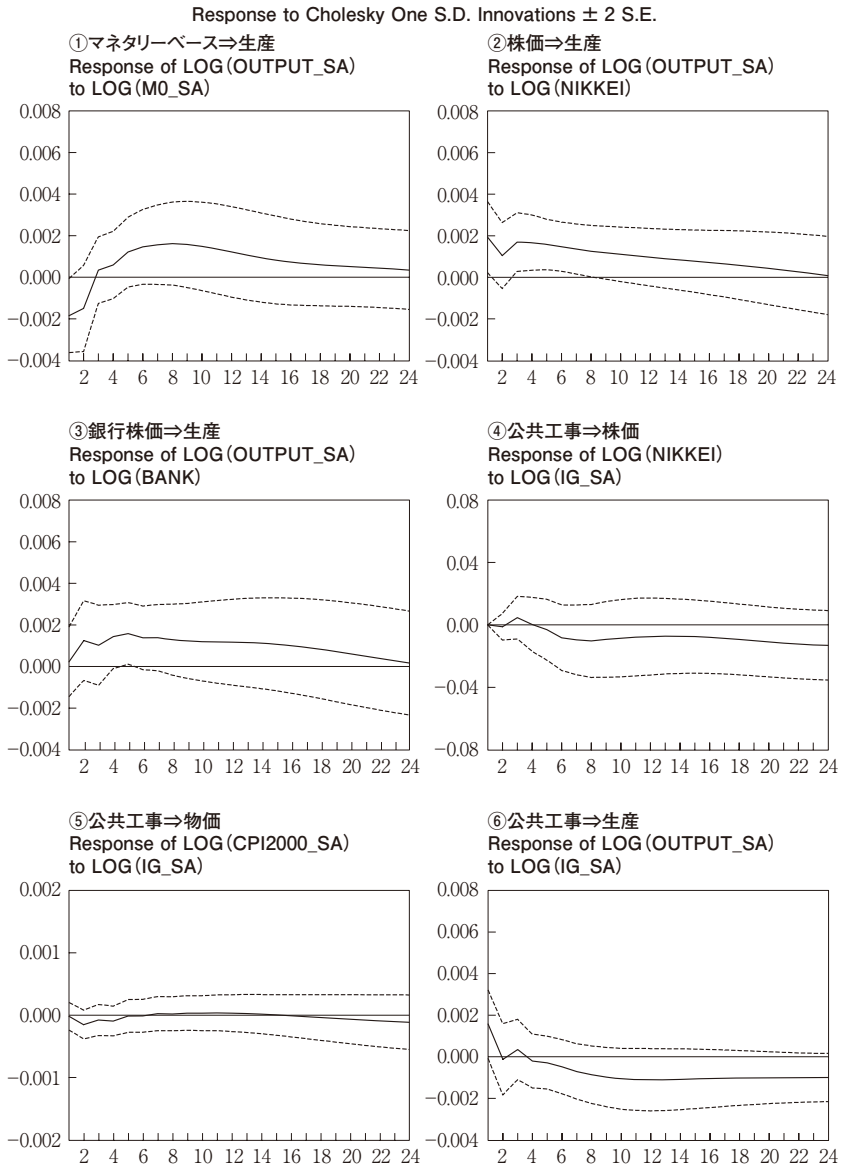
輸出を追加した7変数VARモデルのプロパティ

最後に，輸出を加えた7変数モデルのプロパティを確認しておこう。ここでは，マネタリーベースが生産に与える影響のうち，経路変数を通じた影響

図表 8-17 輸出を追加した 7 変数 VAR モデルのインパルス反応関数



図表 8-18 公共工事を追加した7変数VARモデルのインパルス反応関数



を定量的に評価するとともに、分散分解を行う。

株価と銀行株価を通じた影響の認定と定量的な評価

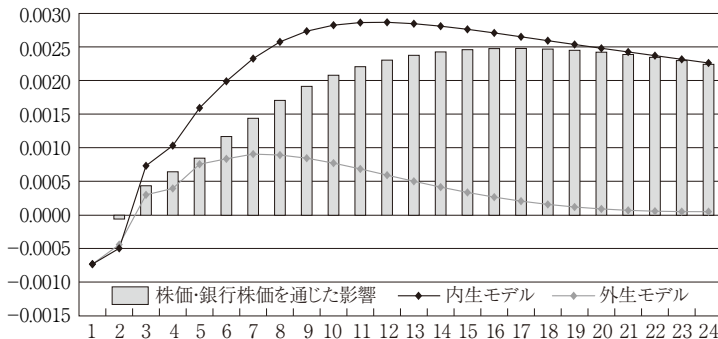
4変数モデルにおいて生産に有意に影響を与えていた株価と銀行株価という2つの経路変数を取り上げ、マネタリーベースの変化が、これらの変数を通じて生産にどの程度の影響を与えているかを7変数モデルによって再度検証してみよう。これは、生産に影響を与える他の変数を追加した場合にも、4変数の場合と結果が異なることを確認するためである。

ここでは、「経路変数を追加した4変数VARモデルのインパルス反応関数」(p.246)と同様、マネタリーベースのショックに対する生産のインパルス反応関数が、経路変数を内生化したモデルと外生化したモデルとでどの程度異なるかを見た。

図表8-19において、折れ線グラフはマネタリーベースのショックに対する生産のインパルス反応関数であり、両経路変数を内生化した場合(内生モデル)と両経路変数を外生化した場合(外生モデル)を示している。また、棒グラフは両者の差であり、マネタリーベースのショックが両経路変数を通じて生産に与える影響の度合いを示している。

株価、銀行株価という経路変数は全体としてマネタリーベースのショックに対する生産のインパルス説明能力が高く、2年の長期で見ると、両変数がほとんどすべてのインパルス説明している。

図表8-19 生産のインパルス応答関数(株価と銀行株価を通じた影響)



分散分解

これまでの分析では、量的緩和政策が実体経済に与える影響とその波及経路を見るために、経路変数間の定性的な影響関係の統計的な有意性の検証を行ってきた。次に、量的緩和が行われた期間において、その政策が物価や生産の変動を説明する上で数量的にどれほど重要であったかを考えてみよう。VAR モデルの枠組みのなかで、変数の変動をその要因別に分解する手法として代表的なものに分散分解がある。

図表 8-20 は、その結果を、物価と生産についてのみ示したものであり、マネタリーベース、株価、為替レート、銀行株価、輸出、物価、生産からなる 7 変数モデルにおいて、この 7 変数の変動が、物価、生産に対してどの程度の影響を与えたかを表している。

物価を見ると、マネタリーベースは、生産の変動の 1 割程度を説明するにとどまっているが、株価、為替レート、銀行株価を合わせると 6 割以上を説明している。一方、生産を見ると、マネタリーベースは、生産の変動の 4 割弱を説明しており、また、株価、為替レート、銀行株価、物価と合わせると 7 割以上を説明している。

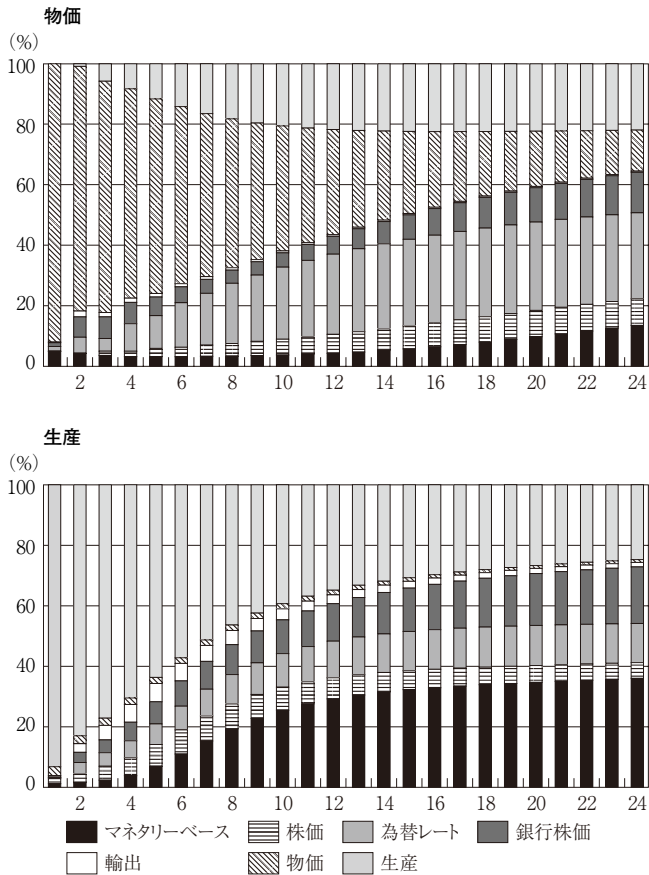
これらの結果は Honda *et al.* [2007] と基本的に同じであり、量的緩和は生産に対して数量的にも大きな影響を与えるという結果の頑健性を確認できた。すなわち、量的緩和政策は、2001-2006 年の日本経済を回復させる上で有効な働きをしたと結論できる。

3.4 時間軸経路への疑問と再検証

すでに述べたように、時間軸効果には疑問がある。Honda *et al.* [2007] も量的緩和政策が長期金利をむしろ引き上げるという結果を得ているが、本稿でもこのことを確認したい。量的緩和政策の主要な経路である株価を入れた 4 変数 VAR モデルにおいて、1 カ月、3 カ月、6 カ月、1 年、2 年、3 年、5 年、7 年、10 年の金利をそれぞれ追加した 5 変数 VAR モデルのインパルス反応関数を示したものが図表 8-21 である。スペースの節約のために、ショックに対する金利の反応の部分のみを示している。

図に示されるように、マネタリーベースの増加は、1-6 カ月の金利には有意な影響を与えていない。一方、1 年以上の金利については、マネタリー

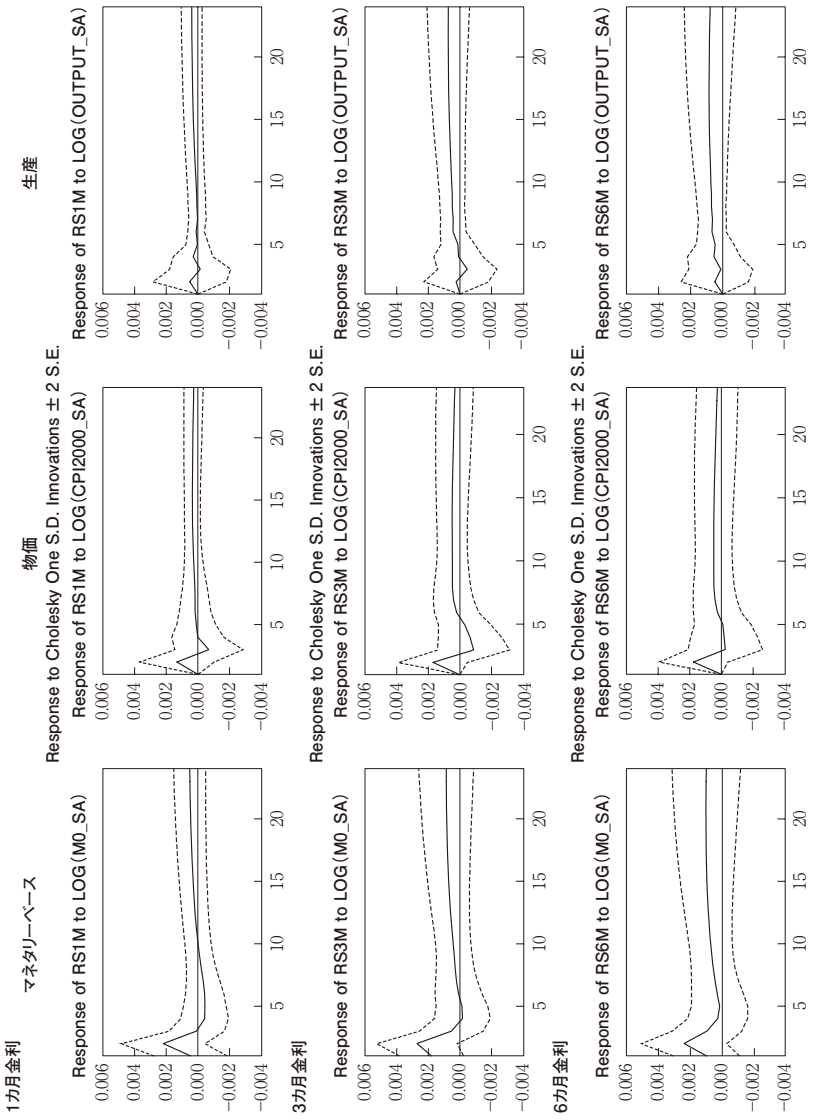
図表 8-20 分散分解

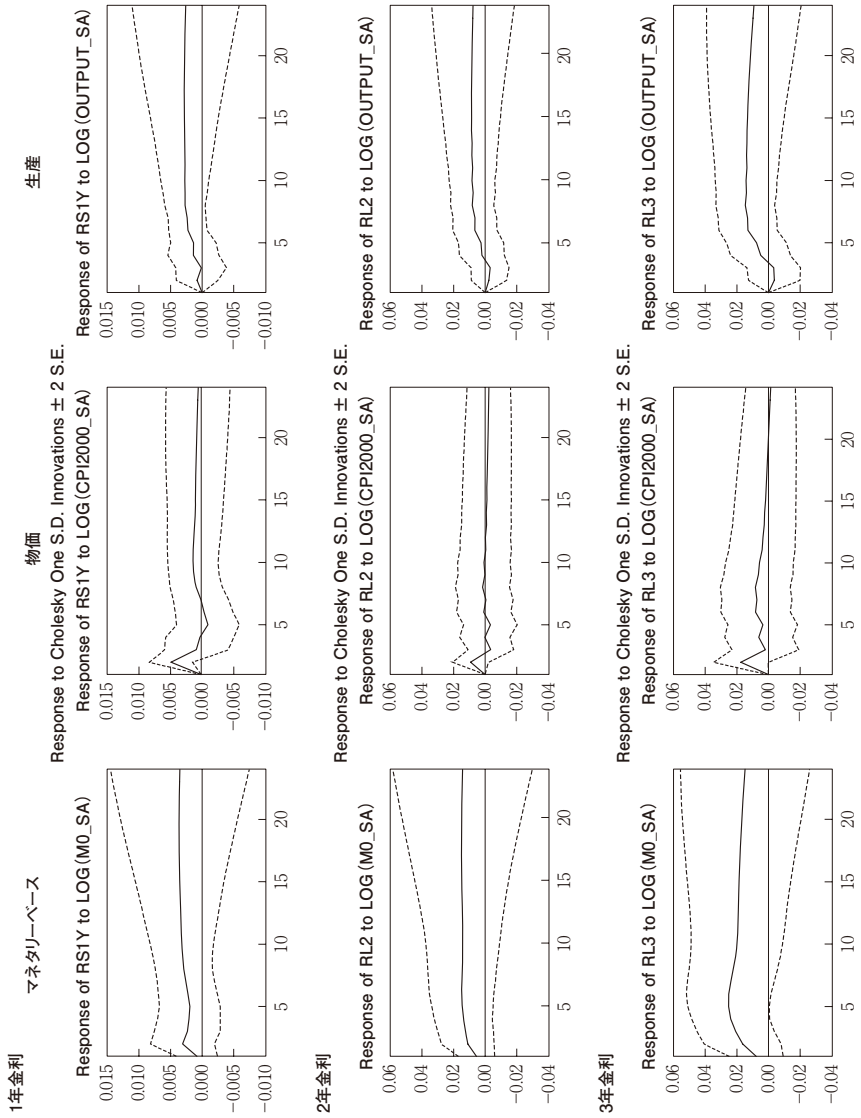


ベースや生産が金利を上げる影響が見られ、金利が長期になるほどその有意性が高まる。5年以上の金利になると、マネタリーベースと生産に加えて物価が金利を上げる影響が見られ、金利が長期になるほど有意性が高まる。この結果は Honda *et al.* [2007] と共通で、時間軸効果の存在に疑問を抱かせるものである。

これまで、時間軸効果とシグナル効果をほぼ同じものとしてきたが、この2つには差異がある。時間軸効果とは、金融緩和政策を長期に続けるという

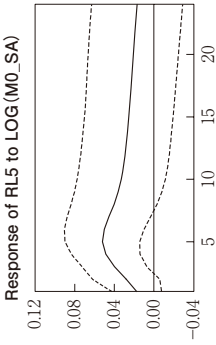
図表 8-21 ショックに対する金利 (1 カ月, 3 カ月, 6 カ月, 1 年, 2 年, 3 年, 5 年, 7 年, 10 年) の反応





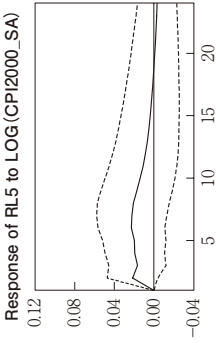
5年金利

マネタリーベース

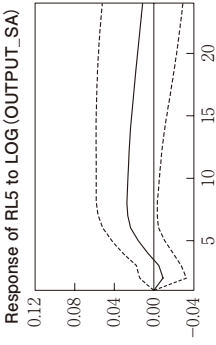


Response to Cholesky One S.D. Innovations \pm 2 S.E.

物価

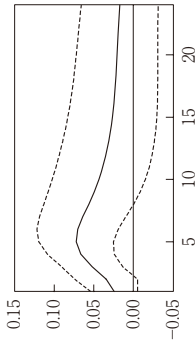


生産



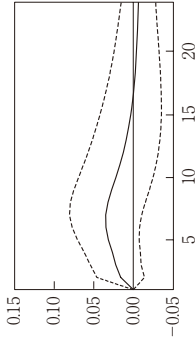
7年金利

Response of RL7 to LOG(M0_SA)

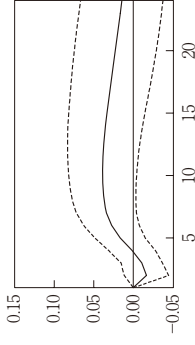


Response to Cholesky One S.D. Innovations \pm 2 S.E.

Response of RL7 to LOG(CPI2000_SA)

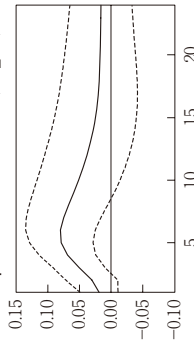


Response of RL7 to LOG(OUTPUT_SA)



10年金利

Response of RL10 to LOG(M0_SA)



Response to Cholesky One S.D. Innovations \pm 2 S.E.

Response of RL10 to LOG(CPI2000_SA)



Response of RL10 to LOG(OUTPUT_SA)



金融当局のコミットメントが中長期の金利を引き下げるという効果である。一方、シグナル効果とは、日銀当座預金残高の増額が、日銀が金融緩和を将来にわたって継続するという時間軸効果を民間に認識させるという効果である。

ベースマネーの現実値が金融政策当局の将来のコミットメントを表すとは必ずしも言えないが、ベースマネーの現実値は、シグナル効果そのものである。したがって、ベースマネーの増大が金利を上げるという結果によって、時間軸効果の存在を否定することはできないが、シグナル効果の存在に疑問を投げかけたといえよう⁸⁾。

そもそも Krugman[1998,2000]などが長期的にマネーを増大させるというアイデアを提出したのは、物価の上昇によって実質金利が低下することを期待したからであって、名目の長期金利を引き下げためではない。物価に上昇圧力がかければフィッシャー効果によって名目の中期、長期の金利にもやがて上昇圧力が加わるのは当然であろう。

3.5 統計的關係と因果關係——量的緩和とマネタリーベース

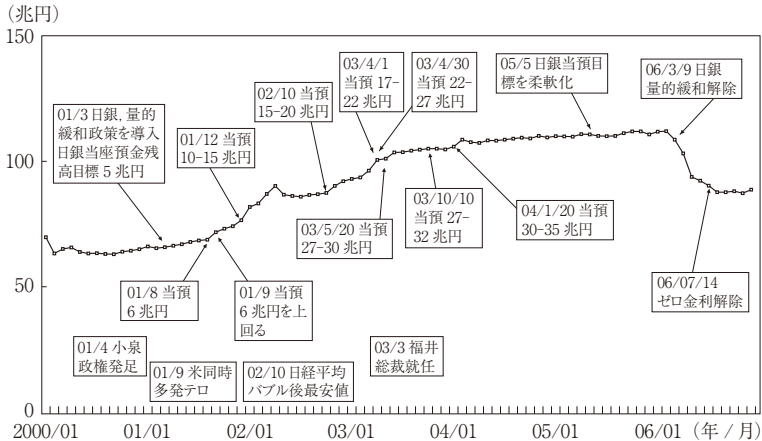
これまで見てきたように、マネタリーベースの増大と経済活動の拡大との間に高い相関関係があることがわかった。また、その波及経路は、資産効果を通じるものが主であることもわかった。もちろん、ここから直ちに、マネタリーベースが増大したから経済活動が活発になったということとはできない。銀行主義的な見方からすれば、経済活動が活発になった結果としてマネタリーベースが増大したとも言えるからである。しかし、2001年以降の量的緩和政策については、政策として外生的にマネタリーベースを増大したことが明らかである。図表8-22は、量的緩和政策についてのアナウンスメントとマネタリーベースの推移を示したものである。分析するまでもなく、量的緩和政策の目標の上昇とともにマネタリーベースが伸びていることがわかる。

3.6 金利による金融政策が行われていた期間でのマネタリーベースの効果

では、マネタリーベースが能動的には動かされず、金利政策の結果、経済

8) これは大阪府立大学の立花実准教授のご教示による。

図表 8-22 量的緩和とマネタリーベース（平均残高，季調値）



出所) 日本銀行「金融経済統計月報」

注) マネタリーベースは平均残高，季調値，準備率未調整

が変動し、その結果マネタリーベースが動いたと考えられる期間において、マネタリーベースと経済活動の関係はどうであったのだろうか。

これまでの分析から、マネタリーベース、株価、為替レート、銀行株価、輸出、物価、生産の7変数からなるモデルが、もっとも合理的に経済変動を説明していたと思われるため、このモデルを金利政策が行われた期間に適用した。推計期間は、1983年3月から1999年12月とした。これは銀行株価（銀行業時価総額/全産業時価総額）のデータが1983年3月までしか遡れなかったためであるが、第2次石油ショックの混乱が収まった時期からの期間を選んだことにもなる。なお、銀行株価は83年まで遡ることのできる東証第1部上場銀行のみとした。また、全産業活動指数は1988年1月までしか遡れないので、鉱工業生産指数に置き換えた。さらに、消費税の導入された89年4月と97年4月以降には消費税ダミーを入れた。

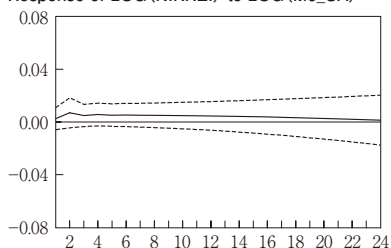
推計されたインパルス反応関数は、図表8-23のとおりである。マネタリーベースの増加は、鉱工業生産指数と輸出を有意に増加させるが、株価、為替レート、物価への有意な影響は失われる。また、銀行株価を有意に低下させるという解釈の困難な結果がある。ただし、これまでと同じように、株価と輸出は生産を有意に増加させる。量的緩和政策が行われていない期間に

図表 8-23 政策変数が金利の時代のマネタリーベースの効果
——輸出を追加した7変数モデルのインパルス反応関

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

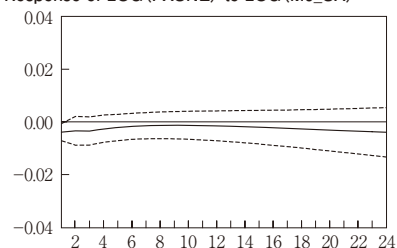
① マネタリーベース \Rightarrow 株価

Response of LOG(NIKKEI) to LOG(M0_SA)



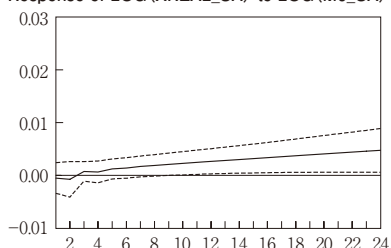
② マネタリーベース \Rightarrow 為替レート

Response of LOG(FXSNE) to LOG(M0_SA)



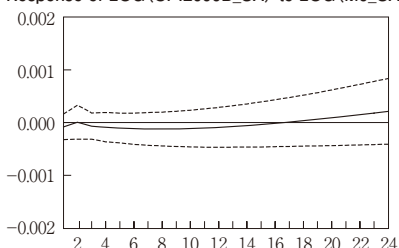
③ マネタリーベース \Rightarrow 輸出

Response of LOG(XREAL_SA) to LOG(M0_SA)



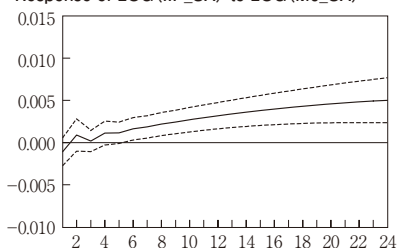
④ マネタリーベース \Rightarrow 物価

Response of LOG(CPI2000B_SA) to LOG(M0_SA)



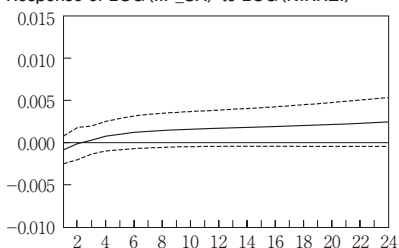
⑤ マネタリーベース \Rightarrow 鉱工業生産指数

Response of LOG(IIP_SA) to LOG(M0_SA)



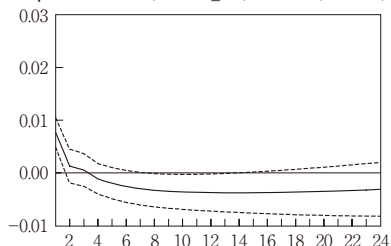
⑥ 株価 \Rightarrow 鉱工業生産指数

Response of LOG(IIP_SA) to LOG(NIKKEI)



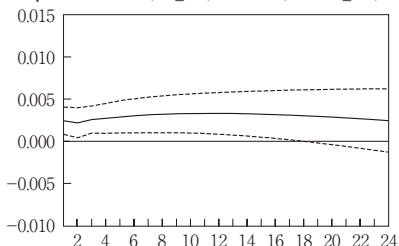
⑦ 為替レート \Rightarrow 輸出

Response of LOG(XREAL_SA) to LOG(FXSNE)



⑧ 輸出 \Rightarrow 鉱工業生産指数

Response of LOG(IIP_SA) to LOG(XREAL_SA)



においても、マネタリーベースが生産に有意な影響を与えているという結果は、Kimura *et al.*[2002]、Fujiwara[2006]とも共通した結果である⁹⁾。

4 結論

量的緩和政策については、多くの論文があるが、その多くが、量的緩和が生産や物価に与える影響の経路について議論し、全体としての効果を分析したものは少ない。そこで本稿は、まず、Honda *et al.*[2007]の分析で採用された変数と一部異なる変数を用いることによって、その結果の頑健性を確認することとした。本稿の分析から以下のことが明らかになった。

第1に、マネタリーベースと経済活動との間に統計的關係があるか否かを検討した。結果は、明白に關係があるとなった。第2に、その経路として、資産価格を通じる経路、銀行のバランスシートを通じる経路、銀行の情報生産機能を通じる経路、為替レートを通じる経路、時間軸効果を通じる経路を分析した。結果は資産価格を通じる経路がもっとも有力で、他に銀行のバランスシートを通じる経路があるという結果になった。以上は、Honda *et al.*[2007]の実証結果の頑健性を確認したものである。ただし、銀行のバランスシートを通じる経路は新たな発見である。さらに、資産価格を通じる経路、銀行のバランスシートを通じる経路は、経路をより厳密に分析した場合も有効だった。第3に、金融緩和は長期的には所得・物価水準効果とフィッシャー効果によって金利を引き上げる効果があり、時間軸効果、とくにシグナル効果の存在には疑いがもたれる結果となった。第4に、上記の分析を量的緩和政策が行われた期間ではなく、金融政策が伝統的な金利政策が行われていた期間に適應した。その結果は、金利政策が行われていた期間においても、マネタリーベースは経済活動に影響を与えていたとなった。2001年以降（およびそれ以前についても）、量的緩和政策が生産にプラスの影響を与えている以上、1990年代の早期に量的緩和を行えば、当然にそれは生産にプラスの影響を与えていただろう。すなわち、長期にわたる経済停滞を緩和

9) マネタリーベースは内生変数であるという議論があるだろうが、推計期間である83年から99年においても意識的に87年以降の意図的な金融緩和、89年末の意識的な金融引締を考えれば、マネタリーベースは意図的に操作されたといっても良いだろう。

する手段として金融政策は有効だったと結論づけられる。

参考文献

- 飯田泰之[2009], 「米英リフレ政策発動と日本の現状」2009年3月21日, <http://d.hatena.ne.jp/Yasuyuki-Iida/20090321>.
- 岩田規久男[2009], 『世界同時不況』ちくま新書.
- 植田和男[2005], 『ゼロ金利との闘い——日銀の金融政策を総括する』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, 日本銀行金融研究所.
- 翁邦雄[1993], 『金融政策——中央銀行の視点と選択』東洋経済新報社.
- 貞廣彰[2005], 『戦後日本のマクロ経済分析』東洋経済新報社, 第9章.
- 寺井晃, 飯田泰之, 浜田宏一[2004], 「金融政策の波及チャンネルとしての為替レート」『経済分析』第172号, 1月, 内閣府経済社会総合研究所(浜田宏一, 原田泰, 内閣府経済社会総合研究所編[2004]所収).
- 浜田宏一, 原田泰, 内閣府経済社会総合研究所編[2004], 『長期不況の理論と実証』東洋経済新報社.
- 浜田宏一, 堀内昭義, 内閣府経済社会総合研究所編[2004], 『論争 日本の経済危機——長期停滞の真因を解明する』日本経済新聞社.
- 羽森茂之[2000], 『計量経済学』中央経済社.
- 原田泰, 岡本慎一[2003], 「銀行貸出, マネー, その他の資金調達手段の有意性」『経済分析』第169号, 3月, 内閣府経済社会総合研究所(浜田宏一, 原田泰, 内閣府経済社会総合研究所編[2004]所収).
- 原田泰, 権赫旭[2005], 「金融の量的緩和政策には経済状況を改善する効果があったのか」2005年度日本経済学会秋季大会(2005年9月18日)報告論文(要約は原田泰, 権赫旭[2006]「金融の量的緩和政策には経済状況を改善する効果があったのか」『経済セミナー』2月号).
- 堀雅博, 木滝秀彰[2004], 「銀行機能の低下が生産性低下の『主因』であるとは考えがたい」浜田宏一, 堀内昭義, 内閣府経済社会総合研究所編[2004]『論争 日本の経済危機——長期停滞の真因を解明する』所収.
- ローマー, デビッド(堀雅博, 岩成博夫, 南條隆訳)[1998], 『上級マクロ経済学』日本評論社.
- Baba, N., Nishioka, S., Oda, N., Shirakawa, M., Ueda, K., and Ugai, H. [2005], "Japan's Deflation, Problems in the Financial System, and Monetary Policy," *Monetary and Economic Studies*, 23(1), Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, pp. 47-111.
- Bernanke, B. S., Reinhart, V. R., and Sack, B. P. [2004], "Monetary Policy Alternatives at the Zero Bound: An Empirical Assessment," *Brookings Papers on Economic Activity*, 35 (2004-2), pp. 1-100.

- Bernanke, B. S. and Reinhart, V. R. [2004], "Conducting Monetary Policy at Very Low Short-Term Interest Rates," *American Economic Review*, 94(2), pp. 85–90.
- Brunner, K., and Meltzer, A. H. [1963], "The Place of Financial Intermediaries in the Transmission of Monetary Policy," *American Economic Review*, 53(2), pp. 372–382.
- Cagan, P. [1972], *The Channels of Monetary Effects on Interest Rates, NBER general series, No. 97*, Columbia University Press.
- Friedman, M. [1968], "The Role of Monetary Policy," *American Economic Review*, 58(1), pp. 1–17.
- [2000], "Factors Affecting the Level of Interest Rates," reprinted in Boorman, J. T., and Havrilesky, T. M. eds. [1972], *Money Supply, Money Demand, and Macroeconomic Models*, Allyn & Bacon.
- Fujiwara, I. [2006], "Evaluating Monetary Policy When Nominal Interest Rates are Almost Zero," *Journal of the Japanese and International Economies*, 20(3), pp. 434–453.
- Honda, Y., Kuroki, Y., and Tachibana, M. [2007], "AN INJECTION OF BASE MONEY AT ZERO INTEREST RATES: EMPIRICAL EVIDENCE FROM THE JAPANESE EXPERIENCE 2001–2006," Discussion Paper 07–08, Discussion Papers in Economics And Business, Graduate School of Economics and Osaka School of International Public Policy (OSIPP), Osaka University.
- Kimura, T., Kobayashi, H., Muranaga, J., and Ugai, H. [2002], "The Effect of the Increase in the Monetary Base on Japan's Economy at Zero Interest Rates: An Empirical Analysis," Bank of Japan, IMES Discussion Paper Series, No. 2002–E–22.
- Krugman, P. [1998], "It's Baaack: Japan's Slump and the Return of the Liquidity Trap," *Brookings Papers on Economic Activity*, 29(1998–2), pp. 137–187.
- [2000], "Thinking about the Liquidity Trap," *Journal of the Japanese and International Economies*, 14(4), pp. 221–237.
- Mihira, T., Yamasawa, N., Seitani, H., and Saito, J. [2006], "Was Quantitative Easing Policy Effective? An empirical Analysis of the Monetary Policy in Japan during 2001–2006," Presented at ESRI (Economic and Social research Institute) International Conference on "The Changes of the Japanese Economy during the So-Called Lost Decade and the Recovery Out of It."
- Mishkin, F. S. [1995], "Symposium on the Monetary Transmission Mechanism," *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), pp. 3–10.
- Oda, N., and Ueda, K. [2005], "The Effects of the Bank of Japan's Zero Interest Rate Commitment and Quantitative Monetary Easing on the Yield Curve: A Macro-Finance Approach," Bank of Japan, IMES Discussion Paper Series, No. 2005–E–6.
- Ogawa, K. [2000], "Monetary Policy, Credit, and Real Activity: Evidence from the Balance Sheet of Japanese Firms," *Journal of the Japanese and International Economies*, 14(4), pp. 385–407.
- Okina, K., and Shiratsuka, S. [2004], "Policy Commitment and Expectation Formation: Japan's Experience under Zero Interest Rates," *North American Journal of Economics and Finance*, 15(1), pp. 75–100.

Tobin, J. [1969], "A General Equilibrium Approach to Monetary Theory," *Journal of Money, Credit and Banking*, 1(1), pp. 15–29.

Ueda, K. [2002], "The Transmission Mechanism of Monetary Policy near Zero Interest Rates: The Japanese Experience, 1998–2000," in Mahadeva, L., and Sinclair, P. (eds.), *Monetary Transmission in Diverse Economies*, Cambridge University Press.