

量的緩和政策*¹

—2001年から2006年にかけての日本の経験に基づく実証分析—

本多 佑三*²

黒木 祥弘*³

立花 実*⁴

要 約

多くのマクロ経済学者および中央銀行関係者は、短期金利がゼロの際のベース・マネーの増加が効果を持つか否かについて議論を重ねてきた。本論は、2001年から2006年にかけて日本で実施された量的緩和政策の効果を検証する。特に、量的緩和政策がマクロ経済変数である生産や物価に及ぼす影響を計測し、その波及経路を検討する。手法は、ベクトル自己回帰（VAR）モデルによる。推定の結果、量的緩和政策が株価経路を通じて生産高を増加させ、経済活動を刺激したことが明らかとなった。このことは、短期金利がゼロであったとしても、ベース・マネーの増加が政策効果を持つことを示唆している。

キーワード：ポートフォリオ・リバランス効果, 株価経路, ベクトル自己回帰（VAR）モデル
JEL: E44, E52

I. はじめに

米国の金融機関の高いレバレッジに加え、住宅市場バブルの崩壊が引き金となり、2008年に米国において金融システムの危機が生じた。この金融危機は、米国における金融市場を非常にひっ迫させた。米国の金融市場における混乱は、2008年9月のリーマン・ブラザーズの破

綻後に急激に実体経済に波及し、世界経済は劇的に悪化した。こうした経済状況の悪化に対処するために、連邦準備理事会（FRB）は2008年12月16日に操作目標のフェデラル・ファンド・レートを0% - 0.25%に設定した。FRBはさらに多額の政府機関債（agency debt）およ

* 1 本稿はHonda他（2007）を加筆修正した上で、日本語訳したものである。本稿の作成に当たっては、浅子和美、荒木幹夫、白塚重典、滝口勝行、田口博之、中林真幸、花崎正晴、福田慎一、福田祐一、宮尾龍蔵、柳沼寿、渡辺努の諸氏から有益なコメントをいただいた。また、日本経済学会（大阪学院大学で開催）、研究セミナーあるいは研究会議（大阪大学、日本政策投資銀行、財務省で開催）に参加し本論に貴重なコメントをくださった皆様方にお礼申し上げる。さらに、鶴籠貴之氏および早瀬明穂氏に研究を補助していただいた。ここに謝意をもって記したい。

* 2 大阪大学大学院経済学研究科教授

* 3 中央大学経済学研究科国際経済専攻教授

* 4 大阪府立大学経済学部准教授

び住宅ローン担保証券（mortgage-backed securities）を購入し、住宅市場を支援することを決めた。

政府機関債および住宅ローン担保証券は、FRBのバランス・シートでは資産側に計上されることから、今回のFRBの金融緩和策はバランス・シートの資産側を重視したものと言える。これに対し、2001年3月から2006年3月にかけて実施された日本銀行の量的緩和政策では、バランス・シートの負債側に計上される当座預金勘定が操作目標とされた。ゆえに、FRBが今回実施した金融緩和策は日銀の量的緩和策とは少し異なり、FRB自身も「信用緩和」と呼び区別している。

しかしながら、これらの2つの政策は、いずれの場合も短期金利が0%もしくは0%に近い状態で多額のベース・マネーを経済に注入している点で共通している。本稿では日本の量的緩和政策の効果を実証的に分析しているが、上記の理由により、本稿の実証結果は、米国における今回の信用緩和の効果を考える上でも有益となろう。以上の点を踏まえて、本論では米国の信用緩和策と日本の量的緩和政策を区別することなく、短期金利が0%もしくは0%付近での多額のベース・マネー注入を「量的緩和政策」と呼ぶことにする。

金融当局にとって量的緩和政策の実施を決断する際のもっとも重要な関心事は、短期金利がゼロあるいはほとんどゼロになった時に、ベース・マネーを増加させることが効果を持つかどうかという点にある。この点に関する理論研究には、相対立する2つの見解がある。最初の見解は、少なくともHicks（1937）まで遡ることができる。Hicksは、IS-LMモデルにおいて、金利が下限に到達した状況では貨幣は国債の完全な代替資産となるため、この状況下の貨幣供給の増加には効果がないことを示した。このことをHicksは「流動性の罫」と呼んだ。また、Eggertsson and Woodford（2003）も、動学的一般均衡モデルを分析することによって量的緩和政策には効果がないことを示している。

これに対して、第二の見解はBernanke and Reinhart（2004）、Bernanke他（2004）およびClouse他（2003）によるものである。彼らによれば、短期金利がゼロであったとしても、ベース・マネーの増加は「ポートフォリオ・リバランス効果」および「シグナリング効果」を通じて効果を持ち得る（ポートフォリオ・リバランス効果およびシグナリング効果については後で詳しく説明する）。

これら2つの見解は、それぞれの仮定の下では論理的に一貫しており正しいと思われる。しかしながら、両者は全く相対立する結論に到達した。したがって、量的緩和政策に効果があるか否かという問題は、実証分析によって明らかにされるべき問題である。不幸なことに、これら2つの理論を検証する経験データはこれまでほとんどなかった。しかし、2001年3月から2006年3月にかけて日本で実施された量的緩和政策が、我々に検証の機会を与えてくれることとなった。そこで本論は、2001年から2006年の日本の経験を実証的に分析することによって、金利がゼロであった時にベース・マネーをさらに注入することが効果を持つか否かを検証する。

本稿では、ベクトル自己回帰（VAR）モデルという手法を使用する。本論の目的は量的緩和政策の効果を評価することであり、ゼロ金利下におけるマクロモデルを構築し、それを推定・評価することではない。したがって、近年盛んに実証研究に取り入れられている動学的確率的一般均衡（DSGE）モデルによるアプローチではなく、標準的なVARの手法を用いることにする。VARの手法はマクロ経済モデルの構造に最小限の制約を加えるだけで、量的緩和政策の効果の計測を可能にすると考えられるからである。

分析にあたり、最初にできるだけ小さいVARモデルを考え、生産高、物価、金融政策変数からなる3変数VARモデルを検討する。この最小限のVARモデルでは、量的緩和政策が2つのマクロ変数、つまり、生産高と物価の

2変数に与える影響を計測する。その結果、量的緩和のショックは物価にはあまり影響を与えなかったが、生産高を増加させたことが明らかになった。

そこで次なる問題は、量的緩和政策がどのような波及経路を通じて生産高に影響を与えたかという点である。もし、量的緩和政策がポートフォリオ・リバランス効果もしくはシグナリング効果を通じて働くとするれば、金融・資本市場がこれらの効果を伝えるのに重要な役割を果たすことになるはずである。したがって、金融・資本市場に関連するいくつかの変数を最小の3変数VARに加える。具体的な変数は、様々な満期の金利、株価、外国為替レート、および銀行貸出である。これらの金融変数を既述の3変数に一つずつ加えた4変数VARを考え、量的緩和政策の波及経路を調べる。その結果、量的緩和政策は株価の経路を通じて、実体経済に影響を及ぼしたことが明らかとなった。

さらに、株価を通じた波及経路の頑健性を調べるために、その他の変数もVARモデルに付け加える。追加する他の変数とは、日銀による長期国債の買入額、日銀による民間銀行保有株

式の購入額、輸出額、銀行部門における不良債権残高の4変数である。これらの4つの変数は、ベース・マネーの増加とは独立して実体経済に影響を及ぼし得る変数なので、こうした変数の影響をコントロールする必要がある。そこで、4変数VARにこれらの変数の一つずつ入れて再推定することで、モデルの頑健性を検証する。その結果、依然として量的緩和政策が株価を通じて生産高に効果を持つことが示された。

論文の構成は以下のとおりである。第Ⅱ節では、2001年から2006年にかけて日本で採用された量的緩和政策の概略を説明し、関連する実証研究を展望するとともに、量的緩和政策の理論的な効果についても議論する。第Ⅲ節では、我々が分析に用いたVARモデル、政策ショックの識別方法、さらにデータについて説明する。第Ⅳ節においては、3変数および4変数VARモデルの推定結果を報告する。第Ⅴ節においては、4変数VARの推定結果の頑健性を検証する。第Ⅵ節では、本稿で得られた結論を要約する。

Ⅱ. 量的緩和政策：展望

Ⅱ-1. 量的緩和政策の概略

1990年代初頭にそれまでの資産価格バブルが崩壊し、日本経済は長期の景気低迷に陥った。この間、日本銀行は政策金利であるコール・レートを下げ続け、ついには1999年2月にゼロ金利政策を採用した¹⁾、²⁾。しかしこの一連の金融緩和にも関わらず、日本経済は資産価

格バブルの崩壊に起因する深刻な景気後退とデフレから脱却することができなかった。そこで2001年3月に、日本銀行は量的緩和政策を導入した。日銀は、その操作目標をコール・レートから日本銀行当座預金（日銀当預）残高に変更し、コール・レートがゼロになるのに必要な額を超えて潤沢な流動性を供給し続けた³⁾。金

1) コール・レートは、米国におけるフェデラル・ファンド・レートと同様、短期のインターバンク・レートである。日本銀行は、量的緩和期間を除き、無担保翌日物コール・レートを操作目標として用いてきた。

2) 2000年8月に、日銀は経済が回復しデフレ圧力が和らいだと判断し、ゼロ金利政策を解除しコール・レートを0.25%に引き上げた。しかしながら、世界的なITバブルの崩壊およびその後の日本経済の景気後退に直面し、2001年2月に日銀はコール・レートを再び0.15%に引き下げた。

融政策決定会合が終わるとすぐに、日銀は日銀当預残高の目標水準を公表した。表1は政策変更の日付（左端の欄）および日銀当預残高の目標額（中央の欄）を掲載している。量的緩和政策が導入された当初の5兆円から2004年1月の30－35兆円まで、8回にわたって日銀当預の目標残高は引き上げられた。

当初日本銀行は、消費者物価指数の前年比上昇率が安定的に0%以上になるまで量的緩和政策を継続すると約束していた。なお、日本銀行が重視した消費者物価指数は、生鮮食品を除く消費者物価指数（コア消費者物価指数）である。2003年10月には、日銀はその約束に関して、より詳細な内容を公表した。即ち、次の2つの条件が満たされるまで量的緩和政策を続けることを約束した。第一の条件は、コア消費者物価指数に基づくインフレ率が単月で0%以上となるだけでなく、基調的な動きとして0%以

上であると判断できる、という条件である。第二の条件は、コア消費者物価指数に基づくインフレ率が、先行き再びマイナスとなることが見込まれない、という条件である⁴⁾。日本銀行は2006年3月に5年に及ぶ量的緩和政策を解除したが、それは上記の2つの条件が満たされたからに他ならない。即ち、2005年10月以降、コア消費者物価指数に基づくインフレ率が0%を上回り続け（第一の条件の充足）、さらに当時の堅実な経済回復を鑑みて、将来のインフレ率が正の値を取り続けると判断したことから（第二の条件の充足）、2006年3月に量的緩和政策に終止符を打った。

II－2. 量的緩和政策の理論的効果および関連文献

本節では、日本における量的緩和政策の効果を計測したいくつかの実証研究を紹介すると

表1 量的緩和期間における政策変更

政策変更の日付	日銀当預残高目標 (兆円)	日銀当預残高目標変数の値 (兆円)
2001年3月19日	量的緩和政策の導入	
2001年3月19日	5	5 (2001年3月～2001年7月)
2001年8月14日	6	6 (2001年8月)
2001年9月18日	6以上	8 (2001年9月), 8.7 (2001年10月), 9.3 (2001年11月)
2001年12月19日	10－15	12.5 (2001年12月～2002年9月)
2002年10月30日	15－20	17.5 (2002年10月～2003年3月)
2003年4月30日	22－27	24.5 (2003年4月)
2003年5月20日	27－30	28.5 (2003年5月～2003年9月)
2003年10月10日	27－32	29.5 (2003年10月～2003年12月)
2004年1月20日	30－35	32.5 (2004年1月～2006年2月)
2006年3月9日	量的緩和政策の解除	

(注) 日本郵政公社の発足に伴い、2003年4月1日に日銀は、当座預金残高目標を17兆円から22兆円の間に引き上げた。

3) 日銀当預残高は、準備預金制度の適用を受ける金融機関の準備預金だけでなく、同制度の適用を受けない他の金融機関（例えば証券会社）の預金も含む。

4) 日銀は、これら2つの条件は必要条件であって、これらの条件が満たされたとしても、経済・物価情勢によっては量的緩和政策を継続するのが適当と判断する場合も考えられるという文言も付け加えた。

もに、量的緩和政策の効果について理論的な側面から議論する。Bernanke他（2004）、Okina and Shiratsuka（2004）、Oda and Ueda（2007）の3つの研究は、量的緩和政策がイールド・カーブを下方にシフトさせるのに有効であったと報告している。特に、Okina and Shiratsuka（2004）およびOda and Ueda（2007）は、イールド・カーブの下方シフトは「時間軸効果」によってもたらされたとしている⁵⁾。時間軸効果とは、政策金利をゼロに据え置くという中央銀行のコミットメントが短期金利の先行きに関する市場の期待を安定化させ、その結果、長期金利が下がり経済が刺激される効果を指す。彼らの研究に従えば、ある条件が整うまではゼロ金利政策を維持するというコミットメントを通じて、量的緩和政策は有効に機能するということになる。

しかしながら、量的緩和政策の効果を理解するには、時間軸効果を計測するだけでは十分ではない。日銀が採用した量的緩和政策は、短期金利が既に下限の0%に到達していたにも関わらず、日銀当預残高の目標額を数回にわたって引き上げ、大量のベース・マネーを経済に供給するものであった。Bernanke and Reinhart（2004）、Bernanke他（2004）およびClouse他（2003）によれば、このさらなるベース・マネーの供給は、「ポートフォリオ・リバランス効果」および「シグナリング効果」を通じて实体经济に影響を与える。

ポートフォリオ・リバランス効果の考え方は、Brunner and Meltzer（1963）やTobin（1969）といった古典文献に依拠している。ポートフォリオ・リバランス効果が生じるには、貨幣との代替が不完全な資産が存在するという仮定が必要となる。中央銀行が公開市場操作によってベース・マネーを追加的に供給すると、公開市場操作の性格上、貨幣以外の資産が代わりに減

少する。もし減少した資産が貨幣と不完全代替ならば、投資家はポートフォリオを元に戻そうと、減少した貨幣以外の資産を購入しようとする。このような投資家のポートフォリオの再調整が、貨幣との代替が不完全な資産の価格を上昇させ（あるいは利回りを低下させ）、その結果、経済活動が活性化することになる。

ポートフォリオ・リバランス効果は、短期金利がゼロの状況下でも発生し得る。なぜなら、短期金利がゼロとなったために短期債券と貨幣が完全代替資産となったとしても、その他の資産（例えば長期国債）も直ちに貨幣と完全代替とはならないからである。よって、ポートフォリオ・リバランス効果が前提とする不完全代替資産の仮定は、量的緩和期に日本が経験した、短期金利がゼロの状況下でさえも満たされている可能性がある。なお、短期金利が正の値をとるような通常の場合であってもポートフォリオ・リバランス効果は起こり得るが、短期金利がゼロあるいは限りなくゼロに近い場合の方が、ポートフォリオ・リバランス効果はより重要な意味を持つことになる。なぜなら、短期金利が低い状況においては、一般に金融政策の主要な波及経路と考えられる流動性効果が非常に小さくなるか、ほとんどなくなってしまい、ポートフォリオ・リバランス効果が流動性効果を上回ると考えられるからである⁶⁾。

一方、シグナリング効果とは、日銀が日銀当預残高の目標額を引き上げ、その新たな目標額を実現することによって、市場が抱えている短期金利の将来経路に対する期待を低下させる効果をいう。シグナリング効果は、コミットメントによって市場の期待を変化させる時間軸効果とよく似ている。しかしながら、シグナリング効果は、日銀当預残高目標額の引き上げとその達成という、市場関係者にとってより目に見えて分かりやすい形で、ゼロ金利を継続するとい

5) Fujiki and Shiratsuka（2002）、Okina and Shiratsuka（2004）およびOda and Ueda（2007）の3論文は、ゼロ金利政策期間（1999年2月～2000年8月）にも時間軸効果が存在したという実証結果を報告している。

6) 中央銀行が民間部門に貨幣を供給すると、名目利子率は貨幣の需給が一致するまで下落する。この効果を「流動性効果」と本論では呼ぶことにする。

う中央銀行の意図を市場に伝える点で異なる。そして、シグナリング効果が発揮されれば中長期金利が低下し、実体経済が活性化することになる。

以上のようなポートフォリオ・リバランス効果やシグナリング効果を念頭に、短期金利がゼロの時にベース・マネーを経済に注入した場合に効果があるか否かを実証分析した先行研究には、Kimura and Small (2004), Oda and Ueda (2007), Kimura 他 (2002), Fujiwara (2006) などがある。

Kimura and Small (2004) および Oda and Ueda (2007) は、量的緩和政策の金融市場に対する影響のみに分析を絞っている。Kimura and Small (2004) はポートフォリオ・リバランス効果を検証し、日銀当預残高が増加すると、信用力の高い社債のリスク・プレミアムは下がるが、株式および信用力の低い社債のリスク・プレミアムは逆に上がるという結果を得ている。Oda and Ueda (2007) は、日銀当預残高の増加が日本の中長期国債の利回りを下げる効果を持ち、その効果はシグナリング効果を通じたものであると報告している。また、ポートフォリオ・リバランス効果を通じた効果はないとも結論付けている。しかしながら、これらの2つの研究は、いずれもマクロ経済変数に対する影響を調べていない。

Kimura 他 (2002) および Fujiwara (2006) は、VARに基づく手法を用いて、ベース・マネーの増加が、2つの重要なマクロ経済変数である生産および物価に与える影響を検討している。これらの研究では、金利がゼロの時にベース・マネーを拡大しても、生産および物価に対してはほとんど効果がなかったことを示している。即ち、彼等が得た実証結果は、量的緩和政策のマクロ経済に対する有効性を支持するものではなかった。

本論においても、ベース・マネーの増加が生産および物価に与える影響をVARの手法を用いて調べることにする。しかしながら、われわれの分析手法は、Kimura 他 (2002) および

Fujiwara (2006) の論文とは2つの点で異なる。第一に、本論の標本期間は、量的緩和政策の実施期間と完全に一致している。これに対して、Kimura 他 (2002) は1985年第3四半期—2002年第1四半期を、Fujiwara (2006) は1985年1月—2003年12月を標本期間として採用しており、量的緩和政策の実施期間である2001年3月—2006年3月と完全には一致していない。本論のように量的緩和政策の終了期間まで標本を拡大することによって、量的緩和政策の効果をより正確に測ることができる。

また、本論では量的緩和政策の実施以前の標本を含んでいない。なぜなら、量的緩和政策がそれ以前の金融政策運営とは全く異なるからである。即ち、日銀の操作目標として、量的緩和政策以前はコール・レートが採用されていたが、量的緩和政策の実施期間中は日銀当預残高に変更された。その意味で大きな構造変化があったと考えられ、本稿では量的緩和期間以前の標本は分析に含めていない。もちろん、先行研究ではそうした構造変化の問題を回避するために、Kimura 他 (2002) は係数の変化を許すVARを推定し、Fujiwara (2006) はマルコフ・スイッチングVARを推定している。こうした彼らの努力は理解できるが、量的緩和政策の効果を評価する最初のアプローチとしては、量的緩和政策の実施期間のみを標本期間とするのが適切であると考えられる。

本論の分析方法が2つの先行研究と異なる第二の点は、量的緩和政策の波及経路をより注意深く、また、包括的に調べている点である。Kimura 他 (2002) では、物価、生産および金融政策変数（マネタリー・ベースおよびコール・レート）だけがVARに含まれており、波及経路に関係すると思われる変数は全く考慮されていない。また、Fujiwara (2006) においても、10年物の国債利回りだけが追加されているだけである（これら先行研究では、量的緩和政策はマクロ経済に対してあまり効果がなかったという結論が得られたため、波及経路についてまでは検討する必要がなかったかもしれな

い)。第I節で述べたように、もしポートフォリオ・リバランス効果もしくはシグナリング効果があるならば、これらの効果を実体経済に伝達するうえで金融変数が重要な役割を果たすはずである。シグナリング効果の場合には、短期および中長期の名目金利が波及経路として重要

な変数となる。また、ポートフォリオ・リバランス効果については、貨幣と不完全代替資産となっている資産はすべて波及経路変数の候補となる。そこで本論では、様々な金融変数をVARに追加することによって波及経路を検討する。

Ⅲ. VARモデル, 識別およびデータ

本節では、量的緩和政策の効果を評価するために2つのモデルを推定する。第一のモデルは、生産高、物価および金融政策変数の3変数だけからなるVARモデルである。この3変数VARモデルを用いて、量的緩和ショックが2つの重要なマクロ経済変数、即ち生産および物価に対して与える影響を評価する。後で示すように、推定されたインパルス応答関数によれば、量的緩和ショックは生産高水準を持続的に増加させることになる。

量的緩和ショックがどのように実体経済に伝わるのかについては、3変数VARだけでは確認できない。そこで、波及経路を明らかにするために、次にいくつかの4変数VARを推定する。具体的には、先述の生産、物価、金融政策変数の3変数に加え、波及経路の候補となる金融変数を一つずつ追加する。付け加える金融変数としては、様々な満期の金利、株価、外国為替レートそして銀行貸出である⁷⁾。ポートフォリオ・リバランス効果やシグナリング効果を通じて、量的緩和は名目金利を引き下げ、株価を上昇させ、円を減価させるかもしれない。この

ような金融変数の反応はすべて実体経済を刺激することになる。さらに、日本銀行の公開市場操作によって得られた追加的なベース・マネーを利用し、民間銀行は貸出を増加させるかもしれない。こうした理由から、これらの金融変数を波及経路の候補として採用し、それらを一つずつ含めた4変数VARを推定する。

VARにおけるラグの長さは、2ヵ月間に設定されている。この2ヵ月という長さは、標準3変数VARにおいて、赤池情報量規準(AIC)に基づき選択されたラグの長さである(最大ラグは6ヵ月と設定した)⁸⁾。

金融政策ショックを識別するために、同時点の変数間に逐次的(リカーシブ)制約を課すことにする(即ち、コレスキー分解によって金融政策ショックを識別する)。これは最も簡単な識別方法であり、多くのVAR文献で用いられてきた。前節で説明したように、本論は量的緩和政策の実施期間を全てカバーし、また波及経路を包括的に調べた最初の研究である。したがって、量的緩和政策の効果についてのベースとなる結論を得るためには、この広く用いられ

7) 日本の金融政策が金融市場に与える影響を、VARの手法を用いて実証的に分析した文献としては、Brown and Shioji (2006) や Miyao (2000, 2002) が挙げられる。Brown and Shioji (2006) は、金融政策とイールド・カーブの関係を調べている。Miyao (2000) はVARモデルに外国為替レートを入れて分析しており、Miyao (2002) は株価を入れて分析している。ただし、これらの研究はいずれも、短期金利が正となっている正常な期間が分析対象である。

8) 1ヵ月、3ヵ月、6ヵ月のラグの長さを用いても、得られた結果は本質的には変わらなかった。しかしながら、ラグの長さが6ヵ月の場合には、滑らかな形状のインパルス応答関数が得られなかった。これは、推定すべきパラメータの数が標本数に比べてあまりにも多すぎるためだと考えられる。

た単純な識別方法を用いるのが最適と考える。3変数VARにおける変数の順番については、生産高、物価、金融政策変数の順に並べる。この順番は、日銀が政策変数を決める際には同時点の生産高と物価を観察しているが、生産高および物価は、金融政策ショックに対して1期遅れて反応するという仮定に基づいている。また、4変数VARにおいては、付け加えられた金融変数を最後に置いている。このことは、金融市場が政策ショックに対し即座に反応することを仮定している。このマクロ経済変数、金融政策変数、金融変数という順番は、Christiano他(1996)、Edelberg and Marshall(1996)、Evans and Marshall(1998)、Thorbecke(1997)と同様である⁹⁾。

本論では月次データを用い、標本期間は2001年3月から2006年2月までとする¹⁰⁾。生産高のデータとしては、鉱工業生産指数(IIP)を用いる。物価のデータとしては、量的緩和の実施期間中、日銀が物価指数の中で最も重視していたコア消費者物価指数を用いる¹¹⁾。金融政策変数としては、日銀当預残高の目標額を用いる。この変数の値については、表1の右端の欄を参照されたい。日銀当預残高の目標額が、水準ではなく幅をもって公表された場合(9回公

表されたうち6回の場合がそうであった)、幅の中間値を金融政策変数の値とした。2001年9月から2001年11月については、日銀当預残高の目標額は「6兆円を超える」という内容であった。この場合、日銀当預残高の実績値の日次データを月次平均した値を用いた(2001年9月:8兆円, 2001年10月:8.7兆円, 2001年11月:9.3兆円)¹²⁾。VARで推定する際に、初期値として2001年3月以前のデータも必要となるが、その初期値にも日銀当預残高の実績値の日次データを月次平均した値を用いた(2001年1月:4.8兆円, 2001年2月:4.3兆円)。名目金利については、満期が1ヵ月, 3ヵ月, 6ヵ月, 12ヵ月のロンドン銀行間取引金利(LIBOR)と、満期が2年, 3年, 5年, 7年, 10年のスワップ・レートを用いた。株価は日経平均株価を用いた。外国為替レートについては、実質実効為替レートを用いた。銀行貸出額としては、銀行(信用金庫を除く)の総貸出平均残高を用いた¹³⁾。名目金利以外のすべての変数については、対数に変換し100を乗じた¹⁴⁾。これらのデータに関する詳しい情報は、すべて補論にまとめた。最後に、図1は本論で用いたデータの時系列グラフである。

9) 4変数VARを他の6通りの変数順序で推定したとしても同様の結果が得られた。6通りのケースとは、(P,Y,M,F), (Y,P,F,M), (M,Y,P,F), (M,F,Y,P), (F,Y,P,M), そして(F,M,Y,P)である。Pは物価, Yは生産高, Mは金融政策変数, そしてFは金融変数をそれぞれ表している。

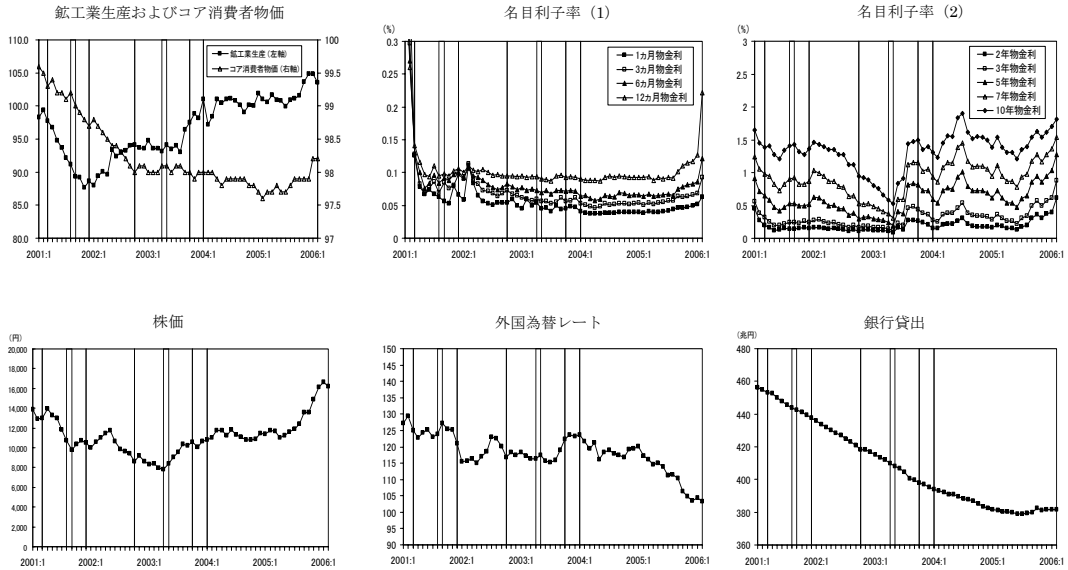
10) 2006年3月期の標本は除外した。なぜなら、量的緩和政策は2006年3月には非常に短い期間しか実施されなかったからである(量的緩和政策は2006年3月9日に解除された)。

11) 総務省は、2006年8月より、2000年基準の消費者物価指数に変えて2005年基準の消費者物価指数を公表し始めた。2005年基準を用いると、2006年7月のインフレ率が大幅に下方修正されることになり、市場関係者を驚かせた。この2000年基準と2005年基準の指数の違いは、量的緩和政策の実施期間においても大きいものと考えられる。例えば、量的緩和政策の解除直前である2006年2月のインフレ率は、2000年基準(コア消費者物価指数、季節調整済)で計算すると0.6%となるが、2005年基準のそれは0.0%となってしまう。この点を踏まえ、本論では2000年基準の消費者物価指数データを用いた。なぜなら、日銀および市場参加者は、リアルタイムでは2000年基準を量的緩和期間の本当の物価指数だと認識しており、そして、その認識に基づいて行動していたからである。(例えば、もし日銀が2005年基準の消費者物価指数を真の物価指数として用いていたならば、2006年2月のインフレ率は0.0%となり、量的緩和政策は2006年3月には解除されなかった可能性が高い。)

12) 日銀当預残高の日次データは、日経NEEDSのFinancial QUESTから得たものである。

13) 他のデータを用いて、本論の結果の頑健性をチェックした。他のデータとは、日銀当預残高の実績値、10年物の国債利回り、東証株価指数(TOPIX)、実質株価(コア消費者物価指数によってデフレート)、名目実効為替レート、実質貸出額(コア消費者物価指数によってデフレート)である。こうした様々な変数を用いてVARを推定し直したとしても、同様な結果を得ることができた。

図1 時系列データ



(注) 図1は、本稿の推定で用いられたデータの時系列グラフである。縦線は、日銀が当座預金残高目標を変更した時点を示している。

IV. 実証結果

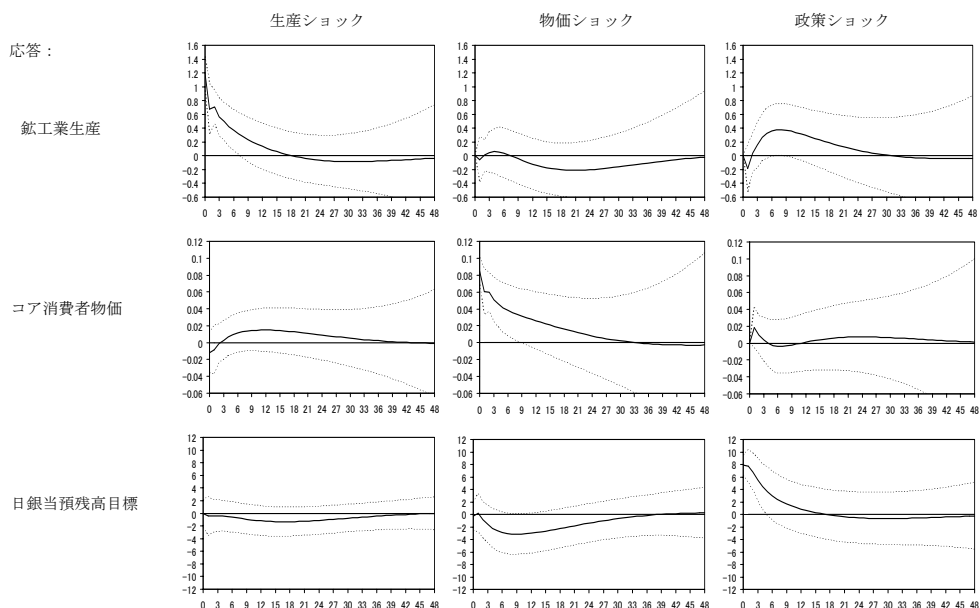
IV-1. 3変数VAR

最初に、鉱工業生産、コア消費者物価および日銀当預目標残高の3変数からなる最も単純な3変数VARを推定する。図2は、推定された全てのインパルス応答関数を表している。1列目は生産ショックの各変数に及ぼす動学的影

響、2列目は物価ショックの影響、3列目は量的緩和ショックの影響をそれぞれ示している。各ショックの大きさは、すべて1標準偏差である。実線はインパルス応答関数の点推定を表し、また点線は上下2標準誤差の幅の信頼区間を表している。なお、信頼区間の推定は、モン

14) 推定にあたっては、変数の水準を用いてVARを推定した。この方法にしたがえば、個々の変数が仮に非定常であったとしても、推定の一致性は保証される。もうひとつの代替的な方法として単位根検定を用いて各時系列の非定常性を検定することが考えられる。しかし、この手法には重大な欠陥がある。本論が想定しているように仮に観察値がVARシステムから生み出されたとすると、単位根検定を検定する式には定式化に誤りがあり、正しく検定することができないことになる。たとえば、本論の3変数VARモデルにおいて鉱工業生産の単位根の存在を検定する場合、VARモデルにおける鉱工業生産は、一期前の鉱工業生産だけでなく、コア消費者物価や日銀当預目標残高のラグ付き変数にも依存する。コア消費者物価や日銀当預目標残高のラグ付き変数を無視して一期前の鉱工業生産だけで単位根の存在を検定すれば、検定結果にはバイアスが入ることになる。いくつかの代替的な接近法のメリット、デメリットを十分に考慮した上で、すべての変数について変数の水準を用いてVARを推定するのが最も真実に迫れると判断し、変数の水準を用いることとした（詳しくは、Hamilton, 1994, pp.651-653を参照されたい）。

図2 3変数VARのインパルス応答関数



(注) グラフは、3変数VARのもとで推定されたインパルス関数を表している。3変数とは、鉱工業生産、コア消費者物価、日銀当預残高目標からなる。点線は、上下2標準誤差の幅の信頼区間を表している。

テカルロ・シミュレーションの500回の繰り返し計算による。

図2においては、次の3点が興味深い。第一に、量的緩和ショックは、生産高を持続的に増加させている。量的緩和ショックに対して、鉱工業生産はショックの2ヵ月後から増加し始め、8ヵ月後にピークを迎える（ショックの1ヵ月後における鉱工業生産の反応はマイナスとなっているが、非常に小さく有意ではない）。特に注目すべき点は、鉱工業生産の正の反応は7ヵ月後および8ヵ月後には有意にゼロから離れている点である。そこで次項においては、量的緩和ショックが生産高水準を増加させるまでの波及経路を調べることにする。

第二に、量的緩和ショックに対する消費者物価の反応は非常に小さく、全期間を通じてゼロから有意に離れていない。即ち、日銀はデフレを回避するために量的緩和政策を採用したが、量的緩和政策が一般物価を上昇させるのに成功したという統計的な証拠を得ることはできな

かった。

第三に、負（正）の物価ショックに対して日銀当預目標残高が増加（減少）している。一方で、日銀当預目標残高は生産ショックに対してはほとんど反応していない。このことは、日銀が生産高よりも物価により力点を置いて政策運営を行ったということを示唆している。日銀が公表した量的緩和政策を解除する際の2つの必要条件では、（将来予想も含めた）インフレ率に言及しているだけで实体经济については触れていない。よって、本論の実証結果は日銀の公式声明とも合致していると言えよう。

IV-2. 波及経路

前項において、量的緩和政策が生産高の水準を増加させる上で有効であったことが明らかになったが、それがどのような波及経路を経て实体经济に及んだかについては定かではない。そこで、本項ではいくつかの4変数VARを推定することによって、その波及経路を調べる。4

変数VARは、前項の3変数VARに金融変数を1つずつ加えたものである。

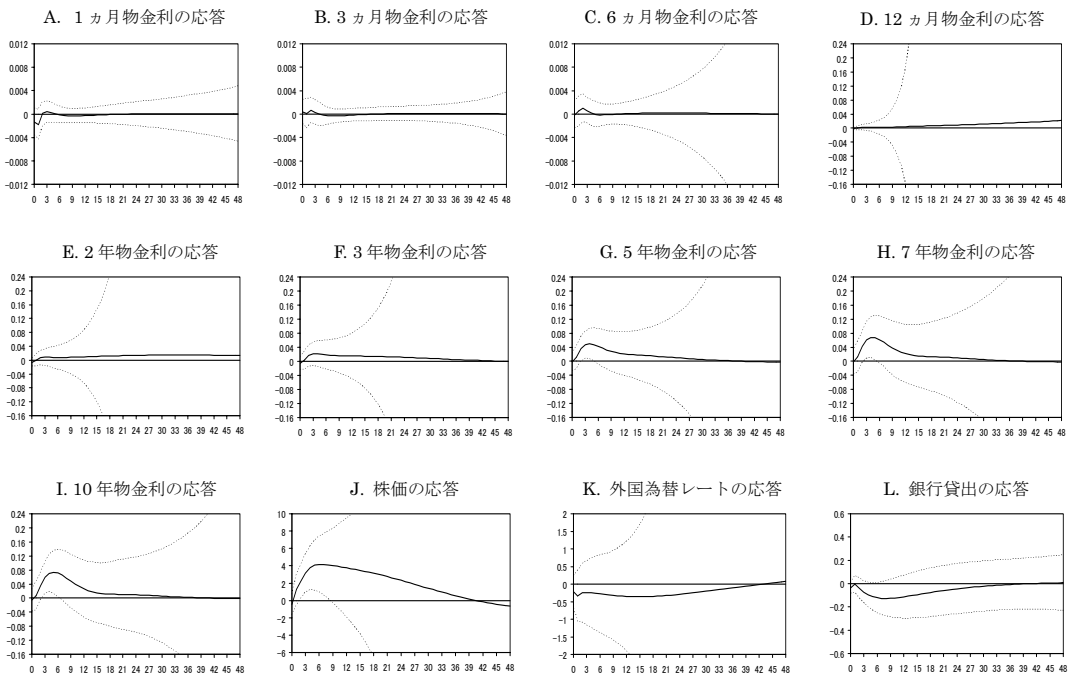
図3は、量的緩和ショックに対する金融変数のそれぞれの動学的反応を示している。図AからIまでは、様々な満期の名目金利のインパルス応答関数である。図JからLまでは、株価、為替レート、銀行貸出のインパルス応答関数である。これらのグラフを見ると、ほとんどのグラフにおいて、ある期間以降は信頼区間の幅が著しく大きくなっていることに気付く。本論では、5年という比較的短い標本期間を対象に4変数VARを推定している。したがって、信頼区間の幅が大きくなるのは、推定するパラメータと比較して標本数が少ないためと考えられる。しかしながら、政策ショックが起こってから約1年間は、信頼区間の幅が比較的狭い。このことは、少なくとも量的緩和政策の1年以内

の短期的効果に関しては、本稿の推定結果は信頼性があることを示唆している。したがって、量的緩和政策の短期的効果に焦点をあてて、以下では議論を進める。

図3において最も顕著な結果は、量的緩和ショックが一貫して株価を押し上げている点である（図J）。株価の正の反応は、2ヵ月から8ヵ月にかけて有意にゼロから離れている。したがって、量的緩和政策は株価の経路を通じて効果があったとみられる。後ほど、株価を含んだ4変数VARのすべてのインパルス応答関数の結果を報告し、株価経路の存在に関して詳しく検討する。

次に、図AからIまでの結果を見ると、量的緩和ショックに対して名目金利は下落していない（1ヵ月物の短期金利が最初の2ヵ月間だけ下落しているだけで、その場合も負の効果は非

図3 量的緩和ショックが金融変数に与える効果



(注) それぞれのグラフは、量的緩和ショックが金融変数に与える動学的な効果を示している。インパルス応答関数は4変数VARを用いて推定されている。4変数とは、鉱工業生産、コア消費者物価、日銀当預残高目標、金融変数からなる。用いられた金融変数は、様々な満期の名目利子率、株価、外国為替レートおよび銀行貸出額である。点線は、上下2標準誤差の幅の信頼区間を表している。

常に小さく有意ではない)。むしろ、長期金利に関しては正の反応が観察される。さらに、満期が長ければ長いほど正の反応は大きくなっている。図Kにおいては、量的緩和ショックは円を減価させている(実効為替レートの下落は円の減価を意味する)。しかしながら、円の減価は期間を通じて有意ではない。最後に、図Lにおいては、量的緩和ショックに対して銀行貸出は減少している。

以上の結果を要約すれば、量的緩和政策は株価を有意に上昇させ、円を若干減価させる。これら2つの効果は、ともに経済に拡張的な影響を与えると考えられる。他方、量的緩和ショックは名目金利を上昇させ、銀行貸出を減少させるが、これらは経済に拡張的な刺激を与えるものではない。

図3の結果は、一見すると奇異な印象を与えるかもしれない。なぜなら、量的緩和ショックに反応して名目金利は下がるどころか上がっているし、銀行貸出も増えてはいないからである。しかしながら、これらの結果はポートフォリオ・リバランス効果の考えと整合的なものと考えことができ、次のように解釈することができる。即ち、図3の結果より、日銀からの追加的な貨幣を手にした(民間銀行を含む)投資家達は、ポートフォリオにおける(銀行貸出を含む)利子生み資産の構成割合を減少させ、株式の構成割合を増加させ、そして外国資産の構成割合を若干増加させた、と解釈できる。こうした投資家の行動は、当時の国内金融市場の状況によって説明できる。量的緩和時の金融市場は、①利子生み資産の利回りは、ほとんどゼロに近かった(利子生み資産の価格は非常に高い水準にあった)、②株価は1980年代後半以来、

最低水準にあった、③国内の金融資産の利回りは、海外の金融資産の利回りに比べて低かった、④銀行は多額の不良債権を抱えていた、という状況であった。当時のこのような状況下では、(銀行貸出を含む)利子生み資産は高いリスクを抱え、株式あるいは外国資産を保有した方がリスク対リターン観点から有利であると投資家は考えたかもしれない。したがって、日銀からさらなる流動性の供給を受けた際に、投資家達は自身の資産構成を再調整し、株式および外国資産をより多く保有し、他方で利子生み資産を減らす行動をとった可能性が高い。そしてその結果、図3が示すように、量的緩和政策が株価の上昇、(僅かな)為替レートの減価、金利の上昇、貸出量の減少をもたらしたと考えられる¹⁵⁾。

さらに、満期の長い金利の方が満期の短い金利よりも反応が大きかったという実証結果(図A~I)についても、ポートフォリオ・リバランス効果の解釈に従えば次の通りとなる。即ち、投資家達が将来の金利上昇を懸念し、短期の利子生み資産よりも長期の利子生み資産の保有に対してリスクを高く見積もったために、長期の利子生み資産の方をより多く売ろうとしていたと解釈できる。

また、図3の結果は、ポートフォリオ・リバランス効果が、流動性効果およびシグナリング効果の両効果を凌駕していることも示唆している。流動性効果やシグナリング効果が大きければ、名目金利は量的緩和ショックに反応して低下するはずである。しかしながら本論の実証結果では、名目金利は量的緩和ショックに対して上昇した。このことは、ポートフォリオ・リバランス効果が量的緩和期間中には支配的だった

15) 利子率および銀行貸出の反応に関しては、以下に述べるような別の解釈も可能である。まず、利子率が正の反応を示したのは、インフレ期待が上昇していることを反映しているのかもしれない(フィッシャー効果)。他方、銀行貸出が負の反応を示したのは、量的緩和政策は銀行貸出を増加させなかったが、銀行貸出の減少を軽減していたという解釈が成り立つかもしれない。実際、銀行貸出は量的緩和期間を通じて減少し続けていた(図1)。銀行貸出の減少は、銀行貸出に対する需要と供給がともに弱かったために引き起こされていた可能性がある。弱い需要とは、借手である企業の過剰負債、過剰設備、過剰雇用によるものであり、弱い供給とは、貸手である銀行の不良債権問題および低い自己資本比率によるものである。

ということを示唆している¹⁶⁾。

本論の実証結果は、Kimura and Small (2004) や Oda and Ueda (2007) とは異なるものとなった。Kimura and Small (2004) では、量的緩和政策はポートフォリオ・リバランス効果を通じて、株式のリスク・プレミアムを上昇させるという結果であった（したがって量的緩和策は株価を下げると解釈できる）。また、Oda and Ueda (2007) は、日銀当預残高の増加はシグナリング効果を通じて中長期の金利を下げるという結果を得ている。これらの結果は本論の結果と異なるが、その要因は、標本期間、データの期種、推定方法が異なるという点に求められる。Kimura and Small (2004) は、日次データを用いて、株式のリスク・プレミアムを日銀当預残高および他の関連する変数で回帰している。彼らの標本期間は、2000年1月21日－2003年6月30日もしくは2000年1月21日－2004年3月31日である。Oda and Ueda (2007) は、1980年第1四半期－1999年第1四半期のデータを用いてマクロ経済モデルを推定した上で、マクロ・ファイナンスの手法を用いて、1995年第1四半期－2005年第1四半期の名目利子率を期待部分とリスク・プレミアム部分に分解している。さらに、その2つの構成要素に及ぼした時間軸効果の大きさを表す変数を、日銀当預残高および他の関連変数で回帰している。その際の標本期間も、1995年第1四半期－2005年第1四半期、もしくは1996年第3四半期－2005年第1四半期である。

以上の推定結果より、量的緩和政策の実施期間における日本経済の動学的側面を捉えるためには、VARモデルに株価を入れた方がよいということになる。図4は、4変数VARのすべてのインパルス応答関数である。4変数とは、鉱工業生産、コア消費者物価、日銀当預目標残高、株価からなる。

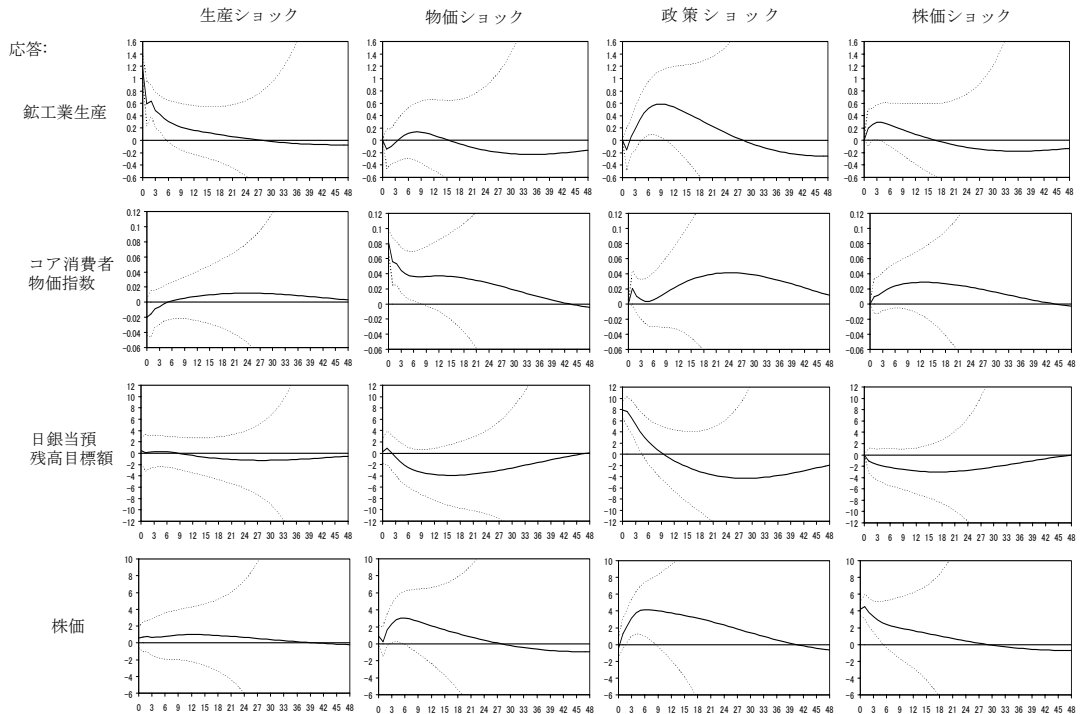
図4の3列目を見ると、量的緩和ショックに対して、鉱工業生産の反応は株価の反応よりも遅くなっている。鉱工業生産は2ヵ月後から上昇し始め、9ヵ月後にピークを迎えるのに対し、株価は1ヵ月後から上昇し始め、6ヵ月後にピークを迎える。この結果は、量的緩和ショックがまず株価を引き上げ、その株価上昇によって生産高が増加するという、株価経路のシナリオと整合的である。

株価が上昇すると生産高が増加する経路としては、次の4経路が考えられる。第一の経路は、株価が上昇することによって家計の富が増加し、その富の増加が消費を増加させるという経路である（資産効果）。第二の経路は、Tobinの q が高くなることによって企業の投資が増加するという経路である。第三の経路として、借手の外部資金プレミアムが低下することによって銀行貸出が増加するという経路である（クレジット・チャネルのうちのバランスシート・チャネル）。第四の経路は、銀行の自己資本比率が改善することによって銀行貸出が増えるという経路である。本論の実証結果では、量的緩和ショックが銀行貸出を増やしていないという結果となったが（図3のL）、このことは、4つの経路のうち第三、第四の経路は非常に弱く、第一、第二の経路の双方あるいは一方が強く働いていたことを示唆している。

以上の解釈は、株価から鉱工業生産への真の因果性が存在していることを前提とした議論である。これに対し、株価も鉱工業生産も実は同時点の同じ情報に反応しているのであるが、株価は数ヶ月先の景気動向を現在の情報として織り込んでいるので（forward-lookingなので）、株価があたかも鉱工業生産に影響を与えているように見えるという解釈もありうる。あるいは、上述の真の因果関係とみせかけの因果関係の両者が混在している可能性もある。両者を識

16) 名目金利が量的緩和ショックに対し負の反応を示さないという実証結果は、時間軸効果の存在を示した Okina and Shiratsuka (2004) および Oda and Ueda (2007) を否定するものではない。なぜなら、時間軸効果は日銀当預残高の増加とは独立して生じるものであり、ゼロ金利下での日銀当預残高の増加の影響を調べている本稿では、時間軸効果の有無までは検証していないからである。

図4 4変数VARのインパルス応答関数



(注) グラフは4変数VARのもとで推定されたインパルス応答関数を示している。4変数とは、鉱工業生産、コア消費者物価、日銀当預残高目標、株価からなる。点線は、上下2標準誤差の幅の信頼区間を表している。

別するのは難しい。

図4においては、以上の結果に加えてさらに3つの注目すべき結果が得られている。第一に、量的緩和ショックはコア消費者物価を上昇させるが、3変数VARの場合と同様に、その反応は非常に小さく期間を通じて有意ではない。このことは、量的緩和政策が物価水準に対してはほとんど影響を与えなかったことを示唆している。第二に、日銀当預目標残高は、負(正)の物価ショックだけでなく、負(正)の株価ショックに対しても上昇(減少)している。第三に、正の株価ショックは鉱工業生産を増加させており、この点も株価経路の存在と整合的である。

次に、分散分解による分析結果を述べる。表2は、株価を含めた4変数VARの分散分解の結果を示している。表の値は、2ヵ月、6ヵ

月、12ヵ月先の予測誤差分散のうち、金融政策ショックによって説明される割合を示したものである。括弧内の数値は標準誤差だが、それは500回の繰り返し計算によるモンテカルロ・シミュレーションによって求めている。金融政策ショックは、鉱工業生産および株価の予測誤差分散の多くの部分を説明している。例えば、6ヵ月先では、鉱工業生産の予測誤差分散のうち16%、株価の予測誤差分散のうち34%を金融政策ショックが説明している。他方、コア消費者物価の予測誤差分散については、わずかな割合しか金融政策ショックは説明できない。例えば、6ヵ月先では、予測誤差分散のうち3%しか説明できない。したがって、量的緩和期間中、金融政策は生産高や株価の変動の多くの部分に影響を及ぼしたのに対し、一般物価の変動にはほとんど影響力を持たなかったことが分か

表2 金融政策ショックによって説明される予測誤差分散の割合

変数	期間		
	2	6	12
鉱工業生産	1.14 (2.71)	16.48 (10.82)	40.89 (16.11)
コア消費者物価指数	3.75 (4.65)	2.79(5.82)	6.67(9.39)
日銀当預残高目標額	97.38(6.06)	86.91(11.53)	61.20(17.40)
株価	10.51(8.42)	34.40(13.19)	45.59(14.34)

(注) 分散分解は4変数VARモデルに対して行われている。4変数とは、鉱工業生産、コア消費者物価、日銀当預残高目標、株価からなる。表の数値は、各変数における2ヵ月先、6ヵ月先、12ヵ月先の予測誤差分散のうち金融政策ショックで説明できる割合を表している。標準誤差は括弧内に示している。

表3 Granger因果性検定におけるp値

日銀当預残高目標額から：	株価から：	
鉱工業生産	0.21	鉱工業生産 0.05
コア消費者物価指数	0.06	コア消費者物価指数 0.24
株価	<0.01	日銀当預残高目標額 0.39

(注) Granger因果性検定は4変数VARに対して行われている。4変数とは、鉱工業生産、コア消費者物価、日銀当預残高目標、株価からなる。表の数値は、Granger因果性検定のp値を表している。左側の欄は、日銀当預残高目標が鉱工業生産、コア消費者物価、株価にGrangerの意味で影響を与えないという帰無仮説に対するp値である。右側の欄は、株価が鉱工業生産、コア消費者物価、日銀当預残高目標にGrangerの意味で影響を及ぼさないという帰無仮説に対するp値である。

る。以上の結果は、図4のインパルス応答関数による実証結果を補完するものと言えよう。

最後に、株価を含んだ4変数VARについて、Grangerの因果性検定を行った結果を報告する。表3は、Grangerの因果性検定(F検定)の結果である。左側の欄には、日銀当預目標残高が、鉱工業生産、コア消費者物価、および株価にGrangerの意味で因果性を持たないという帰無仮説に対するp値を示している。右側の欄には、株価が、鉱工業生産、コア消費者物価、および日銀当預目標残高にGrangerの意味で因果性を持たないという帰無仮説に対するp値を示している。左側の欄においては、日銀当預目標

残高が株価に対してGrangerの意味で因果性を持たないという帰無仮説が1%の有意水準で棄却されており、日銀当預目標残高から株価へのGrangerの意味での因果関係が示唆される。また、右側の欄においては、株価が鉱工業生産に対してGrangerの意味で因果性を持たないという帰無仮説が6%の有意水準で棄却されており、株価から鉱工業生産へのGrangerの意味での因果関係が示唆される。したがって、分散分解の結果と同様、Granger因果性検定の実証結果も、株価経路の存在を示唆したインパルス応答関数による実証結果を補完するものとなった。

V. 頑健性の検証

V-1. 他の金融政策手段の影響をコントロール

量的緩和政策の実施期間において、日銀は当座預金残高を増加させた以外に、2つの非伝統的な政策手段を実施した。第一に、長期国債の買入額の増額であった。1ヵ月あたりの長期国債の買入目標額は、2001年8月に4千億円から6千億円へ、さらに2001年12月には8千億円に、2002年の2月には1兆円に、2002年10月には1兆2千億円に次第に増額された。第二の政策は、民間銀行が保有している株式を購入することであった。この政策は、2002年12月から2004年9月にかけて実施された。購入された株式の総額は、2004年9月時点で約2兆円に達した。

日銀の見解によれば、これら2つの政策の導入は、経済活動を直接的に刺激することを必ずしも意図した訳ではなかった。実際のところ日銀は、増額した当座預金残高の目標額を円滑に達成するために、長期国債の買入額を拡大させた。また、日銀が民間銀行の保有する株式を購入し始めたのも、銀行が保有している株に関わるリスクを軽減するのが目的であった。当時すでに民間銀行は深刻な不良債権問題を抱えており、株式保有による株価下落リスクは、金融システムにさらなる追い討ちをかけると日銀は懸念したのである。しかしながら、日銀の意図は別にしても、これら2つの政策が、日銀当座預金目標残高の増額の効果とは独立して、生産高、物価、株価に影響を及ぼしたかもしれない。したがって本項では、国債買入額の増額と銀行保有

株式の買い取りという2つの金融政策手段の効果をコントロールした上で、前節の結果が成立するか否かを検証する。

以上の目的のために、株式を含んだ4変数VARモデルに、さらに長期国債買入額の1ヵ月あたりの目標額もしくは銀行保有株式の購入総額を追加する(両変数とも対数に変換し100を乗じる)¹⁷⁾。変数順序については、長期国債の買入目標額もしくは購入株式の総額を、日銀当座預金高目標の直後とした。

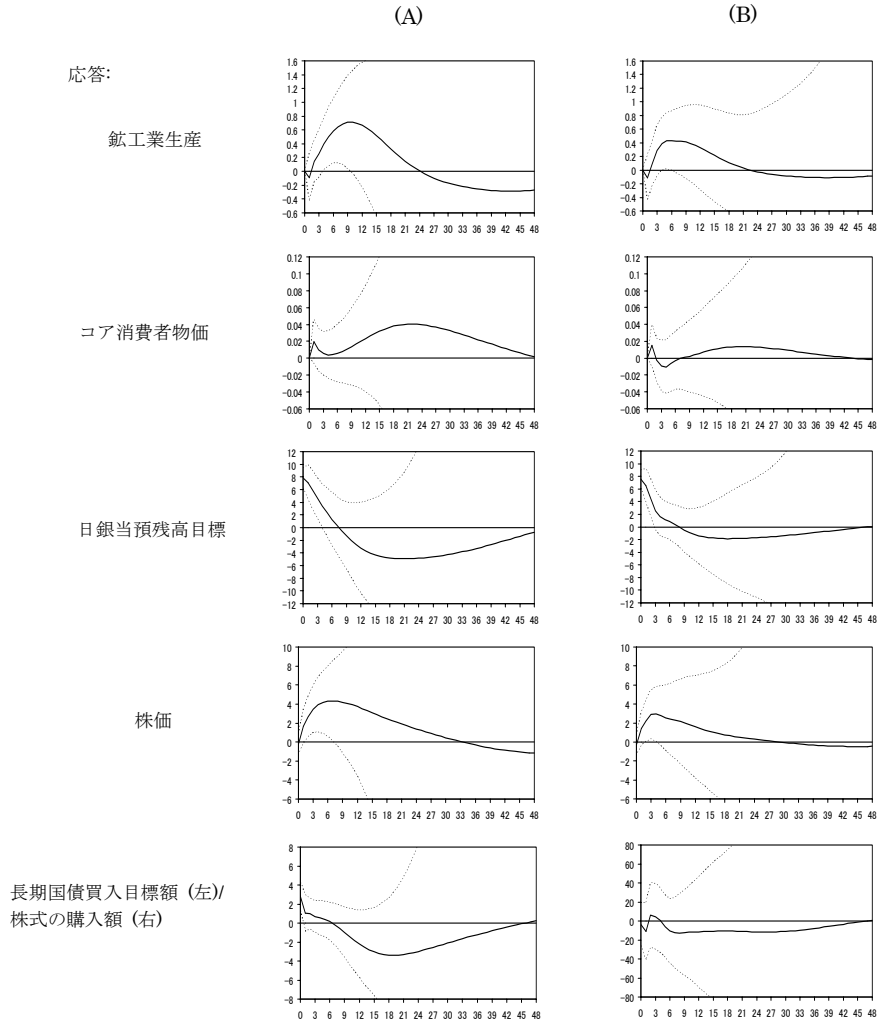
図5における(A)欄は、長期国債の買入目標額を加えた5変数VARにおいて、量的緩和ショックに対する各変数の動学的反応を示している。これらのインパルス応答関数の形状は、図4の3列目とほぼ同じである。つまり、長期国債の買入目標額の影響をコントロールしても、量的緩和策が株価経路を通じて生産高に影響を及ぼすことが依然として確かめられた。

図5における(B)欄は、銀行保有株式の購入額を含めた5変数VARの推定結果である。このモデルで推定されたインパルス応答関数の形状は、これまでのモデルとは少し異なる。特に、鉱工業生産および株価の正の反応が小さくなった。しかしながら、それでも鉱工業生産および株価の反応は、ある一部の期間においてゼロから有意に離れており、株価は鉱工業生産よりも早いタイミングで反応している。したがって、日銀による株式購入の影響をコントロールしても、やはり株価経路の存在が示唆された^{18),19)}。

17) 日銀は、2002年12月-2004年9月の購入株式総額を報告している。それ以前の値については、0(対数値)と設定した。日銀は、量的緩和政策期間中には株式を売却しなかったため、2004年10月以降の全期間については2004年9月の値を設定した。

18) これら2つの金融政策手段が、生産高、物価、株価に影響を与えたことを示す明確な証拠は得られなかった。

図5 長期国債の買入目標額もしくは銀行保有株式の購入額をVARモデルに加えた時の量的緩和とショックの効果



(注) (A) 欄は、5変数VARから推定された量的緩和ショックの動学的効果を表している。5変数とは、鉱工業生産、コア消費者物価、日銀当預残高目標、株価、日銀による長期国債買入目標額からなる。(B) 欄は、やはり5変数VARモデルから推定された量的緩和ショックの動学的効果を示したものである。こちらのモデルの5変数とは、鉱工業生産、コア消費者物価、日銀当預残高目標、株価、日銀による株式購入額からなる。点線は、上下2標準誤差の幅の信頼区間を表している。

19) 紙面の制約上、分散分解およびGrangerの因果性検定の結果を表に示すことは省略するが、いずれの分析においても株価経路の存在を支持する結果となった。即ち、分散分解においては、量的緩和ショックが鉱工業生産および株価の12ヵ月先の予測誤差分散の20%以上を説明している。Grangerの因果性検定においては、日銀当預残高目標額がGrangerの意味で株価に影響を与えないという帰無仮説を、通常の有意水準で棄却することができるし、また、株価が鉱工業生産にGrangerの意味で影響を与えないという帰無仮説も、通常の有意水準で棄却することができる。

V-2. 輸出額および不良債権残高の影響をコントロール

量的緩和期に経済は回復基調に反転したが、それは日銀の量的緩和政策のみならず、他の2つの要因も重要であった。即ち、諸外国の顕著な経済成長を背景とした輸出額の大幅な増加、および銀行部門の不良債権残高の大幅な減少である。そこで本項では、これまで得られた本論の実証結果の頑健性をチェックするために、これら2つの要因の効果をコントロールすることにする。そのために、株価を含めた4変数VARモデルに、輸出額もしくは不良債権残高を加えた5変数VARを推定する（両変数とも対数に変換し100を乗じる）²⁰⁾。変数順序については、輸出額を最初に置く。なぜなら、輸出は海外の経済状況に依存しており、最も外生的だと考えられるからである。また、金融変数である不良債権残高変数は最後に置く。

図6の(A)欄は、輸出額を加えた5変数VARについて、量的緩和ショックに対する各変数の動学的反応を示している。(B)欄は、不良債権残高を含んだケースを示している。両ケースとも、推定されたインパルス応答関数は図4の3列目とは若干異なっている。即ち、(A)欄においては、図4よりもコア消費者物価の反応が大きく、株価の反応はより持続性がある。(B)欄においては、鉱工業生産、コア

消費者物価、株価の反応はいずれも小さい。しかしながら、(A)、(B)欄とも、鉱工業生産および株価の反応はいずれも正の値であり、ある期間ではゼロから有意に離れている。しかも、株価は鉱工業生産よりも早く反応していることが見てとれる。したがって、輸出額および不良債権残高の影響を考慮に入れても、株価経路の存在を示唆する実証結果を依然として得ることができた²¹⁾。

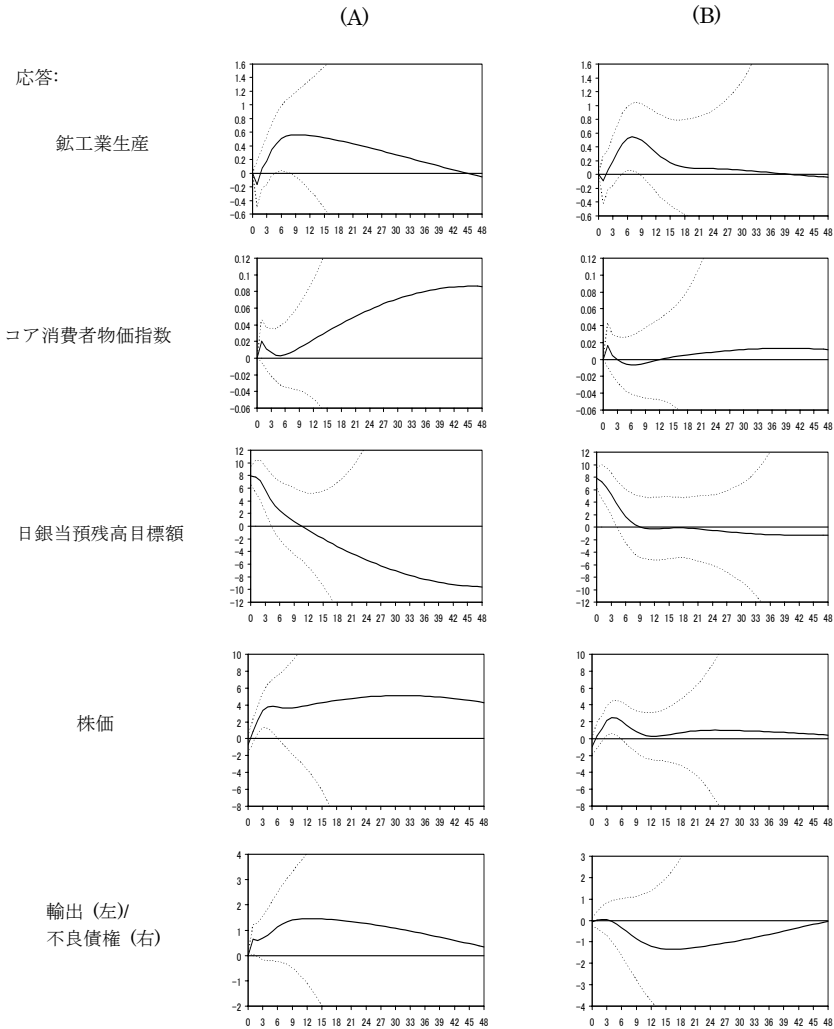
図6は、他にも2つの興味深い結果を示している。第一に、(A)欄において、量的緩和ショックは輸出を持続的に増加させる（ただし、輸出の反応は最初の1ヵ月間を除くと、期間を通じて有意ではない）。図3のKから分かるように、量的緩和ショックは円を減価させる（この円の減価もやはり有意ではない）。したがって、量的緩和政策は、外国為替レートを通じた効果がある可能性を完全には否定できない²²⁾。第二の興味深い点は(B)欄にある。量的緩和ショックは不良債権残高を持続的に減少させるが（その反応は期間を通じて有意ではない）、その減少のタイミングは、鉱工業生産が増加するタイミングよりも遅い。このことは、量的緩和政策が、实体经济を活性化させることで不良債権残高の削減に貢献したことを示唆している。

20) 不良債権残高のデータは各年の3月末および9月末しか存在しないので、月次データを作成するために本稿では線形補間法を用いた。

21) 分散分解およびGrangerの因果性検定の結果は、1つの例外の場合を除いて、すべて株価経路の存在を支持するものとなった。例外とは、輸出を含めた5変数VARのケースで、株価が鉱工業生産にGrangerの意味で影響を与えないという帰無仮説が、10%の有意水準でも棄却できなかったことを指す。

22) 輸出を含めた5変数VARに外国為替レートを追加した6変数VARでも、同様な結果が得られた。

図6 輸出額もしくは不良債権残高をVARモデルに加えた時の量的緩和ショックの効果



(注) (A) 欄は、5変数VARから推定された量的緩和ショックの動学的効果を表している。5変数とは、鉱工業生産、コア消費者物価、日銀当預残高目標、株価、輸出額からなる。(B) 欄は、やはり5変数VARモデルから推定された量的緩和ショックの動学的効果を示したものである。こちらのモデルの5変数とは、鉱工業生産、コア消費者物価、日銀当預残高目標、株価、不良債権残高からなる。点線は、上下2標準誤差の幅の信頼区間を表している。

VI. むすび

短期金利がゼロの際に、中央銀行がベース・マネーを経済に注入することが効果を持つか否かについて、世界の多くのマクロ経済学者およ

び中央銀行関係者が議論を重ねてきた。本論は、2001年から2006年にわたって日本において実施された量的緩和政策の効果を検証するこ

とにより、この問題について実証的な見地から検討した。VARの手法を用いて検証した結果、量的緩和政策が株価経路を通じて経済を活性化したという実証結果を得た。具体的には、インパルス応答関数の分析において、量的緩和ショックはまず株価を上昇させ、その後、生産高を増加させた。また、分散分解においては、生産高および株価の変動の多くを量的緩和ショックが説明していることが明らかになった。Grangerの因果性検定においては、日銀当預残高目標が株価にGrangerの意味で影響を与え、株価が生産高にGrangerの意味で影響を与えているということが分かった。これらいずれの実証結果も、量的緩和政策の効果が株価経路が重要な役割を果たしていたことを示唆している。

さらに本論では、株価経路の存在に関する証拠が頑健であることを示した。即ち、当座預金残高の拡大以外に日銀が実施した2つの政策手段（長期国債の買入増額および銀行保有株式の購入制度の導入）の効果をコントロールしたとしても、株価経路が存在することが示された。また、量的緩和期において金融政策以外に景気回復に貢献したと思われる2つの要因（輸出額の大幅な増加および不良債権残高の大幅な減少）について、その影響をコントロールしても、やはり株価経路の存在を見出すことができた。

本論において得られた結果から、次の2つの政策的な含意を導くことができる。第一に、低金利下の金融政策の有効性を議論する場合には、多資産モデルを想定することが有益である。IS-LMモデルのような、資産が貨幣と国債だけの2資産モデルでは、(貨幣以外の)あらゆる資産の利回りが金融政策ショックに対して同じ方向に動く暗に仮定されている。しかしながら、実際には量的緩和ショックに対して資産ごとに異なった反応を示すことが、本論の実証結果から明らかになった。この事実は、低金

利下の状況では、ポートフォリオ・リバランス効果が非常に重要になることを示唆している。したがって、低金利の期間において金融政策の効果を検証するためには、ポートフォリオ・リバランス効果を考慮した多資産モデルを用いる必要がある²³⁾。

第二に、量的緩和期において、日本経済がいわゆる「流動性の罠」に陥っていたとまでは断言できない。流動性の罠とは、利子率が下限に到達し、人々が貨幣以外の資産を購入しない状況、即ち貨幣需要が無限に弾力的になる状況と定義される。本論の実証結果は、当時の日本が流動性の罠に陥っていたという仮説に、一部では矛盾しない結果となった。即ち、人々は日銀によって注入された貨幣を使って利子生み資産を購入しなかったという点では、流動性の罠に必ずしも矛盾しない。一方、注入された貨幣で人々が株式を購入したことが本稿の実証結果から示唆され、この点では流動性の罠と矛盾する。以上のことから、短期金利がゼロになっても、経済が直ちに流動性の罠に陥って金融緩和の余地がなくなる訳ではないと言える。

短期金利がゼロあるいはほぼゼロに到達してもなお金融緩和が必要となる局面は、バブル崩壊後の日本に特有の稀な現象では決してない。2008年のリーマン・ショックに端を発する世界的な景気後退の経験が、そのことを如実に示してくれた。その意味で、2001年から2006年まで日銀が採用した量的緩和政策の効果の有無を、実証的に検証する意義は非常に大きい。

本稿は、量的緩和政策の実施期間を全てカバーした標本を用い、そして波及経路を包括的に検証した初めての实証研究である。本稿の実証結果は、日本だけにとどまらず、多くの先進国で現在問題になっている(あるいは将来問題になるであろう)「短期金利のゼロ制約」の課題を克服するための有益な情報を提供している。本稿では標本数が少ないなどの課題が残されているが、今後、筆者も含め多くの研究者が

23) Andrés 他 (2004) は、短期債券と長期債券の両方を含む多資産モデルを展開している。

さらなる実証研究を積み重ね、量的緩和政策の ば、世界経済の発展と安定に大きく貢献できよ
効果に関する理解を深めることができるなら う。

データに関する補論

変数	説明	出所
鋳工業生産	季節調整済，2000年平均＝100	経済産業省
コア消費者物価指数	季節調整済，2000年平均＝100	総務省
LIBOR (1, 3, 6, 12 か月)	JPY, 月末値	英国銀行協会
スワップ・レート (2, 3, 5, 7, 10 年)	円－円，売りレートと買いレートの平均，月末値	NEEDS Financial QUEST
日経平均株価	月末値	日本銀行
実質実効為替レート	1973年3月＝100	日本銀行
銀行貸出	銀行（信用金庫を除く）の総貸出平均残高，センサス X - 12 によって季節調整	日本銀行
日銀による株式購入	日銀勘定における株式買入累計額，月末値	日本銀行
輸出	国際収支，季節調整済	財務省
不良債権残高	金融再生法における定義による，全国銀行	金融庁

参 考 文 献

- Andrés, Javier, J., David López-Salido, and Edward Nelson, "Tobin's Imperfect Asset Substitution in Optimizing General Equilibrium." *Journal of Money, Credit, and Banking*, 36 (2004), 665-690.
- Bernanke, Ben S., and Vincent R. Reinhart, "Conducting Monetary Policy at Very Low Short-Term Interest Rates," *American Economic Review* 94 (2004), 85-90.
- Bernanke, Ben S., Vincent R. Reinhart, and Brian P. Sack, "Monetary Policy Alternatives at the Zero Bound: An Empirical Assessment," *Brooking Papers on Economic Activity* (2004), 1-100.
- Braun, R. Anton, and Etsuo Shioji, "Monetary Policy and the Term Structure of Interest Rates in Japan," *Journal of Money, Credit, and Banking* 38 (2006), 141-162.
- Brunner, Karl, and Allan H. Meltzer, "The Place of Financial Intermediaries in the Transmission of Monetary Policy," *American Economic Review* 53 (1963), 372-382.
- Christiano, Lawrence J., Martin Eichenbaum, and Charles L. Evans, "The Effects of Monetary Policy Shocks: Evidence from the Flow of Funds," *Review of Economics and Statistics* 78 (1996), 16-34.
- Clouse, James, Dale Henderson, Athanasios Orphanides, David H. Small, and P.A. Tinsley, "Monetary Policy When the Nominal Short-Term Interest Rate is Zero," *Topics in Macroeconomics* 3 (2003), Article 12.
- Edelberg, Wendy, and David Marshall, "Monetary Policy Shocks and Long-Term Interest Rates," *Federal Reserve Bank of Chicago, Economic Perspectives* 20 (1996), 2-17.
- Eggertsson, Gauti B., and Michael Woodford, "The Zero Bound on Interest Rates and Optimal Monetary Policy," *Brooking Papers on Economic Activity* (2003), 139-233.
- Evans, Charles L., and David A. Marshall, "Monetary Policy and the Term Structure of Nominal Interest Rates: Evidence and Theory," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 49 (1998), 53-111.
- Fujiki, Hiroshi, and Shigenori Shiratsuka, "Policy Duration Effect under the Zero Interest Rate Policy in 1999-2000: Evidence from Japan's Money Market Data," Bank of Japan, *Monetary and Economic Studies* 20 (2002), 1-31.
- Fujiwara, Ippei, "Evaluating Monetary Policy when Nominal Interest Rates Are Almost Zero," *Journal of the Japanese and International Economy* 20 (2006), 434-453.
- Hamilton, James D., *Time Series Analysis* (1994), Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Hicks, John R., "Mr. Keynes and the 'Classics'; A Suggested Interpretation," *Econometrica* 5 (1937), 147-159.
- Honda, Yuzo, Yoshihiro Kuroki, and Minoru Tachibana, "An Injection of Base Money at Zero Interest Rates: Empirical Evidence from the Japanese Experience 2001-2006," (2007), Osaka University, Discussion Papers in Economics and Business, No.07-08.
- Kimura, Takeshi, Hiroshi Kobayashi, Jun Muranaga, and Hiroshi Ugai, "The Effect of the Increase in Monetary Base on Japan's Economy at Zero Interest Rates: An Empirical Analysis." (2002), Bank of Japan, IMES Discussion Paper Series No. 2002-E-22.
- Kimura, Takeshi, and David Small, "Quantitative Monetary Easing and Risk in Financial Asset Markets," *B.E. Journal of Macroeconomics: Topics in Macroeconomics*, Vol. 6 (2006), Iss.1, Article 6.

- Miyao, Ryuzo, "The Role of Monetary Policy in Japan: A Break in the 1990s?" *Journal of the Japanese and International Economies* 14 (2000), 366-384.
- Miyao, Ryuzo, "The Effects of Monetary Policy in Japan," *Journal of Money, Credit, and Banking* 34 (2002), 376-392.
- Oda, Nobuyuki, and Kazuo Ueda, "The Effects of the Bank of Japan's Zero Interest Rate Commitment and Quantitative Monetary Easing on the Yield Curve: A Macro-Finance Approach," *Japanese Economic Review* 58 (2007), 303-328.
- Okina, Kunio, and Shigenori Shiratsuka, "Policy Commitment and Expectation Formation: Japan's Experience under Zero Interest Rates," *North American Journal of Economics and Finance* 15 (2004), 75-100.
- Thorbecke, Willem, "On Stock Market Returns and Monetary Policy," *Journal of Finance* 52 (1997), 635-654.
- Tobin, James, "A General Equilibrium Approach to Monetary Theory," *Journal of Money, Credit and Banking* 1 (1969), 15-29.