



# **Discussion Papers In Economics And Business**

金融危機と日本の量的緩和政策

本多 佑三  
立花 実

Discussion Paper 11-18

Graduate School of Economics and  
Osaka School of International Public Policy (OSIPP)  
Osaka University, Toyonaka, Osaka 560-0043, JAPAN

# 金融危機と日本の量的緩和政策

本多 佑三

立花 実

Discussion Paper 11-18

May 2011

Graduate School of Economics and  
Osaka School of International Public Policy (OSIPP)  
Osaka University, Toyonaka, Osaka 560-0043, JAPAN

# 金融危機と日本の量的緩和政策\*

本多 佑三 (関西大学)

立花 実 (大阪府立大学)

2011年5月

## 要旨

2001年3月から2006年3月にかけて、日本銀行は量的緩和政策を採用した。本論では、この日本銀行が採用した量的緩和政策に政策効果があったか否かを検証する。そうすることで、リーマン・ショック後に実施された米国や英国の非伝統的金融政策の効果を間接的に評価することも可能となる。分析のフレームワークとしては、VARを用いた Honda, Kuroki, and Tachibana (2007) および本多=黒木=立花 (2010) (以下、HKT) のモデルを拡張し推定を行った。具体的には、量的緩和政策を実施した期間の前後の期間も含めて HKT の標本数を増やし、さらに量的緩和政策の実施期間に関する先験的情報を有効に利用した。本論の主な結論は2つある。第一に、標本数を増加させた別のモデルを用いても、HKT で得られた質的な結論は変わらない。すなわち、日銀当座預金残高の増額は、株価を上昇させ、その後、生産を増加させる。第二に、日銀当座預金残高 1 兆円の増額は、株価を 0.2% から 0.9% の範囲で上昇させ、生産を 0.03% から 0.18% の範囲で増加させた。最後に、今次の世界的な金融危機時に米国や英国が採用した非伝統的な金融緩和政策に関しては、大量のベース・マネーの民間経済への注入という一側面だけを取り上げても、これらの政策には実体経済への有意な政策効果があったものと推測される。

JEL : E44; E52

キーワード : Quantitative easing; Money injection; Portfolio rebalancing; Stock price channel; Vector autoregression

---

\* 本論を準備するのにあたり、浅子和美、安孫子勇一、岩井克人、植田和男、小川一夫、翁百合、小野善康、粕屋宗久、小枝淳子、地主敏樹、白塚重典、田中敦、高屋定美、中尾田宏、中島清貴、畠田敬、浜田宏一、福田充男、福田慎一の各氏との議論が有益であった。また、日本学術会議経済学委員会・資産市場とマクロ経済分科会、東京大学金融教育研究センター＝日本政策投資銀行設備投資研究所、関西社会経済研究所、MEWの各研究会において、報告の機会が与えられ、多くの有益なコメントを頂戴した。さらに、本研究を進めるにあたって、科学研究費補助金・基盤研究 (A) (課題番号 21243027) の助成を受けた。記して、謝意を表したい。

## 1. はじめに

2008年9月のリーマン・ブラザーズの破綻を契機として、世界的な金融危機および経済不況が発生した。当時「100年に一度の危機」とまで言われたこの難局に対処すべく、世界各国の中央銀行は金融緩和を実施し、1930年代の大恐慌の再来を未然に防ごうとした。とりわけ危機の震源地であった米国では、連邦準備理事会（FRB）が「信用緩和」や「量的緩和の第2弾（Quantitative Easing 2: QE2）」など、非伝統的かつ大規模な金融緩和手段の採用に踏み切った。また、英国でも「量的緩和」が採用された。

こうした米国や英国が採用した非伝統的な金融緩和政策の効果を定量的に評価することは、学界および政策担当者にとって今後重要なテーマとなるであろう。<sup>1</sup> しかし同時に、次節で詳述するが、今回の米国や英国の政策対応を直接的に評価しようとしても、標本数の少なさを理由に現時点では十分に信頼に足る分析結果が得られないと思われる。だが幸い、今回の米国や英国の例に先駆けて、2001年3月から2006年3月にかけて日本で量的緩和政策が実施されていたという事実がある。本論では、この日本銀行が採用した量的緩和政策に政策効果があったか否かを検証する。そうすることで、今後の世界的な金融危機時に米国や英国で採用された非伝統的な金融緩和政策の効果を間接的に評価することも可能となる。

加えて本論の検証には、さらに2つの目的がある。第一に、既述の通り米国や英国では、リーマン・ショック後いち早く、そして大規模な形で信用緩和あるいは量的緩和が採用された。しかし他方で、日本やユーロ圏では量的緩和政策の採用は見送られた。こうした政策対応の違いが見られた要因のひとつに、短期金利がゼロ・パーセントないしは極めて低い水準において、大量のベース・マネーの注入が、本当に実体経済の活動を活発化させることになるのか否かについて、学界・中央銀行関係者の意見が分かれていることがある。低金利下でも大量にベース・マネーを注入すれば実体経済を活性化できることがはっきり分かれば、そのことは積極的に量的緩和政策を採用することの有力な支援材料となる。反対に、量的緩和政策に効果がないと認められれば、将来のインフレやバブルなどの副作用のリスクを冒してまで、量的緩和政策を実施する意味はないだろう。量的緩和政策の効果をデータを用いて検証することには、現在の日本の金融当局にとっても実践的な意義がある。

第二に、短期金利がゼロ・パーセントないしは極めて低い水準における、大量のベース・マネーの注入が、政策効果を持つか否かという問題は、学問的にも重要な意味をもつ。そもそもなぜ学界で意見が分かれているのかといえば、政策効果がないという有力な理論が古くから存在するからである。金利が下限に達している状況下で貨幣を注入しても、実体経済への効果はほとんどないという、いわゆる「流動性のわな」の議論がそれである。こ

---

<sup>1</sup> Del Negro 他（2010）は、理論モデルとシミュレーションを用いて、米国が採用した非伝統的金融政策によって大恐慌の再来を防ぐことができたことを報告している。

の考えは、形を変えて今日でも受け継がれている。例えば、Eggertsson and Woodford (2003) や Curdia and Woodford (2010) 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。<sup>2</sup>

これに対して、Clouse 他 (2003)、Bernanke and Reinhart (2004) および Bernanke 他 (2004) によれば、短期金利がゼロであったとしても、ベース・マネーの増加が政策効果を持ちうると主張している。量的緩和政策が政策効果を有するか否かに関するの既述の 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。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が、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。この期間の日本のデータを用いて量的緩和政策の効果を検証することで、上述の学術的な論争にも貢献できよう。

ここで、本稿では、中央銀行が短期市場金利をゼロ・パーセント（あるいはその近傍）に誘導するのに十分なベース・マネーの量を超えて、ベース・マネーをさらに供給し続けることを指して「量的緩和政策」と定義することにしよう。Bernanke 他 (2004) をはじめとする既述の文献によれば、政策金利である短期金利が下限に到達したとしても、実体経済に影響を与え得る代替的な金融政策手段が、この量的緩和政策を含め少なくとも 3 つ考えられる。

第一は、「期待」を通ずる政策手段である。中央銀行は平時においては短期市場金利に大きな影響力をもつ。そこで、中央銀行が現時点で、将来の金融政策スタンスについて、なんらかの明示的（「デフレ懸念が払拭されるまでゼロ金利政策を継続する」、あるいは「何時何時まで現在の量的緩和政策を継続する」と中央銀行が公表する、というのがその例である）あるいは暗黙のコミットメント（約束）をすることにより、将来の短期金利に関する市場の期待を変化させ、金利裁定を通じて現在の中長期金利に影響を及ぼすことが考えられる。これが「時間軸効果」と呼ばれる効果である。

第二は、中央銀行のバランス・シートの資産側に注目する政策手段であり、資産の構成を変えることにより、長期金利に影響を与えようとするものである。一般に、長期市場金利は、裁定が働き、短期市場金利に流動性プレミアム（流動性がない、あるいは流動性が低いことに対するプレミアム）とターム・プレミアム（満期までの期間の長さに対するプレミアム）とリスク・プレミアム（債務不履行あるいは倒産のリスクに対するプレミアム）を加えたものと考えることができよう。アメリカ発の今回のような金融危機が起こると、リスク・プレミアムが平時に比して異常に高まる。そうした際に、例えば米 FRB が今回そ

---

<sup>2</sup> Eggertsson and Woodford (2003) は、短期金利が下限に達した状況下では、経済主体の予想に働きかけるコミットメント政策が重要だと主張している。Curdia and Woodford (2010) は、量的緩和については実体経済に効果はないものの、信用緩和に関しては金融市場が非常に混乱した局面では効果があることを示している。

うしたように、中央銀行が民間経済主体が発行する金融資産を大量に購入すれば、民間経済主体のリスクを中央銀行が負うことになる。中央銀行による民間経済主体が発行する金融資産の購入は、リスク・プレミアムの高まりを緩和し、長期金利を下げる効果があると考えられる。効果の大きさは別として、この効果の存在そのものを否定する文献は、現在のところ筆者の知る限りない。

ただし、中央銀行が民間経済主体が発行する金融資産を大量に購入することは、民間経済のリスクを中央銀行が負担することにもなる。その意味で民間金融資産の中央銀行による大量購入は、伝統的な金融政策の領域から一步踏み出し、次に説明するように、財政政策の領域にも入り込んでいる点には留意する必要がある（Blinder (2010)）。

政府には税収という財源が担保されているのに対し、中央銀行にはそれが無いので、民間経済の信用リスクを負うのは政府の方が適している、というのが従来の伝統的な考え方である。もし中央銀行が民間経済主体が発行する金融資産を大量に購入し、仮にリスクが裏目にでて、中央銀行が大きな損失を被り、純資本が大幅な赤字になれば、中央銀行が発行する銀行券の信認が失われ、社会が混乱することになるであろう。また、中央銀行が民間資産を購入する場合、それを発行する特定の会社や特定の業界などに資金が流れることになるが、どの会社あるいはどの業界に資金を流すのかという財政的判断は、本来選挙で選出された国会議員に委ねられるべきであり、その決定権限を選挙で選ばれていない中央銀行職員に無制限に与えることについては議論の余地がある。

第三の政策手段は、中央銀行のバランス・シートの大きさ自体を変化させるという手段であり、先に定義した量的緩和政策によって実現される。すなわち、中央銀行のバランス・シートの負債側にあるベース・マネーの供給量を拡大させることで、中央銀行のバランス・シートを膨張させ、さらなる金融緩和を狙う政策手段である。量的緩和政策は、「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・リバランス効果とは、中央銀行によって供給された貨幣を使って投資家が貨幣との代替が不完全な資産を購入する結果、資産価格が上昇し、実体経済を刺激するというものである。また、シグナリング効果とは、準備預金を増額させることがシグナルとなり、市場の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、それが中長期金利に波及し、実体経済に影響が及ぶという効果である。

実際に日・米・英で採用された量的緩和政策や信用緩和政策は、以上の 3 つの政策手段が組み合わさったものとなる。例えば、2008 年 12 月に米 FRB が採用した信用緩和政策は、民間経済主体が発行する金融資産を大量に購入したという点では既述の第二の政策手段であるが、同時に大量のベース・マネーを民間経済に注入し、米 FRB のバランス・シートを拡大させたという点では第三の政策手段でもある。これに対し、2001 年から 2006 年にかけて日本銀行が採用した量的緩和政策は、当該期間に主として購入した資産が国債であったという意味で第三の手段に近いと考えられるが、国債を購入するといった場合でも、満期の短い国債を買うのか長い国債を買うのかで、その政策効果が異なりうるという意味で

は、部分的には第二の政策手段をも含んでいると言える。

筆者の二人がこれまで携わった研究、Honda, Kuroki, and Tachibana (2007) および本多=黒木=立花 (2010) (以下では HKT と略す) では、ベクトル自己回帰 (VAR) モデルを用いて、2001 年から 2006 年にかけて日銀が採用した量的緩和政策が物価や生産に及ぼす影響を分析した。この研究は、量的緩和政策が実施された期間のデータを全て含めており、かつ効果の波及経路を包括的に調べている点で他の研究とは異なる。分析の結果、量的緩和政策は実体経済に効果があり、その効果は株価チャネルを通じたものであることが明らかになった。

HKT では、インパルス応答関数、グランジャーの因果性検定、分散分解の 3 つの分析手法を用いて調べたが、どの分析道具を用いても同様な結論が得られたという意味では、HKT の結果は頑健であった。しかし、分析対象とした標本期間は量的緩和政策が実施されたわずか 5 年間であるので、標本数が少ないという意味では、その結論の頑健性に関して疑問が残るといった批判があり得る。本論はこうした批判にできる限り応えるために、新しい分析のフレームワークを導入し、量的緩和政策が実体経済に影響を与えたか否かを再検証することを目的としている。

本論の構成は以下のとおりである。第 2 節では、リーマン・ショック後の主要国・地域の金融政策対応を振り返り、本論の分析がこれらの政策対応とどのように関連しているかについて議論する。第 3 節では、先行研究の紹介と本論の貢献を述べる。第 4 節では、分析に用いたモデルおよびデータを説明する。第 5 節では、推定に先立ち、2 つの予備推定を行う。第 6 節では、VAR モデルによる推定結果を報告する。最後の第 7 節では、本論で得られた結果を要約するとともに、その含意について説明する。

## 2. リーマン・ショック後の金融政策対応および本論分析との関連<sup>3</sup>

2008 年 9 月のリーマン・ショック後、危機の震源地である米国は、景気対策や金融規制改革などを矢継ぎ早に実施した。とりわけ金融政策について言及すると、FRB は、リーマン・ショック時に 2% だった政策金利 (フェデラル・ファンド・レート) を、3 ヶ月後の 2008 年 12 月には 0% - 0.25% まで引き下げた。そしてさらなる緩和策として、住宅ローン担保証券を 1 兆 2,500 億ドル、政府機関債を 1,750 億ドル、長期国債を 3,000 億ドル購入した。住宅ローン担保証券や政府機関債の購入は、機能不全に陥っていた住宅関連市場に直接介入し、信用市場を下支えすることを意図した。そのため、この緩和策は「信用緩和」と呼ばれている。さらに 2010 年 11 月には、雇用情勢の回復が思わしくないことから、長期国債を追加的に 6,000 億ドル購入する「量的緩和の第 2 弾 (QE2)」の実施を決定した。

---

<sup>3</sup> 本節では、米・英・欧・日の中央銀行がリーマン・ショック後に取り組んだ政策措置のうち、主なものだけを紹介する。その他の政策対応に関しては、日本銀行企画局 (2009) や白塚 (2010) が参考になる。また、白塚 (2010) では、量的緩和政策と信用緩和政策の関係や、日本が採用した量的緩和政策についての解説が詳しい。

政策金利をほぼ 0%にまで引き下げたにも関わらず、さらなる金融緩和を求められる局面に陥っていたのは米国ではなかった。2009 年 3 月に政策金利を 0.5%まで引き下げたイングランド銀行は、さらに 2010 年 2 月までの間に国債等を総額 2,000 億ポンド購入した。この政策をイングランド銀行は自ら「量的緩和」と呼んでいる。欧州中央銀行（ECB）はリーマン・ショック後に、政策金利の引き下げ、資金供給オペの固定金利・無制限化やカバードボンド（資産担保証券の一種）の買い取りなどを導入したほか、ギリシャ危機に際しては財政懸念国の国債購入にも踏み切った。しかし、これら ECB の金融緩和は、総資産額の増加倍率で見ると、FRB やイングランド銀行ほど大胆な規模ではなかった。<sup>4</sup>

日本銀行は、2008 年 12 月にコールレートを 0.1%の水準まで引き下げ、1 年後の 2009 年 12 月より 10 兆円規模の固定金利方式・共通担保資金供給オペを開始した。このオペの規模は 2010 年 8 月までに 30 兆円まで拡大した。また、FRB の追加緩和観測や急激な円高を受け、2010 年 10 月には 5 兆円規模の多様な金融資産（国債・CP・社債・ETF・REIT）の買入措置を導入した。<sup>5</sup> しかしながら、総資産額の増加倍率で見ると、ECB と同様に十分な緩和規模だったのか疑問が残る。加えて、リーマン・ショックの影響が時間差をもって日本に波及した点を割り引いたとしても、米国や英国と比べて緩和のタイミングやスピードが鈍く、小出しであった感も否めない。

以上のように、政策金利を極力下げた上で、なおも追加緩和を模索したという点で、リーマン・ショック後の主要国・地域の金融政策対応には共通点がある。しかしながら、その追加緩和の性質や規模、タイミングにおいては違いが見受けられる。このような違いが見られたのは、金融危機の国内経済への影響度合いが異なっていたというだけではなく、非伝統的な金融政策手段に対する評価が定まっておらず、中央銀行間でその効果や副作用についての見解に温度差があったことが原因の一つに挙げられよう。

前節における「量的緩和政策」の定義に従えば、米国が採用した「量的緩和の第 2 弾(QE2)」や英国の「量的緩和」は、明らかに量的緩和政策に分類される。一方、米国が採用したような「信用緩和」は、機能不全に陥った信用市場に狙いを定めて、当該市場の債券を購入することに主眼を置く。どのような資産を購入するかが重要であり、中央銀行のバランス・シートの資産側に信用緩和の結果が表れる。この点で、購入資産を限定せず、バランス・シートの負債側を積み上げることに主眼を置く量的緩和とは異なる。しかしながら、米国の信用緩和の実施期間中には、準備預金残高も急激に膨らんだ。つまり、FRB が購入した住宅関連債券や長期国債の額が保有債券の売却額を上回り、結果として市場に多額のベース・マネーが供給された。その意味で、FRB が実施した信用緩和は量的緩和の側面も併せ

---

<sup>4</sup> リーマン・ショック直前の 2008 年 8 月から 2010 年末までの総資産額の増加倍率はそれぞれ、FRB が 2.6 倍(約 9,400 億ドルから約 2 兆 4,700 億ドル)、イングランド銀行が 2.8 倍(約 900 億ポンドから約 2,500 億ポンド)、ECB が 1.4 倍(約 1 兆 4,500 億ユーロから約 2 兆ユーロ)、日本銀行が 1.2 倍(約 110 兆円から約 129 兆円)である。

<sup>5</sup> 同時に日銀は、コールレートを 0%–0.1%に誘導し、「中長期的な物価安定の理解」に基づき物価の安定が展望できる情勢になったと判断するまで、実質ゼロ金利政策を継続していくことを発表した。これらの政策をまとめて日銀は「包括的な金融緩和政策」と呼んでいる。



持つ。

こうしたリーマン・ショック後の米国や英国の例に先駆けて、日本では 2001 年 3 月から 2006 年 3 月にかけて量的緩和政策を実施していた。導入に際して日本銀行は、操作目標をコールレートから日銀当座預金残高に変更した。日銀当座預金（以下では、「日銀当預」と略す場合がある）の目標残高は 2001 年 3 月時点では「5 兆円程度」だったが、段階的に引き上げられ、最終的には「30～35 兆円程度」まで増額された。そして、実際の日銀当座預金残高も目標額に見合う形で積み上げられた。

本論の目的は、この日銀が採用した量的緩和政策に政策効果があったか否かを検証することである。本論の分析によって、リーマン・ショック後に米国や英国が実施した量的緩和政策を間接的に評価することもできる。本論のように、リーマン・ショック後の米国や英国の金融政策を検証するのではなく、2000 年代前半の日本の経験を分析対象とすることには、以下の点で優位性がある。第一に、量的緩和の採用期間が 5 年間と比較的長く、計量的な分析にある程度耐え得る標本数を確保できる。第二に、日銀が当時ベース・マネーを注入するために購入した資産は、その多くがリスク資産ではなく国債である。そのため、近年の米国の経験を分析対象とした場合に問題となるであろう、信用緩和と量的緩和の効果を区別しなければならないという困難な作業から解放される。第三に、分析手法との相性がよい。日本の量的緩和策のケースでは日銀当座預金残高が金融政策の操作目標とされた。その意味で、日本が当時採用した量的緩和策は「狭義の量的緩和策」とも言える。本論の VAR モデルには日銀当座預金残高の変数を含めているが、その日銀当座預金残高が金融政策変数そのものであることから、日銀当座預金残高にかかるショックは金融政策ショックと解釈することが可能となる。

以上の点から、量的緩和政策の効果を検証する上で、2000 年代前半に日本が採用した量的緩和策を分析対象とした方が、米国や英国が実施している量的緩和政策を対象とするよりも、より信頼できる推定結果を得ることができると考えられる。加えて、日本の量的緩和の経験を検証することによって、リーマン・ショック後の米国や英国の量的緩和政策を評価する際に有力な情報を提供することも期待できる。

### 3. 先行研究と本論の貢献

量的緩和政策は 2 つの異なった側面から、経済に効果を持ち得ると考えられる。第一に、ゼロ金利のもとで経済に注入された貨幣が「ポートフォリオ・リバランス効果」や「シグナリング効果」を通じて経済に波及するという、貨幣の量そのものに着目する考え方である。もう一つは、「時間軸効果」と呼ばれ、貨幣の量そのものよりも量的緩和政策に付随する中央銀行のコミットメントを重視する立場である。本論では前者の視点に立って、量的緩和政策の効果を検証している。後者の「時間軸効果」については本論の範疇を超えているが、量的緩和期における時間軸効果を検証した研究を紹介すると、Okina and Shiratsuka

(2004)、Baba他 (2006)、Oda and Ueda (2007)、白塚 他 (2010) などがある。概ねこれらの研究では、少なくとも金融市場においては時間軸効果が機能していたという証拠を提示している。<sup>6</sup>

一方、日銀当座預金残高の増加自体に効果があるか否かを検証した先行研究には、前掲の Baba 他 (2006)、Oda and Ueda (2007) や、そのほか Kimura and Small (2006)、Kimura 他 (2002)、Fujiwara (2006) などがある。この中で Baba 他 (2006)、Oda and Ueda (2007)、Kimura and Small (2006) は、量的緩和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 (2006) はポートフォリオ・リバランス効果を検証し、日銀当座預金残高が増加すると、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、日銀当座預金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。Baba 他 (2006) は、日銀当座預金残高の増加が譲渡性預金金利のリスク・プレミアムを引き下げる効果を持ってはいなかったことを示している。しかしながら、これらの 3 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。すなわち、彼等が得た実証結果は、量的緩和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。しかしながら、Kimura 他 (2002) および Fujiwara (2006) における分析対象期間は、それぞれ 1985 年第 3 四半期から 2002 年第 1 四半期までと 1985 年 1 月から 2003 年 12 月までであり、いずれも量的緩和期の初期の期間しか含んでいない。このことはまた、量的緩和を実施した期間が 2001 年 3 月から 2006 年 3 月までであったという重要な先験的情報を利用していないということにもなる。

そこで Honda, Kuroki, and Tachibana (2007) および本多=黒木=立花 (2010) (HKT) では、量的緩和策の全実施期間のデータをすべて含めて分析した。しかも量的緩和策の採用時には、金融政策の操作目標がコール・レートから日銀当座預金残高に変更されたことに配慮し、量的緩和策を実施した期間のみの標本を分析対象とした。VAR を用いた分析結果によると、インパルス応答関数、グランジャーの因果性検定、分散分解の分析手法のどれをとっても、日銀当座預金目標額から鉱工業生産への因果関係が存在することと矛盾しない結論が得られた。しかも、生産への波及経路をさらに詳しく調べると、日銀当座預金目標額が変化すると、まず株価が変化し、その後で鉱工業生産が変化するという株価チャ

---

<sup>6</sup> ただし、白塚 他 (2010) では、時間軸効果は物価や生産といったマクロ経済変数の動学関係を変えるには至らなかったと報告されている。

ネルが検出された。

しかし、HKT が分析対象とした標本期間は量的緩和策が実施されたわずか 5 年間であるので、標本数が少ないという問題点がある。そこで本論ではこうした問題を解決するために、量的緩和策を実施した期間の前後の期間を含め、標本期間を拡大した。このことに伴い、量的緩和期間を他の期間から区別する必要がある。そこでまず、コール・レートを操作目標とするという従来の金融政策の運営方法を、日銀は量的緩和期間も継続しており、当該期間においては、ゼロ金利を選択していたと解釈する。さらに当該期間においては、この従来の金利誘導政策に日銀当座預金残高を操作目標に新たに加えたと解釈する。その上で、当該期間を特定するダミー変数を用いてモデルを特定化した。当該期間を特定するダミー変数を用いることにより、量的緩和の実施期間に関する先験的情報を有効に利用している点が、他の研究者の先行研究とは異なる。

HKT のモデルに比べると、標本数が増加することにより、マクロ変数間の関係の推定・検定の精度が高まることが期待でき、結果的に量的緩和策の効果に関する統計的推測の精度も高まることが期待される。また HKT では、量的緩和策が解除された 2006 年 3 月の標本は分析の対象外であったが、本研究ではこの時点で量的緩和策が解除されたという情報も含まれている。さらに、HKT では検討していなかった、1 兆円規模の日銀当座預金の増加が鉱工業生産や株価を何%変化させるのか、といった数量的な推定値を本稿では求めている。

#### 4. VAR モデルおよびデータ

内生変数ベクトル  $Y_t$  ( $n \times 1$ ) の動学的プロセスを記述した以下の VAR モデルを考える。

$$Y_t = c + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_l Y_{t-l} + B \varepsilon_t \quad (1)$$

ここで  $c$  ( $n \times m$ ) は定数項行列、 $A_i$  ( $n \times n$ ) は係数行列、 $\varepsilon_t$  ( $n \times 1$ ) は構造ショック・ベクトルを表す。 $B$  ( $n \times n$ ) は、構造ショック・ベクトル  $\varepsilon_t$  を誘導型の攪乱項ベクトル  $u_t$  に変換する係数行列 ( $u_t = B \varepsilon_t$ ) である。

本論で推定する VAR モデルには、内生変数  $Y$  として物価、生産、金融政策変数（コールレートと日銀当座預金残高）、株価が基本的に含まれる。HKT では量的緩和策の伝播経路を特定するために、様々な満期の金利、株価、為替レート、銀行貸出といった金融変数を VAR に入れて推計を試みた。その結果、株価を通じた経路が最もよく量的緩和策の効果波及経路を捉えていた。この HKT の結果に従い、本論でも量的緩和策効果の媒介変数として株価を VAR モデルに含めている。

しかしながら、用いた変数に関して本論と HKT では 2 つの違いが見られる。一つ目は、コールレートに関する取り扱い方である。量的緩和策の実施期間中、コールレートは一貫してほぼゼロ%の水準にあり、したがって量的緩和策の実施期間のみを分析対象としていた

HKT ではコールレートを VAR に入れる必要性はなかった。一方、本論では HKT の小標本の問題を克服するために、量的緩和期の前後の期間も推定期間として含めている。これら量的緩和期以外のほとんどの期間においては、日銀は専らコールレートを政策変数として操作しており、なおかつその水準が 0% から僅かだが乖離していた。そのため本論では、コールレートも金融政策変数として VAR モデルに加えている。HKT との VAR 変数に関する二つ目の違いは、日銀当座預金についてである。HKT では日銀当預の“目標額”を金融政策変数として採用した。しかし本論では、全標本期間で当該変数の整合性を保つために、日銀当預残高の“実績値”を金融政策変数として用いる。

本論の分析は、HKT の推定期間を単純に拡張しただけではない。分析対象期間を延ばした上でさらに、「2001 年 3 月から 2006 年 3 月まで量的緩和策を実施していた」という先験的情報を利用した VAR モデルをここでは推定している。その先験的情報は、具体的には次の 2 つの観点から検討されている。(1) 量的緩和期における日銀当預の影響の大きさは、それ以外の期間と比べ異なっている可能性がある。(2) 量的緩和期における日銀当預の動学的プロセスについても、それ以外の期間と比べ異なっている可能性がある。以上の 2 つの観点から量的緩和政策の実施期間に関する先験的情報を考慮した VAR モデルを本論では推定する。

具体的には以下の 3 タイプの VAR モデルを推定する。

・ VAR モデル (i) :

$$Y = (p, y, r, d1 \times m, s)', \quad c = (c_1, c_2 \times d1)$$

・ VAR モデル (ii) :

$$Y = (p, y, r, d1 \times m, d2 \times m, s)', \quad c = (c_1, c_2 \times d1)$$

・ VAR モデル (iii) :

$$Y = (p, y, r, d1 \times m, d3 \times m, d4 \times m, s)', \quad c = (c_1, c_2 \times d1, c_3 \times d4)$$

ここで  $p$  は消費者物価指数（生鮮食品を除く総合。以下、コア CPI と呼ぶ）、 $y$  は鉱工業生産指数 (IIP)、 $r$  はコールレート（無担保・オーバーナイト物）、 $m$  は日銀当座預金残高、 $s$  は日経平均株価をそれぞれ表す。ただし、 $r$  以外の変数については対数変換し 100 を乗じている。なお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。図 1-1 には、本論で用いたデータの時系列グラフを示す。

[図 1-1 の挿入]

また、 $d1$  は量的緩和策の実施期間（2001 年 3 月～2006 年 3 月）では 1、それ以外の期間では 0 の値をとるダミー変数である。 $d2$  は逆に、量的緩和期以外の期間（サンプル開始時点～2001 年 2 月および 2006 年 4 月～サンプル終了時点）を 1、量的緩和期を 0 とする

ダミー変数である。さらに、 $d3$ は量的緩和策の採用前の期間（サンプル開始時点～2001年2月）を1とするダミー変数、 $d4$ は量的緩和策の解除後の期間（2006年4月～サンプル終了時点）を1とするダミー変数である。

VAR モデル (i) は、内生変数としてコア CPI、IIP、コールレート、株価、そして日銀当預残高に量的緩和ダミーを乗じた  $d1 \times m$  からなる 5 変数 VAR モデルである。さらに  $d2 \times m$  を加えたのが VAR モデル (ii) であり、これは 6 変数 VAR モデルである。VAR モデル (iii) には、 $d2 \times m$  の代わりに  $d3 \times m$  と  $d4 \times m$  が含まれており、7 変数 VAR を構成する。また定数項  $c$  には、それぞれのモデルに合わせて適切なダミー変数を加えている。

これら 3 つの VAR モデルはいずれも、量的緩和期とそれ以外の期間とで日銀当預の効果に構造変化がある可能性を考慮している。モデル (i) では、量的緩和期のみ  $m$  は効果があり、それ以外の期間では  $m$  の効果はゼロと仮定している。モデル (ii) では、量的緩和期以外の期間でも  $m$  に効果がある可能性を考慮している。モデル (iii) では、標本期間を量的緩和期とそれ以前、そして量的緩和策の解除後の 3 期間に分け、それらの期間では  $m$  の効果が異なる可能性を考慮している。

また、日銀当預の動学的プロセスについても、量的緩和期とそれ以外の期間とで構造変化があった可能性をこれら 3 つの VAR モデルは内包している。特に、3 つのモデルとも  $d1 \times m$  を含んでいるが、この変数を従属変数とする ( $d1 \times m$ ) 式が量的緩和期における日銀当預の動学的プロセスを表す。また、量的緩和期には日銀当預が政策変数であったことから、( $d1 \times m$ ) 式は政策反応関数とも解釈できる。その一方で、量的緩和期以外の期間では日銀当預が政策変数として採用されておらず、それゆえ日銀当預の動学的プロセスが量的緩和期とは異なっている可能性がある。モデル (ii) では、量的緩和期以外の期間における日銀当預の動学的プロセスを ( $d2 \times m$ ) 式として捉え、( $d1 \times m$ ) 式と区別している。モデル (iii) では量的緩和策以前の日銀当預の動学的プロセスを ( $d3 \times m$ ) 式で表し、解除後のそれを ( $d4 \times m$ ) 式で表している。モデル (i) では、量的緩和期にのみ日銀当預が内生的に決定されると仮定しており、それ以外の時期の日銀当預の動学的プロセスについては何ら定式化されていない。

本論では推定期間を 1996 年 1 月から 2010 年 3 月までとする。標本の開始時点が 1996 年 1 月としたのは、Inoue and Okimoto (2008) が 1996 年 1 月に構造変化があったと報告していることに依拠している。Inoue and Okimoto (2008) では、1975 年 1 月から 2002 年 12 月までのデータを用いてマルコフ・スイッチング VAR モデルを推定している。彼らは、日本の経済システムは 2 状態モデルで描写できるが、特に 1996 年 1 月に顕著な構造変化があったことを見出している。本論では、この時点の構造変化の影響を避けるために、標本の開始時点が 1996 年 1 月とした。

構造ショックの識別（すなわち (1) 式の  $B$  の推定）には、HKT と同様に、同時点の変数間に逐次制約を課すコレスキー分解を採用する。変数の順序については、上記 VAR モデル (i) ～ (iii) の  $Y$  に記された要素の順序と同じとする。すなわち、コア CPI、IIP、コー

ルレート、ダミー変数×日銀当預残高、株価の順に並べる。この順番は、日銀が政策変数を決める際には同時点の物価水準と生産高を観察しているが、その物価水準および生産高は、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。さらに、株式市場がマクロ経済ショックや金融政策ショックに対し即座に反応することも仮定している。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 (1999) に従っている。

本論で提案した新たな3つのモデルにおけるクロスダミー変数（ベースマネーとダミー変数の掛け算の変数）は、いずれも量的緩和政策の効果をとらえるための代理変数である。したがって推定したモデルは、量的緩和政策の代理変数を導入したリカーシブな構造型VARモデル(recursive structural VAR)である。

## 5. 予備推定

前節で紹介したVARモデルの推定結果を報告する前に、本節では2つの予備推定を行う。1つ目の予備推定では、量的緩和期のデータのみを用いて分析したHKTの再現を試みる(予備推定(1))。この予備推定により、本論の分析がHKTの分析枠組みと整合性を持っていることを示す。2つ目の予備推定としては、全標本期間について内生変数が( $p, y, r, m, s$ )である5変数VARを推定する(予備推定(2))。このダミー変数が入っていない標準的な5変数VARモデルを推定することで、ダミー変数が入っているVARモデル(i)～(iii)の特徴を浮かび上がらせることが予備推定(2)の目的である。

まず、予備推定(1)について述べる。予備推定(1)では、HKTの結果を再現するために、HKTと同様、推定期間を量的緩和期だけに絞る。つまり、推定期間を2001年3月～2006年3月とした上でVARモデルを推定する。VARモデルの内生変数は( $p, y, r, m, s$ )の5変数である。ラグ次数 $l$ はHKTと同じ2ヵ月とする。ただし、以下の3つの点でHKTと異なる。(1) HKTではVARモデルにコールレート( $r$ )を含めていなかったが、本論ではコールレートを含める。(2) HKTでは $m$ として日銀当座預金の目標額を用いたが、本論ではその実績値を用いる。(3) HKTでは推定期間の終了時点を2006年2月としたが、本論では2006年3月とする。<sup>7</sup>

図1-2の左列に、予備推定(1)のインパルス応答関数を示している。各パネルは、 $m$ の正のショック、すなわち量的緩和ショックに対する各変数の動学的反応を表している。量的緩和ショックの大きさは1標準偏差(7.383%の $m$ の増加)である。実線はインパルス応答関数の点推定、点線は90%の信頼区間の上限と下限を表している。なお、信頼区間の推定は、モンテカルロ・シミュレーションの500回の繰り返しにより求めた。

<sup>7</sup> その他の細かい相違点としては、コアCPIとIIPのデータとして2000年基準ではなく2005年基準のものを用いた、構造ショックの識別の際にコアCPIとIIPの順序を入れ替えた、インパルス応答関数の信頼区間を2標準誤差から90%に変更したといった点が挙げられる。

[図 1-2 の挿入]

この結果を見ると、量的緩和ショックは株価とIIPを有意に上昇させる一方で、コアCPIについては有意な効果が見られない。これらの点から、HKTが示した「量的緩和策は物価には効果がなかったものの、株価上昇を通じて生産に影響した」という結論を、本論の分析枠組みからも確認できた。また、HKTと質的に同様の結果が得られただけでなく、反応の大きさやタイミングもほぼ同じような結果が得られた。すなわち、HKTでは量的緩和ショックに対してピーク時の株価の反応は3.9%（6ヵ月後）、IIPの反応は0.5%（9ヵ月後）<sup>8</sup>であったのに対し、本論の予備推定（1）ではピーク時の株価の反応は3.4%（5ヵ月後）、IIPの反応は0.6%（7ヵ月後）となり、HKTに近い推定値が得られた。以上のことから、本論の分析枠組みとHKTのそれとでは整合性がとれていることが示せた。

また、HKTと同様に、インパルス応答関数の信頼区間の幅は多くのケースで非常に広いものとなった。これは推定するパラメータの数に比べて標本数が少ないことが原因だと思われる。本論の分析において、標本期間を量的緩和期以外にも拡張し標本数を増やそうとした動機がここにある。

次に、予備推定（2）について述べる。ここでは、1996年1月から2010年3月までの全標本を用いて、内生変数が $(p, y, r, m, s)$ の5変数VARモデルを推定した。ラグ次数 $l$ は4ヶ月に設定した。これは、赤池情報量基準(AIC)に基づき選択されたラグの長さである（最大ラグは12ヵ月と設定）。

図2の右列は、量的緩和ショックに対する各変数のインパルス応答関数を表す。ここで、量的緩和ショックの大きさは予備推定（1）と同じ値に揃えている（7.383%の $m$ の増加）。この図より、量的緩和ショックは依然として株価とIIPに正の影響を及ぼす。しかし、株価の反応については統計的に有意な期間があるものの、IIPの反応は通期で有意ではない。また、コアCPIも期間を通じて有意ではない。これらのことから、標本数を増やすために量的緩和期前後の期間も標本に含めると、HKTや予備推定（1）で見られた量的緩和ショックの生産への有効性が検出できなくなることが分かる。

しかしながら、この予備推定（2）の結果は、量的緩和政策の固有の効果を測定したものではない。なぜなら、予備推定（2）では2001年3月から2006年3月まで量的緩和政策を実施していたという先験的情報を利用していないからである。前節で述べたように、量的緩和期とそれ以外の期間では、日銀当預残高の増加の影響は異なっているかもしれないし、日銀当預の動学的プロセスにも構造変化が起こっているかもしれない。これらの可能性を無視して量的緩和ショックの効果を測定しても、推定値にバイアスが生じるだろう。そこで本論では、日銀当預残高( $m$ )の代わりとして、日銀当預残高に量的緩和ダミーを乗じた変数( $d1 \times m$ )を含めたVARモデル(i)～(iii)を推定する。そうすることで、量的緩和策に固有の効果を抽出することができる。これらのモデルの推定結果については、

---

<sup>8</sup> 量的緩和ショックの大きさを予備推定（1）に揃えた上でHKTにおける反応の推定値を再計算しているため、HKTで報告した反応の大きさとは僅かに異なる。

次節で取り上げる。

## 6. 推定結果

本節では、VARモデル (i)～ (iii) の推定結果を報告する。なお、VARのラグ次数 $l$ については、いずれのモデルも4ヵ月で統一した。これは予備推定 (2) で得られたラグ次数と同じ値である。<sup>9</sup>

図1-3は、量的緩和ショックに対する各変数のインパルス応答関数を表す。1列目にはモデル (i)、2列目にはモデル (ii)、3列目にはモデル (iii) の結果をそれぞれ掲載している。どのパネルについても、 $d1 \times m$ の正のショックに対する動学的反応を表している。なお、結果の比較を容易にするために、量的緩和ショックの大きさは全て予備推定 (1) と同じ値に揃えている (7.383%の正のショック)。

[図1-3の挿入]

まずはコアCPIの動学的反応についてだが、モデル (i) では正の有意な反応を示している。しかし、点推定の大きさは0.01%未満であり、非常に小さい。モデル (ii)、(iii) のコアCPIの反応については、全ての期間で有意ではない。これらの事実から、量的緩和策は物価に対しては効果がほとんど無かったと言えよう。

次にIIPのインパルス応答関数についてだが、いずれのモデルについても正の反応を示し、かつ緩和ショック後1年以内の期間については一部で有意な推定結果が得られた。しかし、その影響の大きさはモデル間で異なっており、モデル (i) が最も小さく、モデル (iii) が最も大きい。実際、表1-1のパネルAには、インパルス応答関数のピーク時における値 (点推定) を掲載しているが、IIPへの影響はモデル (i) とモデル (iii) で約6倍の開きがある。

[表1-1の挿入]

再び図1-3に戻ろう。いずれのモデルについても、量的緩和ショックに対しコールレートは負の有意な反応を示していないことから、流動性効果は検出できなかった。しかし、量的緩和期にはコールレートはほぼゼロ%の下限に達していた (図1-1参照)。コールレートにこれ以上の低下余地がほとんど存在しない中で、流動性効果が見られなかったのは当然だろう。

株価のインパルス応答関数に目を移すと、量的緩和策は株価に対し正の有意な影響を持っていることが分かる。しかし、IIPと同様に、その影響の大きさはモデル (i) が最も小さく、モデル (iii) が最も大きい。表1-1のパネルAを見ると、モデル (iii) における株価のピーク時の反応はモデル (i) の5倍弱ある。

---

<sup>9</sup> モデル (i) と (ii) についてはAICでも4ヵ月のラグ次数が選ばれる。しかし、モデル (iii) についてはAICでは12ヵ月のラグ次数が選ばれる。本論では、3つのモデル間で結果を比較するため、ラグ次数を4ヵ月で統一した。



以上のインパルス応答関数の結果は、標本期間を量的緩和期のみに絞った HKT や予備推定 (1) の結果と質的には同じである。すなわち、量的緩和期の前後の期間を標本期間に含めて推定しても、量的緩和策は株価を引き上げ、その株価上昇によって生産が増加したという株価チャネルを示唆する結果が得られた。しかしながら、その効果の大きさについては、標本期間を拡張したことで大幅に小さくなった。表 1-1 のパネル A には、HKT および予備推定 (1) の推定結果も併せて掲載されている。モデル (i) の IIP と株価の反応の大きさは、HKT や予備推定 (1) と比べ 10 分の 1 程度に縮小した。モデル (i) ~ (iii) の中では最も大きな効果を検出したモデル (iii) でさえ、HKT や予備推定 (1) と比べると、IIP と株価への効果はともに 2 分の 1 程度の大きさである。

続いて、量的緩和策の効果の大きさを解釈しやすい形として表現するために、1 標準偏差の量的緩和ショックではなく、1 兆円の緩和ショックが起こった場合の効果を再計算した。表 1-1 のパネル B の数値は、パネル A に報告されている値を、日銀当預残高を外生的に 1 兆円増加させた場合の効果に換算したものである。ここで、本論では変数に対数変換を施した上で推計しているため、同じ 1 兆円の増加でも、増加前の日銀当預残高の水準に応じて、その効果の値が変化してしまう。そのためパネル B では、量的緩和期における日銀当預残高の平均値である 24 兆円を基準とし、その 24 兆円から 1 兆円増加した場合の効果を求めている。この表より、ピーク時の点推定ベースでは、1 兆円の量的緩和は株価を 0.2% から 0.9% の範囲で上昇させ、生産を 0.03% から 0.18% の範囲で増加させたことが分かる。

以上の結果は、リーマン・ショック後の世界的な金融危機時に米国や英国が採用した非伝統的な金融緩和政策を支持するものである。もちろん、日本と米国や英国とでは金融・経済構造が異なることから政策波及経路の性質や効果の大きさには違いがあるだろう。しかしながら、量的緩和政策が有効だったという本論の本質的な結果は、今回の米国や英国の量的緩和政策を評価する上でも貴重な情報を提供している。

最後に、日銀当預残高の増加効果が、量的緩和期とそれ以外の期間で異なるか否かを検証する。<sup>10</sup> とりわけモデル (iii) では、量的緩和政策の期間中だけでなく、量的緩和政策の採用前ならびに解除後における日銀当預残高の増加効果も併せて測定できる。<sup>11</sup> 採用前の効果については変数  $d3 \times m$  の正のショックに対するインパルス応答関数、解除後の効果については変数  $d4 \times m$  の正のショックに対するインパルス応答関数をそれぞれ求めることで確認できる。図 1-4 に、正の日銀当預ショックに対するインパルス応答関数を期間ごとに

<sup>10</sup> ただし、量的緩和期とそれ以外の期間とでは、日銀当預ショックに対する解釈が本質的に異なる。即ち、量的緩和期にのみ日銀当預残高が金融政策の誘導目標として採用されたという事実から、量的緩和期における日銀当預ショックは基本的には金融政策ショックを表すのに対し、それ以外の期間における日銀当預ショックには、金融政策ショックだけでなく实体经济からのショックもある程度含まれていると考えられる。それゆえ本論では、量的緩和期以外の期間で日銀当預残高を変化させたショックを“量的緩和ショック”とは呼ばず、“日銀当預ショック”と呼ぶことにする。

<sup>11</sup> 同様にモデル (ii) においても、量的緩和期以外の期間における日銀当預残高の増加効果を見ることができる。その効果の大きさについては、当然のことながら、モデル (iii) の量的緩和期前後の期間における効果の平均的な値が観測された。

示した。1 列目は量的緩和政策の採用前、2 列目は解除後、3 列目は採用期間中の動学的効果である。なお、3 列目のパネルは、図 1-3 の 3 列目と同じものである。

[図 1-4 の挿入]

この図を見ると、量的緩和政策の採用前と解除後の時期でも、量的緩和期と同様に、日銀当預の増加は株価を押し上げ、生産を増やす効果を持つことが分かる。しかし、これら 3 つの期間の間には、IIP と株価のインパルス応答関数に僅かだが違いも見られる。まず IIP のピーク時の反応を点推定で比較すると、量的緩和期が 0.32% (7 カ月後)、解除後が 0.33% (7 カ月後) とほぼ同じ値なのに対し、採用前の時期では 0.25% (15 カ月後) と他の 2 期間に比べその値は小さく、ピークを迎える時期も遅い。また、量的緩和期と解除後では点推定では同じような値だが、統計的な有意性に目を向けて比較すると、量的緩和期ではショックの 3~10 カ月後にかけて IIP の反応が有意であるのに対し、解除後には有意な期間がほとんど見られない (12 カ月後と 16 カ月後のみ僅かながら有意)。

一方、株価の反応については、点推定のピーク時が量的緩和期では 1.66% (2 カ月後)、採用前が 0.77% (5 カ月後)、解除後が 1.37% (2 カ月後) となり、量的緩和期が最も大きく、特に採用前と比べると 2 倍以上の差が見られる。さらに、ショックが生じた直後の株価の反応にも、3 つの期間の間で違いが見られる。量的緩和期には、日銀当預ショックが起こったのと同時期に株価はプラスに反応しているが、採用前にはショック後の 2 カ月後、解除後はショックの 1 カ月になって初めてプラスの反応を示している。量的緩和期間中には日銀当預の目標残高に変更があった場合、その内容をすぐに公表していた。このアナウンスが、株式市場への迅速な効果波及に貢献したのであろう。

総じて日銀当預の変化が株価や生産に与える影響は、量的緩和期の方が解除後に比べ僅かに大きく、そして採用前が最も小さいと言えよう。しかしながら、そのような反応の違いも、信頼区間まで含めて考えると有意な差はないかもしれない (特に量的緩和期と解除後の期間について)。それでは、量的緩和期とそれ以外の時期とでは、何か決定的に異なる点があるのだろうか。図 1-1 の日銀当預残高の推移を見ると、量的緩和期には、その政策を裏付ける形で日銀当預残高が顕著に増加している。一方で、量的緩和期以外の期間では、一部の時期を除いて日銀当預残高が低い水準で推移している。<sup>12</sup> このことから、量的緩和期には大規模な日銀当預の増加とその頻度の多さによって、他の期間と比較して大きな政策効果を持っていたと推察できる。言い換えると、量的緩和期には日銀当預の増加が大規模かつ頻繁に起こったため、インパルス応答関数で観測されたような効果が、他の期間と比べより大きな規模で数多く顕現したのではなかろうか。もしこの推察が正しければ、短期金利がほぼゼロ%の下でも十分な政策効果を持ち得るためには、量的緩和策の枠組みの下で、ベース・マネーを小出しではなく積極的に増やすことができるか否かが決定的に重要

<sup>12</sup> 図 1-1 より、量的緩和策の解除直後、短期間で顕著な減少が日銀当預残高に見られる。解除後のインパルス応答関数の結果 (図 1-4 の中列) と併せて考えると、量的緩和策の解除直後、株価や生産に大きな負の影響があったと思われる。

だと言える。そういう意味で、日本の量的緩和政策だけでなく、その大胆な緩和規模が目撃を引くリーマン・ショック後の米国や英国の金融政策対応も、十分な政策効果を持っていたと予想される。

## 7. おわりに

本論では、HKTとは異なる分析フレームワークを用いて、量的緩和の政策効果を再検証した。その結果、第一に、HKTで得られた量的緩和政策効果の質的な結果を再確認した。即ち、短期金利がほぼゼロ%の下でも大量のベース・マネーの注入は、株価を引き上げ、その後、生産を増加させる。第二に、ベース・マネー注入の量的な効果についても推定した。本論のモデルによれば、日銀当預残高の1兆円の増加は、株価を0.2%から0.9%の範囲で押し上げ、鉱工業生産を0.03%から0.18%の範囲で増加させていたことになる。ちなみに、HKTにおける株価への効果は2.1%、鉱工業生産への効果は0.3%であり、本論で標本期間を拡張したことで、これらの値が修正された。

本論およびHKTの分析結果より、以下のような経済学へのインプリケーションを導くことができる。それは即ち、貨幣と債券のみの2資産モデルを用いて低金利下の金融政策の有効性を議論すると、誤った結論に陥る危険性があるというものである。本論およびHKTの結果は、既に十分に低位にとどまっている金利ではなく株価が量的緩和策の効果伝える媒介変数となったことを示唆している。現実経済では株式を含め多様な資産が存在する。そのような多様な資産を考慮した「多資産モデル」が低金利下の金融政策効果を議論する上で必要になるだろう。

もう少し具体的に2資産モデルと多資産モデルの本質的な違いを理解するために、2資産モデルと3資産モデルを比べてみよう。例えば、IS-LMモデルのような2資産モデルにおける貨幣と国債の相対価格は利子率ひとつである。2資産モデルにおいて、利子率が非常に低い水準にある場合には、中央銀行がベース・マネーをいくら注入しても、キャピタル・ロスを恐れる人々は国債を保有しようとはしないので、貨幣に対する需要は無限大となり、利子率が変化しない状況が出現しうる。いわゆる「流動性のわな」と呼ばれる状況である。しかし、貨幣、国債、株式の3資産モデルを考えれば、これら3資産に対するそれぞれの需要は、国債の収益率である利子率と株式収益率の両方に依存することになるので、「流動性のわな」の議論は成立しなくなる。

現に、HKTにおける時系列分析の結果では、量的緩和期間中の日銀当預の増加に対して、長期国債利回りは上昇した。長期国債利回りについては、ポートフォリオ・リバランス効果が流動性効果やシグナリング効果を上回ったようにみえる。また、HKTにおいても本論においても、日銀当預の増加に対し、株価は有意に上昇した。つまり、「流動性のわな」が示唆するような結果にはならなかったのである。

今次の世界的な金融危機に際し、米FRBが採用した信用緩和策および量的緩和策をどう

評価すべきであろうか。米 FRB による大量の民間金融資産の購入が長期利子率におけるリスク・プレミアムをどの程度下げ、民間経済をどの程度刺激したのか、あるいは政策実施後に観察された原油をはじめとする一次産品価格の上昇にどの程度影響を与えたのかなど問題は、興味深い問題であり、今後の研究成果が待たれる。しかし、こうした問題とは別に、米 FRB の民間資産購入に伴う大量のベース・マネーの民間経済への供給が、単に米国経済における流動性を増加させただけでなく、生産活動を活発化し、景気を下支えするのに大いに役立ったというのが本論から得られる推測である。

わが国において量的緩和政策を実施した期間がわずか 5 年間であったことを考慮すると、どのような手法を用いて分析したとしても、断定的な結論を下すことは難しい。しかし同時に、この 5 年間の経験は貴重な経験であり、事実を客観的に分析することにより、政策効果への理解を深め、今後の政策運営に生かすことが重要である。本論がそうした方向への第 1 歩となることを願うものである。

## データに関する補論

以下の表に、本論の実証分析で用いたデータの説明と出所をまとめる。

	説明	出所
消費者物価指数	生鮮食品を除く総合，2005 年基準 筆者がセンサス局法 X-12 で季節調整した	総務省
鉱工業生産指数	原指数，2005 年基準 筆者がセンサス局法 X-12 で季節調整した	経済産業省
コールレート	無担保・オーバーナイト，月平均	日本銀行
日銀当座預金	マネタリーベース平均残高/うち日銀当座預金	日本銀行
日経平均株価	月末値	日本銀行

## 参考文献

- Baba, Naohiko, Motoharu Nakashima, Yosuke Shigemi, and Kazuo Ueda (2006), "The Bank of Japan's Monetary Policy and Bank Risk Premiums in the Money Market," *International Journal of Central Banking* 2, 105–135.
- Bernanke, Ben S., and Vincent R. Reinhart (2004), "Conducting Monetary Policy at Very Low Short-Term Interest Rates," *American Economic Review* 94, 85–90.
- Bernanke, Ben S., Vincent R. Reinhart, and Brian P. Sack (2004), "Monetary Policy Alternatives at the Zero Bound: An Empirical Assessment," *Brooking Papers on Economic Activity*, 1–100.

- Blinder, Alan S.(2010), “Quantitative easing: Entrance and Exit Strategies”, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 465-480.
- Christiano, Lawrence J., Martin Eichenbaum, and Charles L. Evans (1999), “Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and To What End?” In: John B. Taylor and Michael Woodford (Ed.), *Handbook of Macroeconomics 1A*, Elsevier, North Holland, 65-148.
- Clouse, James, Dale Henderson, Athanasios Orphanides, David H. Small, and P.A. Tinsley (2003), “Monetary Policy When the Nominal Short-Term Interest Rate is Zero,” *Topics in Macroeconomics* 3, Article 12.
- Curdia, Vasco and Michael Woodford (2010), "The Central-Bank Balance Sheet as an Instrument of Monetary Policy," unpublished.
- Del Negro, Marco, Gauti Eggertsson, Andrea Ferrero, Nobuhiro Kiyotaki (2010), "The Great Escape?: A Quantitative Evaluation of the Fed's Non-Standard Policies" unpublished.
- Eggertsson, Gauti B., and Michael Woodford (2003), “The Zero Bound on Interest Rates and Optimal Monetary Policy,” *Brooking Papers on Economic Activity*, 139–233.
- Fujiwara, Ippei (2006), “Evaluating Monetary Policy when Nominal Interest Rates Are Almost Zero,” *Journal of the Japanese and International Economy* 20, 434–453.
- Honda, Yuzo, Yoshihiro Kuroki, and Minoru Tachibana (2007), “An Injection of Base Money at Zero Interest Rates: Empirical Evidence from the Japanese Experience 2001-2006,” Osaka University, Discussion Papers in Economics and Business, No.07-08.
- Inoue, Tomoo, and Okimoto Tatsuyoshi (2008), "Were There Structural Breaks in the Effects of Japanese Monetary Policy? Re-evaluating Policy Effects of the Lost Decade," *Journal of the Japanese and International Economy* 22, 320–342.
- Kimura, Takeshi, Hiroshi Kobayashi, Jun Muranaga, and Hiroshi Ugai (2002), “The Effect of the Increase in Monetary Base on Japan’s Economy at Zero Interest Rates: An Empirical Analysis,” Bank of Japan, IMES Discussion Paper Series No. 2002-E-22.
- Kimura, Takeshi, and David Small (2006), “Quantitative Monetary Easing and Risk in Financial Asset Markets,” *B.E. Journal of Macroeconomics: Topics in Macroeconomics*, Vol.6, Iss.1, Article 6.
- Oda, Nobuyuki, and Kazuo Ueda (2007), “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, 303–328.
- Okina, Kunio, and Shigenori Shiratsuka (2004), “Policy Commitment and Expectation

Formation: Japan's Experience under Zero Interest Rates," *North American Journal of Economics and Finance* 15, 75–100.

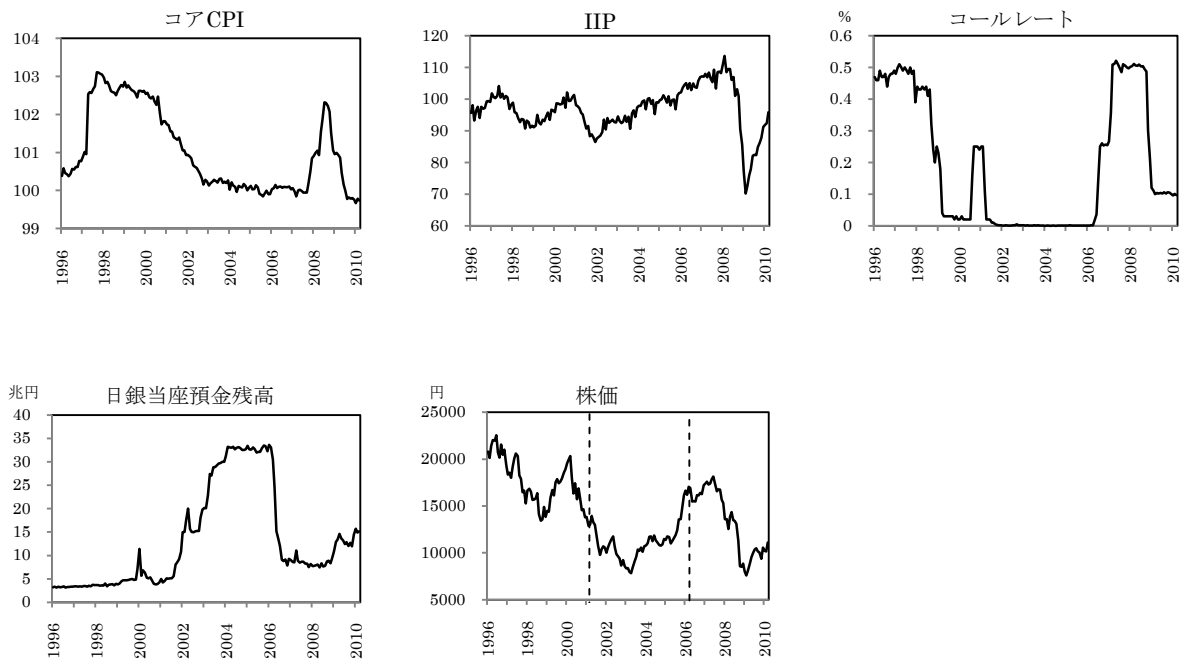
白塚 重典 (2010), 「わが国の量的緩和政策の経験—中央銀行バランスシートの規模と構成を巡る再検証—」, 『フィナンシャル・レビュー』平成 22 年第 1 号 (通巻第 99 号), 財務省財務総合政策研究所, 35–58.

白塚 重典・寺西 勇生・中島 上智 (2010), 「金融政策コミットメントの効果：わが国の経験」, 『金融研究』第 29 巻第 3 号, 日本銀行金融研究所, 239–266.

日本銀行企画局 (2009), 「今次金融経済危機における主要中央銀行の政策運営について」, 日本銀行調査論文.

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』平成 22 年第 1 号 (通巻第 99 号), 財務省財務総合政策研究所, 59–81.

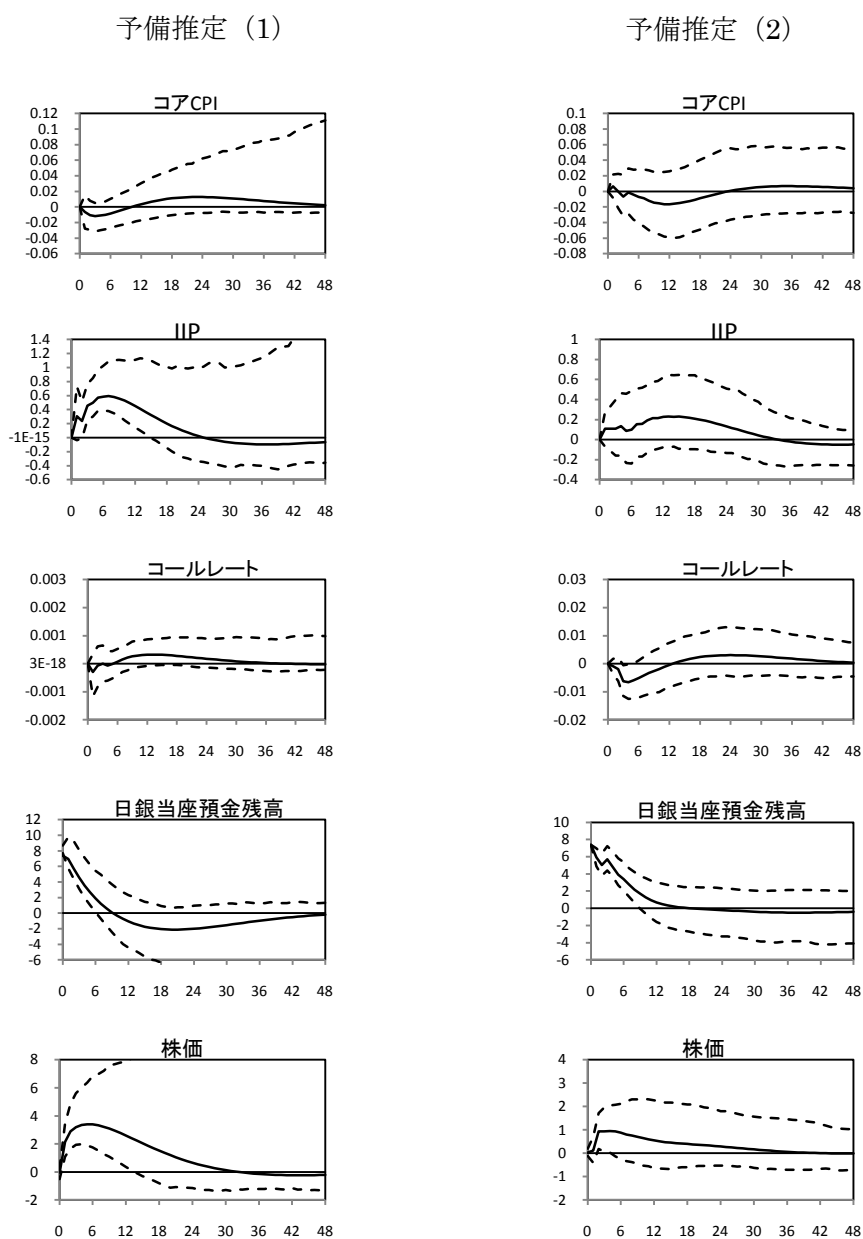
図 1-1. 時系列データ



(注) 各パネルの左側の垂線は量的緩和政策の導入時点（2001年3月）、右側の垂線は解除時点（2006年3月）をそれぞれ表す。

(出所) 補論参照

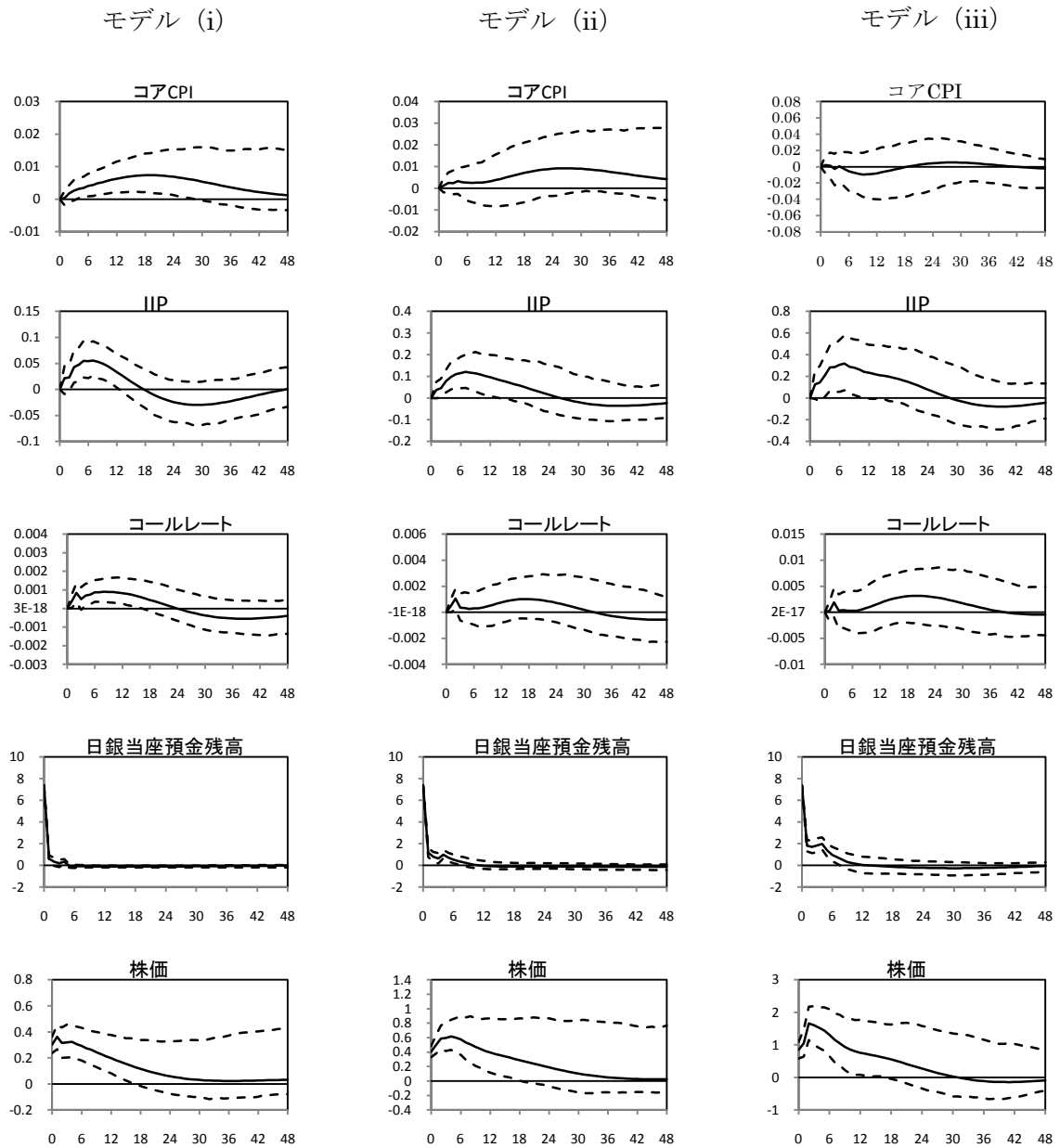
図 1-2. 予備推定：量的緩和ショックに対するインパルス応答関数



(注) 実線は点推定、点線は 90%の信頼区間の上限と下限を表す。

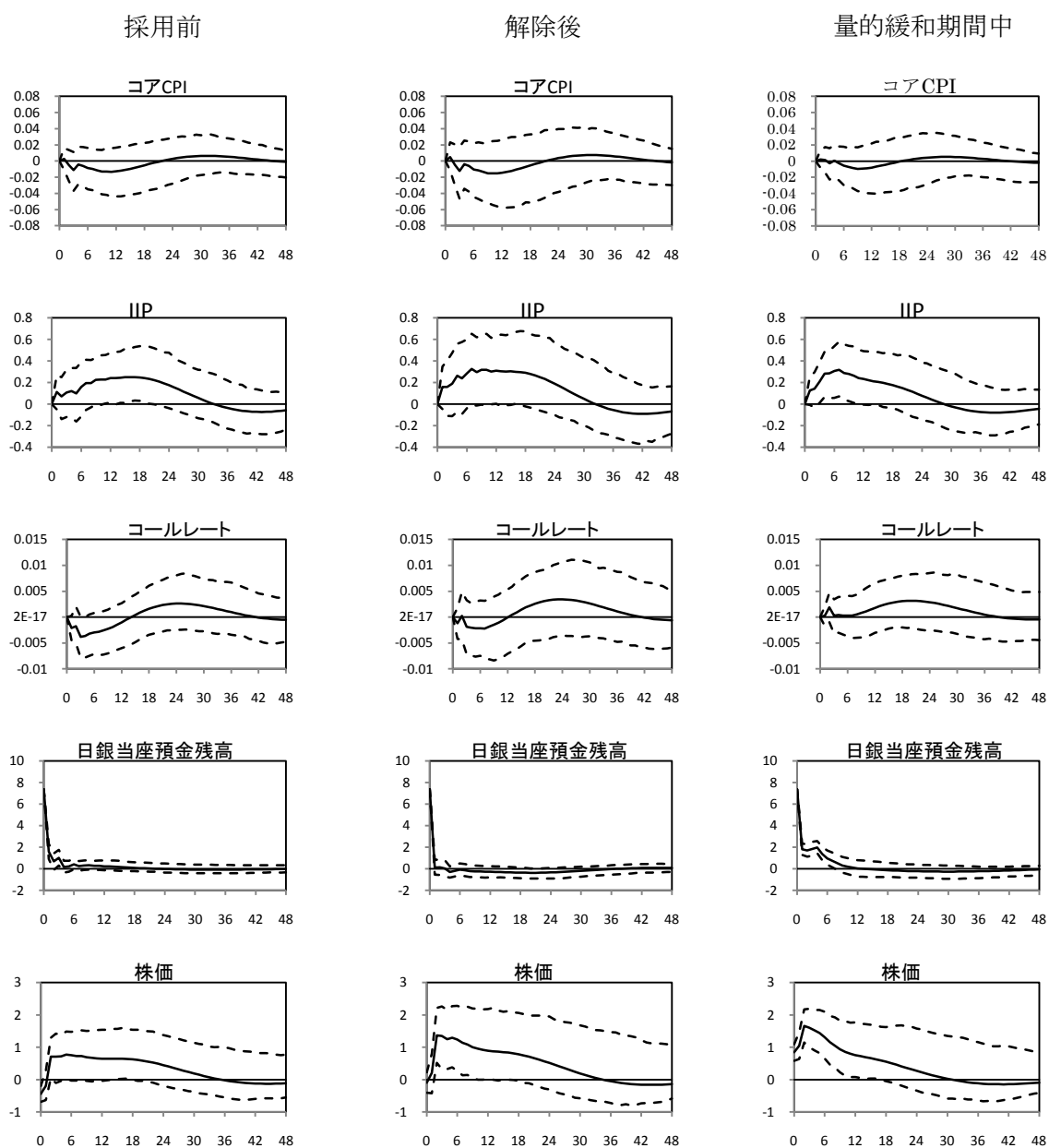


図 1-3. 量的緩和ショックに対するインパルス応答関数



(注) 図 1-2 の (注) を参照。

図 1-4. 採用前／解除後／期間中の比較（モデル (iii)）



(注) 図 1-2 の (注) を参照。

表 1-1. 量的緩和ショックの効果（点推定、ピーク時の反応の大きさ）

パネル A. 1 標準偏差（7.383%）の量的緩和ショック

	モデル (i)	モデル (ii)	モデル (iii)	HKT	予備推定 (1)
コア CPI	0.007%	0.009%	0.005%	0.039%	0.013%
	(19 カ月後)	(27 カ月後)	(28 カ月後)	(24 カ月後)	(23 カ月後)
IIP	0.056%	0.121%	0.320%	0.547%	0.592%
	(7 カ月後)	(7 カ月後)	(7 カ月後)	(9 カ月後)	(7 カ月後)
株価	0.362%	0.617%	1.660%	3.874%	3.396%
	(1 カ月後)	(4 カ月後)	(2 カ月後)	(6 カ月後)	(5 カ月後)

(注) 括弧内は、量的緩和ショックが発生してから反応がピークに達するまでの期間を表す。

パネル B. 1 兆円（日銀当座預金残高：24 兆円 → 25 兆円）の量的緩和ショック

	モデル (i)	モデル (ii)	モデル (iii)	HKT	予備推定 (1)
コア CPI	0.004%	0.005%	0.003%	0.021%	0.007%
IIP	0.031%	0.067%	0.177%	0.303%	0.328%
株価	0.200%	0.341%	0.918%	2.142%	1.878%

# Quantitative Easing in Japan from 2001 to 2006 and the World Financial Crisis

Yuzo Honda (Kansai University)

and

Minoru Tachibana (Osaka Prefecture University)

March 2011

## Summary

The Bank of Japan adopted the Quantitative Easing (QE) Policy from March 2001 to March 2006. This paper investigates whether or not this QE had an effect in stimulating real economy in Japan. The identification of policy effect in the above Japanese case enables us to evaluate indirectly the effectiveness of the non-traditional monetary policy employed by US Federal Reserve Board (FRB) or the Bank of England (BOE) just after the collapse of Lehman Brothers. We extend vector autoregression analysis by Honda, Kuroki, and Tachibana (2007, 2010; HKT), including monthly samples before and after the period of QE, but at the same time fully exploiting prior information on the structural change of operating targets of monetary policy from call rate to bank reserve during the period of QE. There are two main results. First, this paper reconfirms our qualitative findings in HKT. That is, increases in bank reserve balances boost stock prices first, and then industrial production. Secondly, an increase in bank reserve balances by 1 trillion yen led to the rise of stock prices by the range of 0.2% to 0.9%, and to the increase of industrial production by the range of 0.03% to 0.18%. Finally, FRB called their policy after the Lehman shock “credit easing” policy, but their policy includes both aspects of credit easing and QE. The results of the present paper suggest that even the QE aspect alone of the non-traditional monetary policy by FRB or BOE should have significant stimulating policy effects.

JEL: E44, E52

Key Words: Quantitative easing; Money injection; Portfolio rebalancing;

Stock price channel; Vector autoregression