

BVAR モデルによる非伝統的金融緩和政策の波及効果の抽出

北 村 仁 代

Extraction of Spillover Effects of Unconventional Monetary Policy Using BVAR Models

Kimiyo KITAMURA

Since March 2001, the Bank of Japan has intermittently implemented unconventional monetary easing policies. Among the more than 20 years of accommodative policies, in April 2013, the ‘Quantitative and Qualitative Monetary Easing Policy’ (QQE) was introduced, expanding the scope of monetary policy objectives to include not only quantity but also quality. In this paper, I examined whether there are differences in the transmission channels and effects of monetary policy on a broader economy before and after introduction of the policy known as “QQE” using BVAR models. The results of the analysis suggest the following:

- In Japan, the transmission channels of monetary policy through banks were not effective, and the effects were realized through channels involving asset markets.
- The large-scale and diverse monetary supply measures implemented through QQE had a lasting impact on indicators such as the IIP and exchange rates.
- In line with policy objectives, there were clear effects on short and long-term interest rates immediately after policy implementation, with effects on stock prices observed over the long term.
- No discernible effects were observed on the CPI.

Key Words: Unconventional monetary policy, QQE, Asset price channels, the main operating targets, BVAR

I はじめに

2001年3月から始まった「量的緩和政策」(QE)以降、日本銀行は、金融調節の主たる操作目標を、それまでの「無担保コールレート」から「日本銀行当座預金残高」に変更し、政策をいわゆる「非伝統的金融政策」へシフトしていった。以降、緩和的な金融政策が断続的に発動され、現在の操作目標は、「マネタリーベース」となっている。表1は、1995

表1 Instruments of Monetary policy of the Bank of Japan

Periods	Monetary policy	Instruments
-1994	-	Reserve requirement ratios and official discount rates
1995-1997	-	Guide of money market rates (started open market operations)
1998-2000	“Zero interest rate policy” (During 1990 and 2000)	Uncollateralized overnight call rate
2001-2006M3	“A Quantitative easing policy”	Outstanding balance of the current accounts at the BoJ
2006M4-2009	-	Uncollateralized overnight call rate
2010-2012	“A comprehensive monetary easing policy”	Uncollateralized overnight call rate (remaining at around 0 to 0.1 percent) the Asset Purchase Program
2013M4-2015	“Quantitative and qualitative monetary easing (QQE)”	monetary base Regarding guidelines for JGB purchases, JGBs were purchased.
2016-2016M8	“QQE with negative Interest Rate”	Complementary Deposit Facility was amended and a negative interest rate of minau 0.1 percent had been applied to Policy-Rate Balance in current accounts.
2016M9-	“QQE with Yield Curve Control”	a short-term policy interest rate and a target level of a long-term interest rate (1-year JGB yields)

出所) the Bank of Japan HP, URL: <https://www.boj.or.jp/en/about/education/oshiete/seisaku/b42.htm>

年以降に、日本銀行が行った金融政策と操作目標を年代順にまとめたものである。

1990年代初頭に発生した金融危機（「資産バブル崩壊」と呼ばれる）以降、一貫して操作目標である政策金利を引き下げてきたことで、短期金利が0%近傍に張り付いた結果、景気後退時に政策金利を引き下げる下限，“Zero Lower Bound”（ZLB）に達してしまったことが、操作目標を金利から量に変更した要因の1つである。さらに、2013年4月から「量的・質的金融緩和政策（QQE）」を実施し、操作目標に「質」が加わった。本政策より、資産買入プログラムが導入され、短期金利や日銀当座預金といった、銀行を通じた金融政策の波及経路に加え、株式や債券市場に直接働きかける政策が採られるようになった。その後、2016年からは「マイナス金利付き量的・質的金融緩和政策」へと政策を変更し、ZLBをこえて、金利はマイナス領域に突入した。現在では、「長短金利操作付き量的・質的金融

緩和政策」が採用されており、短期のみならず、長期金利も操作目標に加わっている。

一貫した金融緩和¹⁾によって、短中期ゾーンの金利が低下したという政策の「時間軸効果」があったことは、白塚・藤木（2001）や翁・白塚（2003）、宮尾（2007）等で実証されており、一定のコンセンサスを得られている。しかし、金利の押し下げ効果が、金融政策の最終目標である物価や景気にどのように影響したのかについては、現在もなお明確に解明されていない。Nakamura & Steinsson（2018）が指摘するように、金融政策の波及効果の測定はマクロ経済学が抱える大きな問題である。本稿で採用する VAR (Vector Autoregressions) モデルによる金融政策効果の分析には、様々な指摘がなされているが、依然として一定の評価を得ていることから、VAR モデルによって 1990 年以降の日本銀行の金融政策の実態経済への効果を分析する。

本稿の目的は、1990 年代以降の非伝統的金融緩和政策が日本経済にどのような効果を及ぼしたのかについて定量的に分析することである。2013 年 4 月から導入された「量的・質的金融緩和政策」の前と後では、日本銀行の貨幣供給の規模が格段に異なることは、周知のとおりである。また、同政策からは、株式や債券等の資産買入プログラムが採用されており、銀行を通じた操作に加えて、資産市場に直接働きかける政策も採られている。よって、QQE の前後の期間で、標本期間を分けることで、どの波及経路を通じて効果が現れるのかを検証した。

先に述べたように、金利への効果は概ね検出されているものの、実態経済への効果は依然として評価が分かれている。金融政策の効果を分析する際に、生産、物価、金利の変数を用いた VAR モデルが用いられることが多い。VAR は、コールレート等の政策金利の変動から生産、物価の順で続く金融政策の波及経路を VAR 過程で簡潔に記述し、政策金利の挙動に加わるショック（誘導型 VAR の攪乱項）が中央銀行の政策スタンスの変更を表すとするモデルである。

しかし、ゼロ金利政策以来、日本の政策金利は（マイナス領域も含む）0% 近傍に張り付いており、標準的な VAR モデルでは、政策効果が過小評価されるという問題も指摘されている。また、表 1 に示したように、操作目標は金利からベースマネーに変化しており、操作目標の変化自体が経済の構造変化となっている可能性がある。政策効果の過小評価や構造変化の問題を考慮するには、例えば Uhlig（2005）によって提案された符号制約付 VAR などが有用である。他にも様々なモデルがあり、一長一短があることは、先述の Nakamura

1) 「量的緩和政策」は、① 操作目標を金利から当座預金に変更し、② 消費者物価指数のインフレ率が安定的に 2% 以上となるところまで同政策を続けることを公約（コミットメント）することで、将来の政策スタンスの見通しから、時間軸に沿って政策効果が現れることを期待するもので、「時間軸政策」とも呼ばれる。

& Steinsson (2018) にまとめられている。

しかし、本稿では、基本に立ち返り、標準的な VAR モデルによって波及効果を分析することで、今後の研究のベンチマークとする。今回の分析で得られた結論としては、2001年に始まった非伝統的金融緩和政策は、金利の低下を通じて株式等の資産価格や、長期の時間をかけて為替レートの低下をもたらした。また、金利と為替レートの低下は生産の増加にも幾ばくかの効果があったことが示唆された。他方で、物価への影響は不明であった。さらに、波及の速度は、2013年4月の「量的・質的金融緩和政策」以降に速まったことが示唆された。これは、銀行を通じた政策効果の波及経路はあまり機能せず、資産市場を通じた波及経路によって、政策効果が現れたことを示唆するものであり、鎌田・須合(2006)らの得た結論とも一致している。

以下、本稿の構成は次のとおりである。第Ⅱ節において非伝統的金融緩和政策の変遷を振り返り、日本銀行が想定する波及経路と効果を確認する。それを受けて、第Ⅲ節では効果を検出する際に用いたデータと手法を整理し、第Ⅳ節で具体的な推定方法と結果を示す。第Ⅴ節はまとめとする。

Ⅱ 非伝統的金融緩和政策の変遷と波及経路

1 政策の変遷

2001年の「量的緩和政策」(QE)以降に日本銀行が導入した金融政策は、非伝統的金融緩和政策と呼ばれる。金融政策の操作目標を金利から量に変え、大規模に貨幣供給を増加する政策である。表1に示したように、当初は、「量」のみであった緩和政策は、2010年からは、「包括的金融緩和政策」に変わり、再び操作目標が金利(無担保コールオーバーナイト物)に戻った。一方、同時に資産の買入が加わって金融市場全般を通じた貨幣供給に拡張された。その後、2013年に「量的・質的金融緩和政策」(QQE)が導入され、操作目標の金利水準を具体的な数値(当時は0から0.1%)を明示し、引き続き資産の買入も行われた。1998年から始まった低金利政策は、一時の解除はあったものの、およそ15年ほど継続された。その結果、ZLBに達し、2013年以降、政策目標はマネタリーベースに変更され、ガイドラインに沿った国債購入も開始された。

さらに、2016年からは、「マイナス金利付き量的・質的金融緩和政策」が導入され、短期金利がマイナス領域に低下した。2016年9月には、「長短金利操作付き量的・質的金融緩和政策」が導入されており、金利、ベースマネー、資産買入とあらゆる手段で緩和政策が実施されている。大規模な金融緩和はどのような経路をたどって実態経済に波及するのだろうか。

2 金融政策の波及経路

先に述べた大規模な金融緩和はどのような経路でどのように発現するのだろうか。日本銀行が公表する『量的・質的金融緩和政策』導入以降の経済・物価動向と政策効果についての包括的な検証』（2016年9月）によれば、QQEの波及メカニズムは、以下のようである。

- 1) 「フォーワード・ガイダンス」による緩和維持の表明 ⇒ 人々の将来のインフレ率の上昇への期待が高まる。
- 2) 長期国債の買入によって、イールドカーブ全体にわたって名目金利に低下圧力を加える ⇒ 1) の期待インフレ率の上昇と合わせて、実質金利が低下する。
- 3) 実質金利が大幅に低下する。⇒ 需給ギャップが改善する。
- 4) 需給ギャップの改善と期待インフレ率の上昇の両方が醸成される。⇒ 現実のインフレ率が上昇する。
- 5) 物価の上昇で、適合的期待形成メカニズムを通じて期待インフレ率がさらに上昇する。1) から 5) のプロセスが強化される。
- 6) QQEの実施により、株価等の資産価格や為替相場が、1) から 5) のプロセスの強化によって好転する実態経済の動きを反映、または先取りする形で形成され、金融環境が改善し、実態経済に好影響を与える。
- 7) 金融環境の改善 ⇒ 投資家のリスク資産への選好を高め、貸出などが増加する。

上記の経路のうち、1) の経路、すなわち緩和政策のコミットメントによって、人々の物価予想が高まるという経路は、北村（2021）他が示すように、現時点では有効かどうか不明である。「将来の物価予測」を代理する変数は、データとして捉えがたく、本稿では実態経済と金融市場への効果に焦点を当てて検証することとする。

III データと分析手法

1 データ

本稿では、非伝統的金融緩和政策の実態経済への影響について、QE から QQE に変更した前後で経路や波及効果／測度に違いがあるか検証する。よって、標本期間は、量的緩和政策に始まり、現在の長短金利操作付き量的・質的金融緩和政策までを網羅し、それらの前後の期間も含めて、1990年1月から2020年3月までとする。2020年3月までとするのは、同時期が新型コロナウイルス感染症の世界的な蔓延の影響が生じる直前の期間だからである。ただし、できるだけ直近までの状況を把握するという観点から、図1から図5までは、直近の2023年7月までの各変数の推移を示している。政策操作目標のうち、短

図1 コールレートと政策代理変数

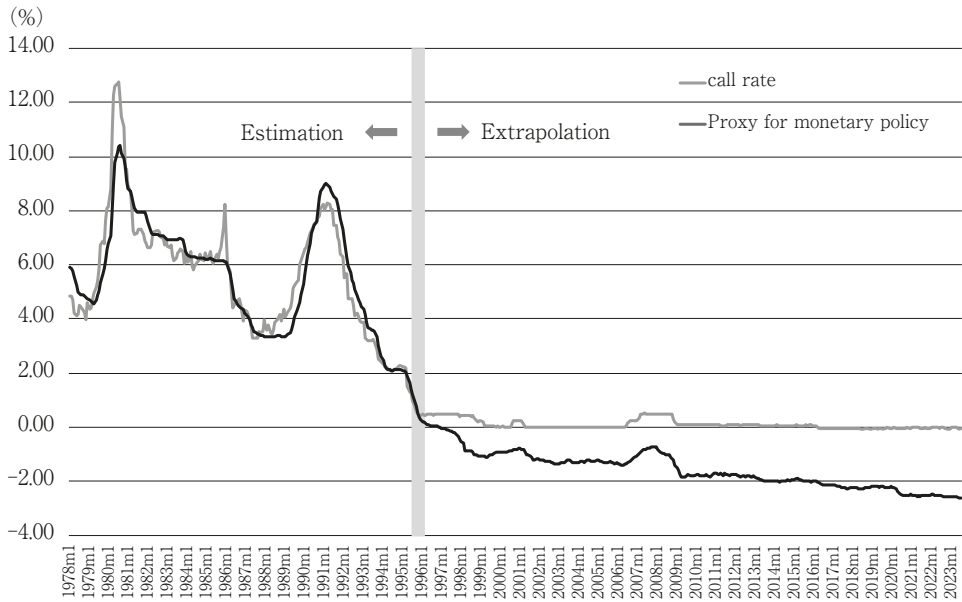


図2 金融政策操作目標

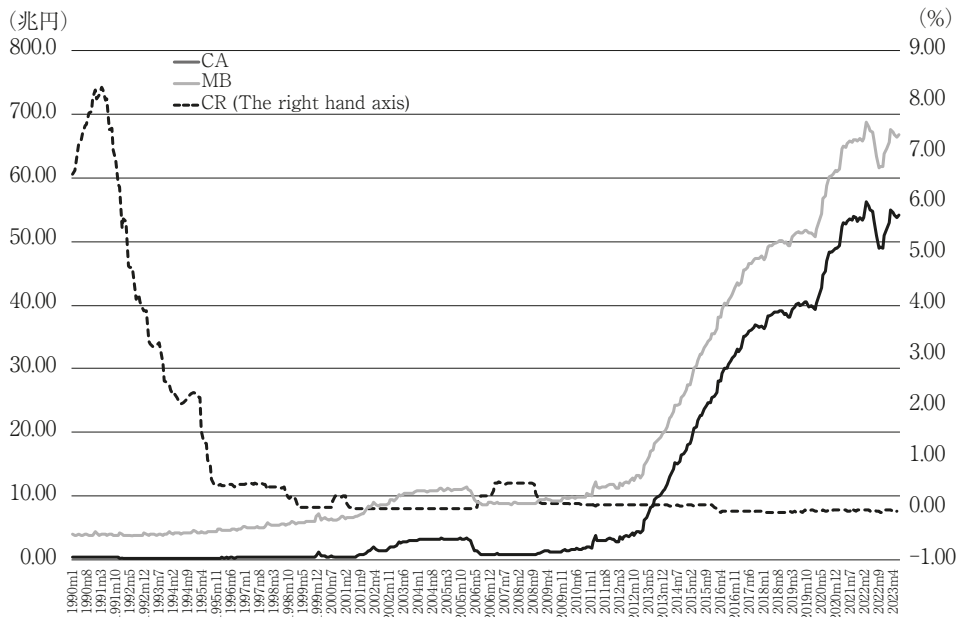


図 3 鉱工業生産指数と消費者物価指数

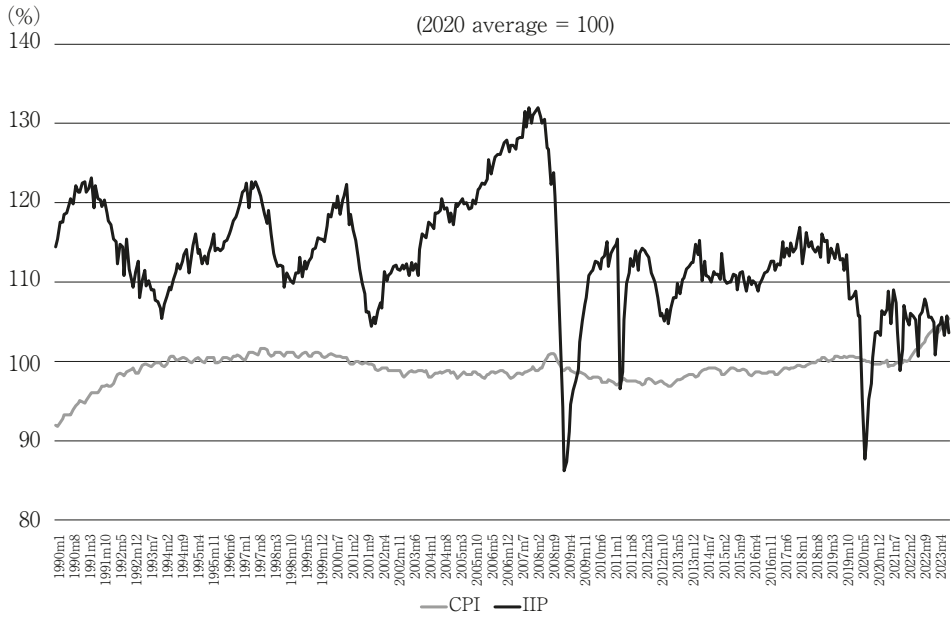


図 4 コールレートと 10 年利付国債利回り



図5 株価と実効為替レート



期金利（コールレートと金融政策代理変数）以外は，2020年4月以降は，急な低下や上昇が見られることから，標本期間から除外することの妥当性が窺える。以下，各変数を概観する。

金融政策の操作目標であるコールレート（CR），準備預金残高，マネタリーベースについて，図2を見ると，コールレートは1998年以降，0%近傍に張り付いており，標本期間の終わりである2020年3月ではマイナス0.05，直近の2023年9月はマイナス0.7とさらに低い水準である。他方，当座預金残高（CA）とマネタリーベース（MB）は，平行的な動きをしており，2013年4月から急激に増加している。金融政策の指針通りの動きとなっていることが見てとれる。

次に，金利の動向を観察する。本来は様々な年限の金利を観察すべきであるが，長期金利としては，10年利付国債の利回りを観察する，図4から，コールレートの低下とともに，10年国債の利回りも低下しており，長短金利操作付き量的・質的金融緩和政策が発動された2016年2月から10月にかけてと，2019年2月から2020年2月まではマイナスの値をとっている。なお，直近では，日本銀行の金利操作の方針の変化によって，プラスの値にもどっている。

では，実態経済はどのように推移しているだろうか。図3は鉱工業生産指数と消費者物価指数の推移である。消費者物価指数は，1997年末から2012年末まで下落傾向にあった

が、2013年1月以降徐々に上昇しているようである。しかし、全体としては緩慢な推移である。しかし、新型コロナウイルス感染症の蔓延後の2021年末から急上昇しており、以前とは明らかに異なる動きとなっている。鉱工業生産指数については、2000年までは、景気の波があるようである。2000年代に入ると波は解消し、2008年9月まで順調に上昇していたものの、世界金融恐慌によって突然の下落となっており、鉱工業生産指数は、価格の動きよりもはるかに大きく変動することがわかる。その後は2011年の東日本大震災を除いて乱高下しつつも上昇傾向にあったものの、現在は低調である。生産活動は、経済環境の影響を直接反映し、激しく変動することがわかる。

最後に、図5で金融市場の動向を観察する。観察対象は、日経平均株価(Nikkei)と実質実効為替レート(REER)である。株価は、1990年代から2000年代初頭まで低下傾向であったが、2007年までは上昇していった。その後、2012年までは低調に推移し、2013年4月のQQEによって、日本銀行の資産買入プログラムが発動されて以降、2020年までは乱高下しつつも上昇していった。実質実効為替レートについては、1995年4月の193.97をピークに現在に至るまで概ね下落傾向となり、政策金利の低下を受けて、時間をかけて円安が進んでいるようである。

金融政策の操作目標から、金融市場の動向まで、日本銀行が政策指針に従って政策を実行した結果、金利は目標通りに推移しているようである。しかし、鉱工業生産指数や消費者物価指数、あるいは、株や為替レートについては、データを観察するだけでは、政策の影響を見てとることが困難である。よって、以下では、金融政策スタンスの変更（以下、金融政策ショックという）が、実態経済や金融市場にどのように波及したかについて、標本期間を、1) 全期間、2) 2013年3月以前、3) 2013年4月以降の3つに分け、操作目標変数の代理変数、鉱工業生産指数、消費者物価指数、10年利付国債の利回り、日経平均株価、実質実効為替レート等を被説明変数とするベイジアンVARモデルを用いて検証する。なお、データの詳細については、表2と表3に、操作目標変数の代理変数の詳細については、表4に詳しい²⁾。なお、日本銀行は、金融政策の操作目標として、金利とマネタリーベースの残高を組み合わせしており、金融政策代理変数に加えてマネタリーベースに置き換えたVARも推定したが、結果は変わらなかった。また、政策変数代理変数、コールレート、10年利付国債の利回りはレベルとし、他の変数は対数値としている。

2) 代理変数の作成にあたって用いた金融機関の貸出態度D.I.は、四半期データであるが、鎌田・須合(2006)にならない、線形補間で月次データに変換し、同様にOLSによって推計した数値を用いている。

表 2 Data Description

data	definition	source
Output	Indices of Industrial Production, 2020 average = 100, seasonally adjusted.	Ministry of Economy, Trade and Industry
Price	Consumer Price Index, 2020 average = 100, All items less fresh food, seasonally adjusted.	Ministry of Industrial Affairs and Communications, Statistics Bureau of Japan
Monetary policy	Proxy var. : $pcr_t = c + a_1ladi_t + bcir_t + \epsilon_t$ obtained by linear regression Monetary base measured in trillions of JPY Current account balances base measured in trillions of JPY	Bank of Japan
Stock Price	Topix	Nikkei Indexes
Exchahnge rate	Nikkei Stock average Index Real effective exchange rate	Nikkei 225 Official Site Bank of Japan
Long-term interest rate	10-year Bond yields	Ministry of Finance, Japanese government bonds
Short-term interest rate	Uncollateralized Overnight Call Rate	Bank of Japan
Lending Attitude of Financial institutions	D. I (All industries) = “accommodative” - “severe” % points Average Contract Interest rates on Loans and Discounts	TANKAN, Bank of Japan Bank of Japan

表 3 Summary Statistics of Variables

Variable	Obs	Mean	Std. dev.	Min	Max
IIP	363	114.3344	6.751611	86.2	132
CPI	363	98.90826	1.640253	91.8	101.7
Proxy for Call rate	363	-.2003078	2.785498	-2.29965	9.00049
Ave. Contract int.	363	2.083408	1.834603	0.539	8.215
Lending attitude D.I.	363	8.031405	11.27642	-21	25
Call rate	363	0.9602781	2.025552	-0.071	8.27813
long-interest rate	363	1.918606	1.819511	-.275	8.265
mb	363	145.1104	143.0882	37.7922	517.6305
Nikkei	363	16191.62	5143.112	7568.42	37188.95
REER	363	128.6378	23.59547	87.04	193.97

表 4 Estimation for proxy variables for call rates

Call rate	Coefficient	Std. err.	t value	P value
Const.	-3.581553***	0.2902611	-12.34	0.000
Ave. Contract int.	1.547685***	0.0423885	36.51	0.000
Lending attitude D.I.	0.0195217***	0.0041615	4.69	0.000
Num. of Obs. = 216	Adj R-squared = 0.8850			

Estimation equation:

$$\text{Call rate}_t = \text{Const} + \alpha i_t^L + \beta DI_t$$

i_t^L : Average Contract Interest rate Stock, Short-term (percent point)

DI_t : Lending Attitude D.I. All (percent point)

Sample period: 1978M1-1995M12

2 分析手法

本節では、VAR について簡単に説明する³⁾。被説明変数を \mathbf{y}_t とする、自己回帰の次数は SIC や AIC 等によって決定されるため、任意の整数とするのが一般的だが、簡単化のために、次数を 2 とすると、誘導型 VAR(2) の推定式は、

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{A}_1 \mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{A}_2 \mathbf{y}_{t-2} + \mathbf{u}_t \tag{1}$$

と表される。なお、式中の太字はベクトルと行列を表す。式 (1) の推定によって得られた攪乱項 $\hat{\mathbf{u}}_t$ (「ショック」と呼ぶ) は、誘導型であるため、金融政策のスタンスの変更によるショック (\mathbf{u}_t^{MP}) とそれ以外のショック ($\tilde{\mathbf{u}}_t$) を分ける (VAR の文脈では、「識別する」なので、以下、識別するに統一する) 必要がある。識別のために、攪乱項は、次のように分解される。

$$\hat{\mathbf{u}}_t = \psi \mathbf{u}_t^{MP} + \tilde{\mathbf{u}}_t \tag{2}$$

なお、式 (2) の $\tilde{\mathbf{u}}_t$ は、政策ショック \mathbf{u}_t^{MP} と直交するショックを表す。金融政策ショックが識別されると、政策ショックが各被説明変数に与える影響はインパルス応答関数によって計算される。そのため、式 (1) の誘導型 VAR(2) のパラメータ (\mathbf{A}, Σ_u) を推計する。推計によって得られたパラメータから、インパルスレスポンス関数が計測される。 \mathbf{I} を単位行列、 $\mathbf{A}(L)$ をラグ多項式とすると、インパルス応答関数は、以下のように記述される。

$$\frac{d\mathbf{y}_t}{d\mathbf{u}_t^{MP}} = \{\mathbf{I} - \mathbf{A}(L)\}^{-1} \psi \tag{3}$$

3) 政策の波及効果の抽出はマクロ経済学の難問の 1 つであり、VAR は一定の評価を得た抽出方法である。先に述べたように、様々な VAR モデルが開発されており、Lütkepohl (2014) では、構造 VAR についてまとまっている。

式 (3) のインパルス応答関数によって、金融政策ショックの経済変数への影響を分析する。ここでは、金融政策代理変数、無担保コールオーバーナイト物の金利、マネタリーベースのショック、すなわち金融政策スタンスの変更が、生産、物価、金利、株価、為替レートそれぞれに与える影響を将来の k 期にわたって計測する。なお、前者をインパルス変数、後者をレスポンス変数と呼ぶ。

3 BVAR モデルによる金融政策ショックの抽出

ベイズ推定によって VAR の係数や攪乱項の分散共分散行列（パラメータ）を推定する VAR モデルは、ベイジアン VAR (BVAR) と呼ばれ、Doan et al. (1984) によって提案された。本稿の分析にこのモデルを採用するのは、統計学上の理由が大きい。他方で経済理論との整合性の確保から、実態経済と金融政策の関係について、Christiano et al. (1999) が提唱するようにブロックリカーシブ構造を仮定する。統計学の理由については、回帰モデルによる VAR がもつ次のような問題がある。1) マクロ経済変数の時系列には単位根が含まれるものがあることが実証されており、データ系列の非定常性の問題⁴⁾がある。また、2) VAR は推計するパラメータの数が多い (over-parametrization) ので、サンプルサイズが大きくなれば自由度の制約に直面する。BVAR は、確率分布をもとにしたモンテカルロシミュレーションなので、定常性の問題も自由度制約の問題も回避できる。

また、マクロ経済分析において、金融政策ショックを VAR で分析する際には、「流動性パズル」⁵⁾、「物価パズル」⁵⁾、「生産パズル」⁶⁾等の問題があることが知られている。解決方法について、多くの提案がなされているが、本稿では、古典的ではあるが、被説明変数の順序によってこの問題に対処する⁷⁾。

4) 例えば、通常 1 階の階差を採用することで回避されるが、階差系列による VAR モデルでは長期の変数間の関係性等の情報が失われる可能性がある。

5) 「物価パズル」とは、政策金利が引き上げられると物価が上昇するという理論に矛盾して、インパルス応答関数が、金融緩和当初に物価が下落するという振る舞いをするという問題である。この問題の対処については、Sims (1992) に詳しい。また、「流動性パズル」とは、マネーに対するショックが名目金利を押し上げるという問題である。この問題に対する対処については、Sims & Zha (1996) 等を参照。

6) 生産パズルは、標本期間の延長によって、金融政策ショックの生産変数への反応に大きな影響がでる問題である。期間を延長するごとに、インパルス応答関数の振る舞いが、緩和当初に観察される生産の減退が大きくなり、生産が上昇してからの伸びも小さくなるという問題である。この問題とその解消法については、例えば、Wong (2002) に詳しい。

7) これらの問題に対しては、Uhlig (2005) によって提案された「符号制約付 VAR モデル」がある。このモデルは、式 (2) で表された金融政策ショックの識別の際に、Cholesky 分解を用いるのではなく、理論的に予測される反応の方向（例えば、ショックによって変数が反応する方向が正なのか負なのか）に符号制約を課して、この理論制約を満たすショックのみを金融政策の構造

IV 推 定

推計の手順は次のとおりである。1) VAR モデルのラグを決定する。2) Markov chain Monte Carlo (MCMC) シミュレーションによって、VAR のパラメータ (\mathbf{A}, Σ_u) を推定する。3) 推定されたパラメータから、インパルスレスポンス関数を計測し、ショックの影響を分析する。4) 予測誤差分解によって、効果（レスポンス変数）の予測誤差に対する、ショック（インパルス変数）の貢献度を計測する。

Step 1

Bayesian model によって VAR のラグを決定する。7 個の変数について最適な次数を推定した結果は、表 5 に示した。変数名の数字がラグの次数である。事前確率が最も高いのは、次数が 3 の場合の 0.5273 である。よって、ここでは次数 3 の VAR(3) モデルを推定する⁸⁾。

Step 2

金融政策の操作目標の変遷を考慮して、期間とインパルス変数ごとに、3 つの BVAR モデルを推定する。ここでは、実態経済と金融政策の関係について、Christiano et al (1999) が提唱するようにブロックリカーシブ構造を仮定する。この仮定により、金融政策変数は同時点で物価や生産に影響を与えないようにする。よって、直交化インパルスレスポンス

表 5 Bayesian model によるラグの決定

	log(ML)	P(M)	P(M=y)
bvar1	5058.6266	0.1667	0.0000
bvar2	5080.3333	0.1667	0.4727
bvar3	5080.4424	0.1667	0.5273
bvar4	5057.0074	0.1667	0.0000
bvar5	5032.1806	0.1667	0.0000
bvar6	4993.5760	0.1667	0.0000

Note: Marginal likelihood (ML) is computed using Laplace Metropolis approximation.

ショックとして捉え、真の金融政策ショックを識別する手法である。理論と整合的な構造ショックのみを採用するので、インパルス応答関数が物価パズルのような振る舞いをするのがなく、標準的な識別方法で発生する先の問題が回避される。他にも多くの構造 VAR モデル等があり、今後の課題とする。

8) 既存研究では、室元・中村 (2016) は、AIC 等によって次数を 2 としていたり、鎌田・須合 (2006) では、3 次から 12 次までを比較し、サンプルサイズと次数の組み合わせで次数の異なる VAR モデルを比較している。

関数を推計する際の被説明変数の順序は、価格 → 金融政策目標 → 金利 → 株価 → 為替レート → 生産の順とする。推定するモデルは、次の3つである。

Model 1: 金融政策代理変数 (pr_cr), マネタリーベース (mb), 10年利付国債の利回り (long_term_interest), 鉱工業政策指数 (IIP), 消費者物価指数 (CPI), 日経平均株価指数 (Nikkei), 実質実効為替レート (REER) の7変数 BVAR(3) モデル (全期間)

Model 2: 金融政策代理変数 (pr_cr), マネタリーベース (mb), 10年利付国債の利回り (long_term_interest), 鉱工業政策指数 (IIP), 消費者物価指数 (CPI), 日経平均株価指数 (Nikkei), 実質実効為替レート (REER) の7変数 BVAR(3) モデル (-2013m3)

Model 3: 金融政策代理変数 (pr_cr), マネタリーベース (mb), 10年利付国債の利回り (long_term_interest), 鉱工業政策指数 (IIP), 消費者物価指数 (CPI), 日経平均株価指数 (Nikkei), 実質実効為替レート (REER) の7変数 BVAR(2) モデル (2013m4-)

Step 3

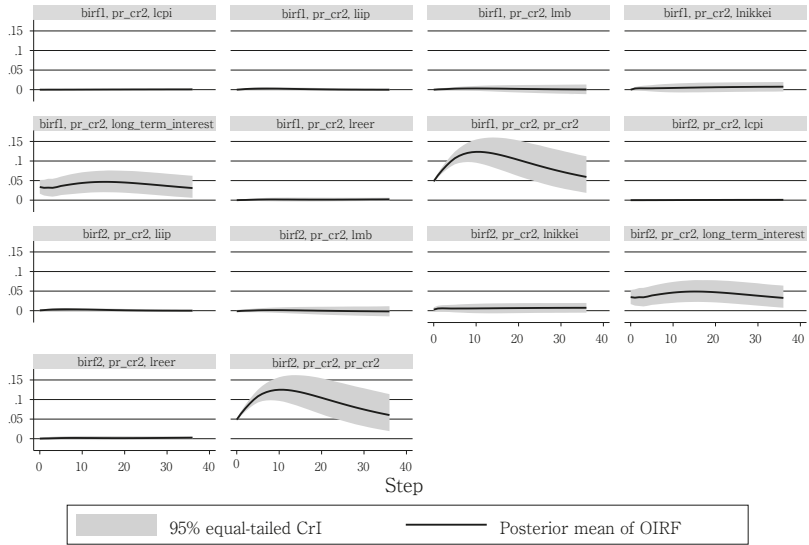
Step 2 で推定した VAR モデルのパラメータからインパルス応答関数を計測する。

Step 4

Step1/2 で計測した予測誤差の分解によって、効果 (レスポンス変数) の予測誤差に対する、ショック (インパルス変数) の貢献度を計測する。

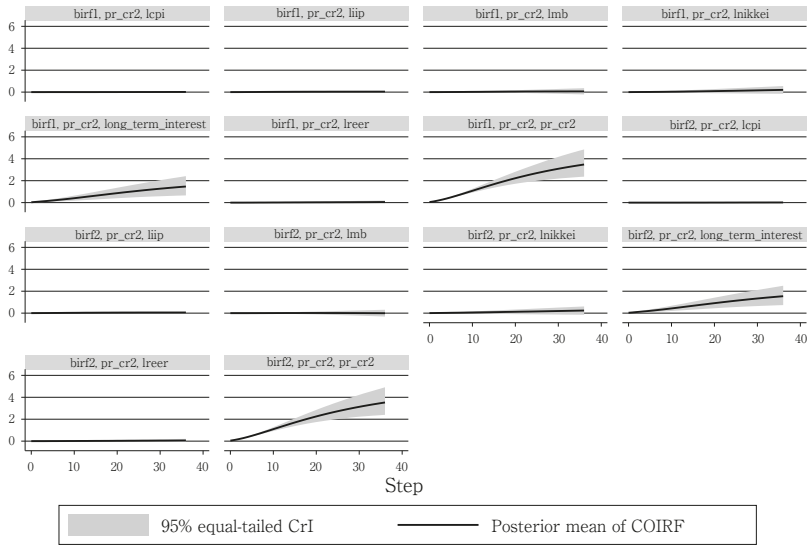
Step 2 で推定した全期間の BVAR(3) モデルのパラメータ (\mathbf{A}, Σ_u) から計算された直交化インパルスレス応答関数のグラフは、図 6 から図 8 である。図 6 は、インパルス変数を金融政策代理変数とした結果である。左上のグラフから右へと数えて 2 行目の 7 つ目までは、非直交化インパルス応答関数で、以降が直交化インパルス応答関数である。金融政策スタンスの変更は、長期金利に大きく影響し、株には若干影響を及ぼしている。しかし、消費者物価指数、鉱工業生産指数は殆ど反応していない。次に、図 7 の累積のインパルス応答関数を見るが、結果に大きな違いは見られない。ショックの変動に対する各変数の貢献度を示す図 8 を見ると、最初は政策代理変数自信の貢献がほぼ 100% であるものの、時間が経過するにつれて長期金利の貢献が増加し、20 ヶ月弱たつと 35% 程度となる。全体として、政策スタンスの変更は、金利への影響が大きく、次いで株式、為替レートに若干マ

図 6 インパルス応答関数（全期間）



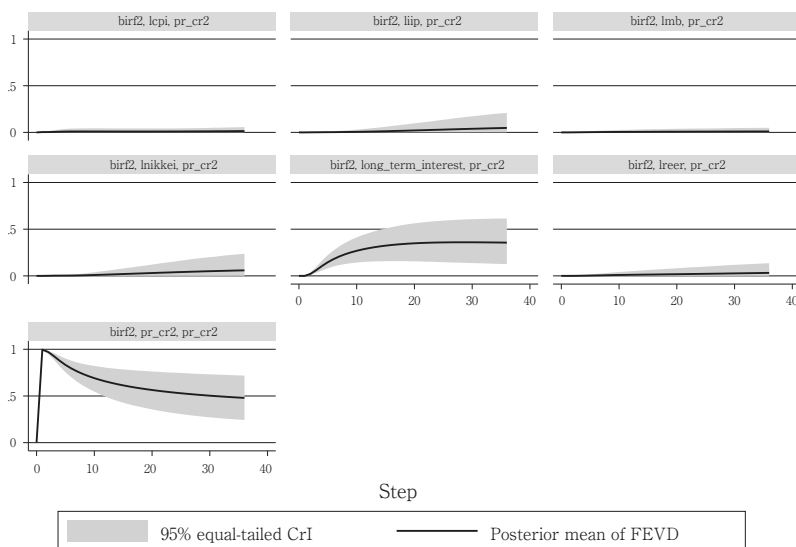
Graphs by irfname, impulse variable, and response variable

図 7 インパルス応答関数（蓄積，全期間）



Graphs by irfname, impulse variable, and response variable

図 8 予測誤差分散分解（全期間）



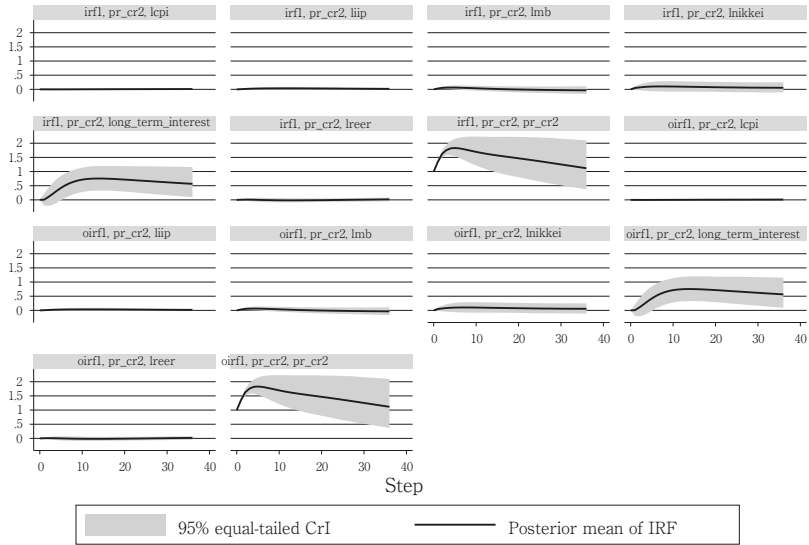
Graphs by irfname, impulse variable, and response variable

イナスの効果を与えている。実態経済への影響はさほど見られない。

そこで、金融政策の操作目標の変更の影響を考慮して、政策目標が概ねコールレートであった時期と、マネタリーベースになった時期、すなわちQQEの前後にサンプルを分けてインパルス応答関数を計測した。図9から図11は、1990年1月から2013年3月までの、インパルス変数を金融政策とする直交化インパルス応答関数である。操作目標は当座預金残高に変わった時期が含まれるが、全期間での挙動と変わりはない。QEまでは、操作目標が無担保コールオーバーナイトものと当座預金残高であり、金融政策は銀行を通じて波及する経路が想定されている。全期間とQE以前のインパルス応答関数の振る舞いから、銀行を通じた波及経路は、実態経済への効果について機能していないことが示唆される。

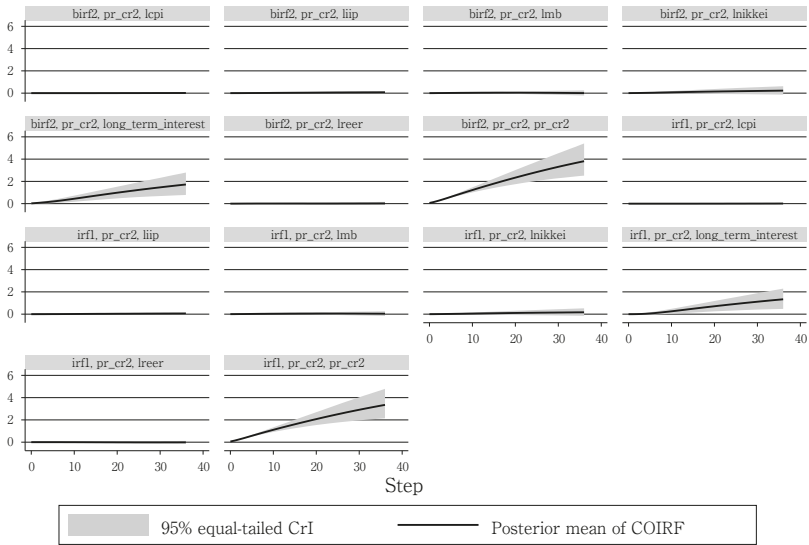
最後に、操作目標がマネタリーベースとなり、かつ、国債の購入、ETF等の株の購入、マイナス金利の導入、長期金利の操作が加わり、資産市場を通じた波及経路を含めたQQEの期間、すなわち2013年4月以降の期間で計測したインパルス応答関数他を見てみる。直交化インパルス応答関数を示す図12、累積の応答関数を示す図13は、ともにQQE以前の期間の挙動とは異なる。株価への影響が高まっている。また、鉱工業生産指数に対しても、長い期間でプラスの効果が見られる。さらに実質実効為替レートは時間をかけて下落している。同様の傾向は累積でも見られる。短期では金融政策代理変数の予測誤差は、金融政策代理変数の貢献が90%近くを占めるが、前の期間での計測では、ほぼ100%の貢献であったのに対して、程度が若干下がり、代わりに、これまではほぼなかった消費者物価

図 9 インパルス応答関数 (-2013 年 3 月)



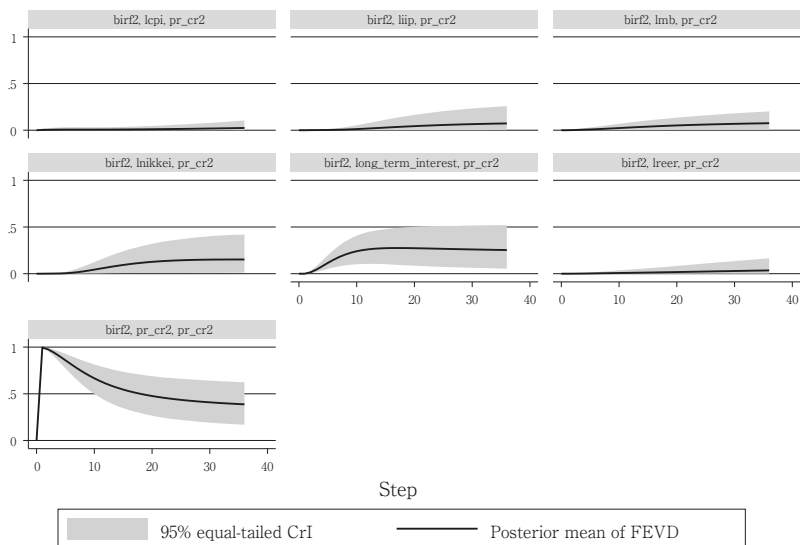
Graphs by irfname, impulse variable, and response variable

図 10 インパルス応答関数 (蓄積, -2013 年 3 月)



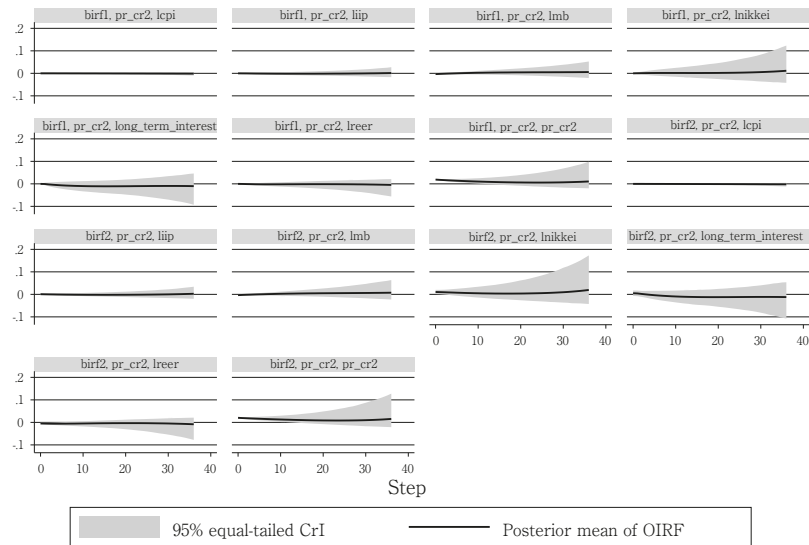
Graphs by irfname, impulse variable, and response variable

図 11 予測誤差分散分解 (-2013 年 3 月)



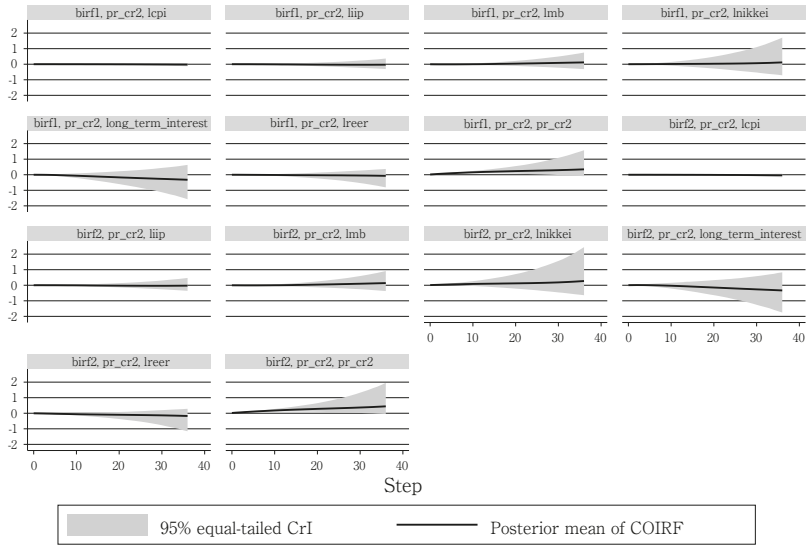
Graphs by irfname, impulse variable, and response variable

図 12 インパルス応答関数 (2013 年 4 月-)



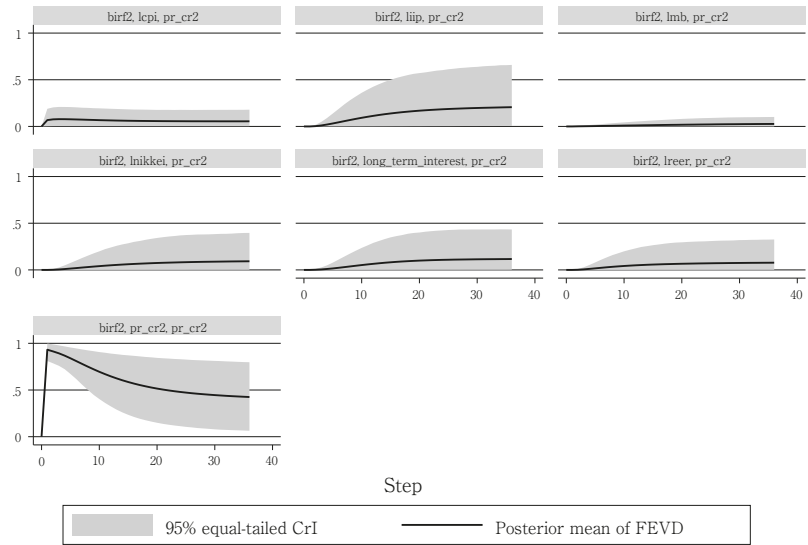
Graphs by irfname, impulse variable, and response variable

図 13 インパルス応答関数（蓄積，2013 年 4 月-）



Graphs by irfname, impulse variable, and response variable

図 14 予測誤差分散分解（2013 年 4 月-）



Graphs by irfname, impulse variable, and response variable

指数の貢献がある長期では、鉱工業生産指数の貢献が20%弱に増大している。また、他の変数も少しずつ貢献しており、QQE以前の傾向とは異なっている。資産市場を通じた波及経路が有効に働いている可能性が示唆される。

V ま と め

本稿の推計結果から、非伝統的金融緩和政策は、QQEの前と後では経済への波及効果の大きさや測度に違いがあることが示唆される。QQE以前は、長期金利にのみ効果があったが、他はそれほど大きな影響を受けていなかった。さらに、全期間とQQE以前のインパルス応答関数の振る舞いはほぼ変わらず、QQE以前は、全体として波及の測度や効果の大きさも緩慢であった。しかし、QQE以降は、それまで効果のなかった、鉱工業生産指数や株価を押し上げ、為替レートを長期にわたって押し下げる効果が示唆されている。つまり、日本における非伝統的金融緩和政策は、銀行を通じた経路ではなく、資産市場を通じた経路によって、また貨幣供給の規模を拡大することによって実態経済に長期間かけて効果を及ぼすことが示唆された。

2001年から始まった非伝統的金融政策は、2000年代は途中で解除期間があったものの、概ね続けられてきた。しかし、回復傾向が見てとれた2000年代中盤から後半の時期に世界大恐慌が発生したことも理由の1つではあるが、明確な効果の発現や効果の持続には至らなかった。長引く不況を受けて、2013年4月以降のQQEが発動され、それ以前と比べると格段に大規模な緩和政策が実行された。株式や国債の大規模な買入によって、特に金融市場に大きく効果を及ぼしたことは、本稿の推計結果とも一致している。他方で、実態経済への影響については、生産を表す鉱工業生産指数に対して長期にわたって緩やかな押し上げ効果が確認されたものの、物価への影響は明確にはならなかった。1990年代以降は、金融機関が不良債権の処理に追われた時期であり、また、齋藤(2008)、Hayashi(2006)、北村(2021)等が指摘するように、日本は過剰投資過小消費の状態にあり、貨幣供給を増やしても消費や生産性の高い投資が促進されない状況にあることから、銀行を通じた従来の波及経路が機能しなかったことは、日本経済の状況とも整合的である。

今回の標本は1990年1月から2020年の3月までであり、この期間は世界経済も世界的な金融危機や「ドットコムバブル」、英国のEU離脱や、中国の元の切り下げなど様々な事象が発生した時期である。さらに一国の金融政策は、国際的な資金の流れにも影響しており、例えば、Inoue & Okimoto(2022)は、ST-GVAR(Smooth Transition Global Vector Autoregression)モデルによって、日本と米国の金融政策の国際的な波及を考慮して、日米の非伝統的金融政策の国内および国際金融市場への影響を評価している。欧州、日本、特に米国の金融政策は各国の経済に影響を及ぼし、また、経済の構造変化も示唆され

ることから、両者を考慮して政策の波及効果を分析できることが、ST-GVAR モデルの利点である。また、室元・中村（2016）は、符号制約付 VAR モデルによって、日米の金融政策の国際的な波及効果を実証している。図 3 が示すように、これまで中々上昇しなかった消費者物価指数は、新型コロナウイルス感染症の蔓延と、ウクライナとロシアの戦争による供給の縮小で、急激に上昇している。物価の安定を目標とする金融政策は、昨今の米国の連邦準備局の利上げとそれに伴う物価上昇率の鈍化が示すように、高騰した価格を抑えるには有効であるが、下がった価格を押し上げるには有効ではないのかもしれない。しかし、金融政策の目的の 1 つは、物価の安定である。よって、政策と物価の関係については引き続き調査を進めていく。政策の波及効果や経路については現在でも活発に研究されており、今後もさらに研究を深めたい。

参考文献

- 翁邦雄・白塚重典「コミットメントが期待形成に与える効果—時間軸効果の実証的検討」『金融研究』第 22 巻 第 4 号、日本銀行金融研究所、2003 年、255–292 頁。
- 鎌田康一郎・須合智広「政策金利ゼロ制約下における金融政策効果の抽出」『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』(06-J), 13, 2006 年。
- 北村仁代「日本銀行による非伝統的金融政策の効果に関する考察」『企業研究』第 38 号、中央大学企業研究所、2021 年。
- 齊藤誠「家計消費と設備投資の代替性について—最近の日本経済の資本蓄積を踏まえて」『現代経済学の潮流』、2008 年、27–68 頁。
- 白塚重典・藤木裕「ゼロ金利政策下における時間軸効果：1999 年～2000 年の短期金融市場データによる検証」『金融研究』第 20 巻 第 4 号、日本銀行金融研究所、2001 年、137–170 頁。
- 宮尾龍蔵「量的緩和政策と時間軸効果」『国民経済雑誌』2007 年 2 月号。
- 室元翔太・中村周史「米国の量的緩和政策による外国為替市場への影響」『総合政策研究』第 24 号、中央大学総合政策学部、2016 年、83–90 頁。
- Christiano, Lawrence J., Martin Eichenbaum, and Charles L. Evans. Monetary policy shocks: What have we learned and to what end? *Handbook of macroeconomics*, 1: 65–148, 1999.
- Doan, Thomas, Robert Litterman, and Christopher Sims. Forecasting and conditional projection using realistic prior distributions. *Econometric reviews*, 3 (1): 1–100, 1984.
- Hayashi, Fumio. The over-investment hypothesis. *Long-Run Growth and Short-Run Stabilization: Essays in Memory of Albert Ando*, 275, 2006.
- Inoue, Tomoo and Tatsuyoshi Okimoto. How does unconventional monetary policy affect the global financial markets? *Empirical Economics*, 62 (3): 1013–1036, 2022.
- Lütkepohl, Helmut. Structural vector autoregressive analysis in a data rich environment: A survey. *DIW Berlin Discussion Paper*, (2014-004), 2014.
- Nakamura, Emi and Jón Steinsson. Identification in macroeconomics. *Journal of Economic Perspectives*, 32 (3): 59–86, 2018.
- Uhlig, Harald. What are the effects of monetary policy on output? results from an agnostic identification procedure. *Journal of Monetary Economics*, 52 (2): 381–419, 2005.