



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

Broad

Perspective
Review

多角的レビューシリーズ

「量的・質的金融緩和」導入以降の政策効果の計測
— マクロ経済モデル Q-JEM を用いた
経済・物価への政策効果の検証 —

井澤公彦*

kimihiko.izawa@boj.or.jp

喜舎場唯**

yui.kishaba@boj.or.jp

高橋悠輔**

yuusuke.takahashi@boj.or.jp

幅俊介***

shunsuke.haba@boj.or.jp

米山俊一**

shunichi.yoneyama@boj.or.jp

No.24-J-22
2024年11月

日本銀行
〒103-8660 日本郵便（株）日本橋郵便局私書箱30号

* 調査統計局（現・大阪支店）

** 調査統計局

*** 調査統計局（現・企画局）

日本銀行ワーキングペーパーシリーズは、日本銀行員および外部研究者の研究成果をとりまとめたもので、内外の研究機関、研究者等の有識者から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。ただし、論文の中で示された内容や意見は、日本銀行の公式見解を示すものではありません。

なお、ワーキングペーパーシリーズに対するご意見・ご質問や、掲載ファイルに関するお問い合わせは、執筆者までお寄せ下さい。

商用目的で転載・複製を行う場合は、予め日本銀行情報サービス局 (post.prd8@boj.or.jp) までご相談下さい。転載・複製を行う場合は、出所を明記して下さい。

「量的・質的金融緩和」導入以降の政策効果の計測

— マクロ経済モデル Q-JEM を用いた 経済・物価への政策効果の検証* —

井澤 公彦[†]、喜舎場 唯[‡]、高橋 悠輔[§]、幅 俊介^{**}、米山 俊一^{††}

2024年11月

【要 旨】

本稿では日本銀行の大型マクロ経済モデルである Q-JEM (Quarterly Japanese Economic Model) を用い、2013年以降の日本銀行による「量的・質的金融緩和」導入以降の政策効果を推計した。具体的には、名目金利をはじめとする主要な金融変数やインフレ予想等に対して、金融緩和が実施されなかった場合の「仮想的なパス」を作成した。そのうえで、それらの変数が仮にこのパスを辿った場合の実質 GDP や消費者物価等の推移について、Q-JEM を用いた反実仮想分析 (カウンターファクチュアル・シミュレーション) を行い、実績値とシミュレーション結果の差を政策効果として試算した。試算によると、2013年の「量的・質的金融緩和」以降2023年4~6月までの期間において、政策効果により実質 GDP の水準は平均的に+1.3~+1.8%程度、消費者物価 (除く生鮮食品・エネルギー) 前年比は+0.5~+0.7%ポイント程度押し上げられてきたとの結果になった。

JEL 分類番号 : C53、E37、E43、E47、E52、E58

キーワード : 金融政策、政策効果、大型マクロ経済モデル、シミュレーション

* 本稿の作成に当たり、青木浩介氏、上田晃三氏、および日本銀行のスタッフから有益なコメントを頂いた。また、稲次春彦氏、亀井郁夫氏、柴田菜緒氏には、初期の分析や先行研究の調査等でご協力頂いた。ここに記して感謝したい。ただし、残された誤りは筆者らに帰する。なお、本稿の内容や意見は、筆者ら個人に属するものであり、日本銀行の公式見解を示すものではない。

[†] 日本銀行調査統計局 (現・大阪支店、kimihiko.izawa@boj.or.jp)

[‡] 日本銀行調査統計局 (yui.kishaba@boj.or.jp)

[§] 日本銀行調査統計局 (yuusuke.takahashi@boj.or.jp)

^{**} 日本銀行調査統計局 (現・企画局、shunsuke.haba@boj.or.jp)

^{††} 日本銀行調査統計局 (shunichi.yoneyama@boj.or.jp)

1. はじめに

わが国経済がデフレに陥って以降、日本銀行は様々な金融緩和策を実施し、それらは金融市場や実体経済に幅広く効果をもたらしてきたと考えられる。本稿では、日本銀行が実施する「金融政策の多角的レビュー」の一環として、日本銀行が2013年の「量的・質的金融緩和」導入以降実施してきた非伝統的金融政策の経済・物価に対する効果を、マクロ経済モデル『Q-JEM (Quarterly Japanese Economic Model)』を用いて計測する。Q-JEMとは、日本銀行が開発した大規模経済モデルで、海外変数や金融市場を含むおよそ1,000変数、数百の定義式・推計式からなり、日本経済を包括的に描写したモデルである（一上ほか(2009)、Fukunaga et al. (2011)、Hirakata et al. (2019)）。米国・連邦準備制度（FRB）の『FRB/US』、欧州中央銀行（ECB）の『ECB-BASE』と同様、Q-JEMは準構造モデルであり、経済理論に基づきつつも、データとのフィットも勘案して柔軟な定式化がなされている。そのため、実務上の利便性が高く、日本銀行における経済予測やシナリオ分析に活用されている。実際、2016年の「総括検証」、2021年の「点検」でもQ-JEMを用いた政策効果の計測が行われてきた（菅ほか(2016)、川本ほか(2021)）。これらの分析では、主要な金融変数等について日本銀行の政策が実施されなかった場合の「仮想的なパス」を作成し、そのパスが仮に実現した場合の経済・物価の動向について反実仮想分析（カウンターファクチュアル・シミュレーション）を行っている。そのうえで、シミュレーション結果と経済・物価変数の実績値との差を政策効果として計測している。本稿でも、基本的に同様の考え方に則り、2013年の「量的・質的金融緩和」以降の金融緩和策を主な対象として¹、金融緩和の政策効果を改めて推計する。

本稿の主な結果は次のとおりである。「量的・質的金融緩和」導入から2023年4～6月までの期間において、非伝統的金融政策が実質GDPの水準に対して与えた効果は、平均+1.3%～+1.8%、消費者物価（除く生鮮食品・エネルギー）の前年比に対しては同+0.5%～+0.7%ポイントとなった。後者の結果は、2010年代後半の多くの期間に消費者物価の前年比が0.5%を下回るプラスの値で推移していたことを踏まえると、一連の非伝統的金融緩和政策が実施されなかったと仮定すれば、同局面では長期にわたり物価の下落が続いていたことを示唆している。この間、新型コロナウイルス感染症の感染拡大下においても、非伝統的金融政策は経済の下支えにしっかりと寄与してきたことも確認された。実質GDPの押し上げ効果を政策効果波及チャネル別にみると、実質金利チャネルの寄与が最も大きいほか、株価チャネルなど幅広いチャネルが押し上げに寄与してきた。需

¹ 2000年代初頭の量的緩和政策については補論で触れる。

要項目別にみると、設備投資の押し上げ効果の寄与が大きいほか、個人消費の押し上げ効果も寄与してきた。消費者物価の押し上げ効果をフィリップス曲線の定式化に基づき寄与度分解した結果、需給ギャップおよび中長期インフレ予想どちらも相応に上押しに寄与する形となった。

なお、本分析の留意点として、非伝統的金融政策の効果が必ずしも包括的に計測されていない点が挙げられる。例えば、潜在成長率や財政政策関連の変数は所与となっており、政策効果の推計結果には影響を与えない。従って、非伝統的金融政策が潜在成長率に及ぼしうる影響や財政政策と金融政策の相互作用といったメカニズムは考慮されていない²。また、金融機関収益や市場機能の低下、金融不均衡の蓄積といった副作用も明示的には勘案されていない³。非伝統的金融政策を評価する際は、様々なアプローチを用いて多面的に評価する必要がある。

Bernanke (2020)が包括的に整理しているとおおり、多くのアカデミック・エコノミストや金融政策当局者により、非伝統的金融政策の効果に関する研究が行われてきた。そうした研究では、金融市場の高頻度データを用いた分析や時系列分析など様々な手法が用いられてきたが、海外中銀等においては、本稿同様に準構造モデルを用いた分析も行われてきた。例えば、Engen et al. (2015)や Kiley and Roberts (2017)、Chung et al. (2019)等は、FRB の大型マクロ経済モデル FRB/US を用いて、FRB が行った Forward Guidance や Quantitative Easing などの非伝統的金融政策の効果を計測している。日本銀行においても、上述のとおり、菅ほか (2016) や川本ほか (2021) で、Q-JEM を用いた政策効果の検証がなされてきた。本稿では、シナリオの再考やモデルの拡張を行いつつ⁴、これらの研究を延長し新型コロナウイルス感染症の感染拡大以降も分析対象に含め、改めて政策効果を計測した⁵。

本稿の構成は以下の通りである。まず、2 節では 2013 年の日本銀行による「量的・質的金融緩和」の導入以降の政策および金融環境を振り返りつつ、Q-JEM で想定している政策の波及経路を説明する。3 節ではシミュレーションの前提とな

² 金融政策が潜在成長率に与えた影響については、伊藤ほか (2024) を参照。

³ 非伝統的金融政策が金融システムに与えた影響については、日本銀行金融機構局 (2024) や安部ほか (2024) を参照。また、金融政策が国債市場や社債市場の機能度に及ぼした影響については、北村ほか (2024) や落・長田 (2024) を参照。

⁴ Q-JEM はデータの更新や経済状況の変化に応じて随時定式化を見直しているほか、分析の用途に応じて複数の異なるバージョンを併用している。本稿の分析で用いた Q-JEM では、日本銀行の国債買入れ等の効果を年限別に精緻に捉える目的から、1~10 年の金利の期間構造を組み込んでいる点が特徴である (詳細は後述)。

⁵ 開発ほか (2024) は、「金融政策の多角的レビュー」の一環として、時系列モデルに基づいて、非伝統的金融政策の効果と副作用について分析している。

る金融変数等のシナリオについて説明する。4 節はシミュレーションの結果を説明する。5 節は結びである。

2. 日本銀行による非伝統的金融政策とその波及経路

本節では、本稿で主な分析対象としている、2013 年以降の主要な政策変更と金融環境を簡単に振り返ったうえで（図表 1）、Q-JEM で想定されているそれらの政策の経済・物価への波及経路について整理する。なお、この間の各変数の推移については図表 3～6 も適宜参照されたい。

2-1. 2013 年以降の非伝統的金融政策と金融環境の変遷

日本銀行は 2013 年 4 月、長期国債を中心とした大規模な資産買入れを含む「量的・質的金融緩和」（Quantitative and Qualitative Monetary Easing、以下、QQE）を導入した。本政策導入以降、中長期インフレ予想は急速に上昇したほか、長期金利ははっきりと低下した。その後、新型コロナウイルス感染症の拡大期までの変遷について、詳しくは菅ほか（2016）・川本ほか（2021）に譲るが、2014 年の消費税率引き上げの反動や原油価格の大幅下落、2016 年以降の新興国経済の減速などを受け、2014 年 10 月には「量的・質的金融緩和」を拡大したほか、2016 年 1 月には「マイナス金利付き量的・質的金融緩和」を、2016 年 9 月には「イールドカーブ・コントロール」（Yield Curve Control、以下、YCC）および「オーバーシュート型コミットメント」を導入した。こうしたもと、やや長い目で見れば、名目金利は低位で推移してきたほか、QQE 導入以前と比べると為替レートは円安、株価（TOPIX）も上昇傾向が続いてきた。2020 年には、新型コロナウイルス感染症の感染拡大に対応するため、政府と共に企業金融支援措置を開始したほか、金融緩和の強化（CP・社債や ETF の買入強化）を実施した。これらも受けて、一時低下していた株価は反転上昇したほか、貸出態度判断 DI は緩和的に推移した。

2021 年以降、米国における高インフレとそれに伴う利上げを受けて日米金利差が拡大したことなどから、円安が進行した。株価は、新型コロナウイルス感染症拡大からの回復を受けて上昇した後、ウクライナ情勢などに伴う振れを伴いつつも、為替円安が意識されるもとで上昇傾向を続けた。この間、金融機関の貸出態度は、経済活動の持ち直しにも支えられ、全体として緩和的な水準が維持された。中長期インフレ予想は、輸入物価上昇を起点とした消費者物価上昇の影響もあり、新型コロナウイルス感染症の拡大下における低下局面から一転上昇した。名目長期金利は、0%近傍で推移してきた後、2022 年 12 月、2023 年 7 月の

YCC 運用柔軟化を経て、やや上昇傾向で推移した。この間、名目短期金利は引き続き低位で推移した。

2024年3月、日本銀行は、先行き、「展望レポート」の見通し期間終盤にかけて2%の「物価安定の目標」が持続的・安定的に実現していくことが見通せる状況に至ったと判断し、非伝統的金融政策を終了した。すなわち、短期金利の操作を主たる政策手段として、経済・物価・金融情勢に応じて適切に金融政策を運営するとした。

2-2. Q-JEM における金融政策の波及経路

上述の通り、日本銀行は2013年以降、各種非伝統的金融政策を実施してきた。こうした一連の政策は、名目金利や為替レート等の金融変数やインフレ予想を通じて、経済・物価に影響を与えてきたと考えられる。本小節では、Q-JEM において想定されている金融政策の波及経路を整理する（図表2）。Q-JEM では、以下の4つの経路を通じて経済・物価に波及すると想定している⁶。

第一に、非伝統的金融政策は、実質金利を押し下げる。具体的には、国債買入れやマイナス金利政策は名目金利を引き下げる。他方で、非伝統的金融政策やそれに伴う強力なコミットメントは直接的にインフレ予想を引上げ、実質金利をさらに下押しする。こうした実質金利に対する政策効果は、資金調達コストの低下等を通じて設備投資や住宅投資を押し上げるほか、異時点間の代替効果等を通じて個人消費を押し上げる。

第二に、貸出増加支援策などによる金融機関の貸出態度の緩和化が、貸出市場のアクセシビリティを改善させ、設備投資を上押しする。Q-JEM では、貸出金利だけでは説明できない金融機関の貸出スタンスの変化を、短観の貸出態度判断DIで捕捉している。第三に、金利低下は為替レートの円安化を通じても実体経済を上押しする。具体的には、金利低下は内外金利差の拡大から為替円安圧力をもたらす。第四に、金利低下や為替円安を受けた企業収益の改善は、株価にプラスに作用する。こうした株価上昇は、「トービンのQ」の上昇を通じて設備投資を押し上げるほか、家計が保有する資産価値の上昇（資産効果）を通じて個人消費にもプラスに作用する。

消費者物価（除く生鮮食品・エネルギー）については、ハイブリッド型フィリップス曲線の考え方にに基づき、需給ギャップ、自己ラグ、中長期インフレ予想等で説明される定式化となっている。そのため、消費者物価に対しては、主に①実体経済への政策効果による需給ギャップの改善、および②中長期インフレ予想

⁶ 本分析で用いる Q-JEM の主な定式化は、参考1・2を参照。

の押し上げを通じた直接的な経路が上昇に寄与する。また、中長期インフレ予想には、物価目標を参照して予想するフォワード・ルッキングな期待形成と、消費者物価の実績値に基づいて予想するバックワード・ルッキングな期待形成の2つの要素が含まれている。そのため、③政策効果を受けて消費者物価の実績値が上昇し、このことがバックワード・ルッキングな期待形成を通じて中長期インフレ予想をさらに上昇させ、その結果消費者物価がさらに上昇するというメカニズムも有している。

なお、本シミュレーションで使用する Q-JEM には 1～10 年の金利の期間構造が組み込まれており、政策効果を子細に捉えている。元々 Q-JEM は、簡便的な金利の期間構造を有していた (Hirakata et al. (2019))。もっとも、非伝統的な金融政策が、イールドカーブに与える効果は一様ではなく、金利の年限により影響は異なりうる。また、そうしたもとで、各年限の金利が実体経済に与える影響も、年限により異なる可能性がある。こうした点を踏まえ、本 Q-JEM では、1～10 年の金利の期間構造を組み込んでいるほか、金利の波及経路について、これに伴う必要なスペック変更を行っている。具体的には、年限別の金利を、短中期金利 (1～3 年金利) および中長期金利 (4～10 年金利) の 2 つに集約したうえで、2 つの加重平均を GDP コンポーネント等の説明変数としている。その際、2 つの金利のウェイトは、説明力が最も高くなるよう推計した⁷。

3. シミュレーションの前提

本節では、次節で Q-JEM を用いた反実仮想分析 (カウンターファクチュアル・シミュレーション) により経済・物価への政策効果を試算する前提として、政策の波及経路における重要な変数 (名目金利、中長期インフレ予想、為替レート、株価、貸出態度判断 DI) につき、非伝統的な金融政策が実施されなかった場合の「仮想的なパス」を作成する⁸。作成にあたっては、政策効果計測の頑健性をチェックする観点から、それぞれの変数について 2 つの手法を用いる。

(名目金利)

⁷ 参考 1・2 の推計結果によれば、設備投資や住宅投資は短中期金利および中長期金利が同程度に、個人消費は短中期金利のみで説明される形でウェイトが推計されている。なお、各年限の金利を 2 つに集約したのは、推計の安定性を高めるためである。また、2 つの金利の情報の重複を避けるため、中長期金利としては中長期フォワードレートを用いている。

⁸ 作成方法は、2016 年の「総括的検証」(菅ほか (2016)) や 2021 年の「点検」(川本ほか (2021)) で用いられたアプローチを参考にいくつかの修正を加えたものが多い。

名目金利のシナリオは、回帰分析により政策効果を直接的に抽出することで作成する。具体的には、名目金利を日本銀行の国債保有割合等の政策変数を用いて回帰分析を実施する。そのうえで、その推計結果を用いて、政策が実施されず、政策変数が政策導入直前から横ばいで推移したと仮定した場合の仮想的な名目金利のシナリオを作成する。

手法1は、基本的には川本ほか(2021)の推計アプローチに倣っている。具体的には、1～10年の各年限につき、名目金利関数を、対応する年限における日本銀行の国債保有割合⁹、コールレートといった政策変数、米国の名目金利等のコントロール変数を説明変数として推計している。ここでは、ある年限の国債購入はその年限の国債価格にのみ影響を与えると仮定している¹⁰。以下は、一例として10年金利の推計結果を示しており、日本銀行による10年の国債保有割合およびコールレートは、統計的に有意となっている。

$$\begin{aligned}
 \text{名目長期金利(10年物)} &= 0.23 + 0.17 \times \text{実質 GDP 成長率予想} & (1) \\
 & \quad [0.10] \quad [0.11] \\
 & \quad + 0.21 \times \text{米国債金利} \\
 & \quad \quad [0.03] \\
 & \quad - 0.01 \times \text{日本銀行の国債保有割合} \\
 & \quad \quad [0.001] \\
 & \quad + 0.69 \times \text{コールレート} \\
 & \quad \quad [0.15]
 \end{aligned}$$

[]内は Newey-West による係数の標準誤差

推計期間：2001年6月～2023年6月、修正 R^2 ：0.93、標準誤差：0.16

実質 GDP 成長率予想はコンセンサス・フォーキャスト（6～10年後の見通し）、米国債金利は10年物、日本銀行の国債保有割合は残存期間が9年より長く10年以下の銘柄の保有割合

⁹ 日本銀行の年限別国債保有割合は、①年限別国債発行残高（償還および消却を迎えていない年限別国債残高）、②日本銀行の年限別国債保有額のデータを取得して算出した。①については、財務省ウェブサイトの銘柄別入札情報（入札結果および流動性供給入札結果）から、各時点で残存する銘柄情報を取得した。また、買入消却の情報も同様に取得（財務省ウェブサイトから削除された情報については、国立国会図書館ウェブサイトのアーカイブより取得）した。②については、日本銀行ウェブサイトにおける短期国債の保有銘柄一覧と国債保有銘柄一覧から、各時点での保有銘柄およびその保有額を取得した。①で取得した発行情報に含まれる各銘柄の満期の情報を、日本銀行保有銘柄に紐づけ、各時点における日本銀行保有銘柄の残存期間を算出した。そのうえで、各時点における、国債残存量と日本銀行保有残高を残存年限別に集計した。

¹⁰ 例えば、D'Amico and King (2013)は、ある国債の購入は当該国債および同様の年限の国債価格といったローカルな価格へ影響を及ぼすという"local-supply"効果を推計しており、本手法では同メカニズムによる国債価格の変化を抽出していると解釈できる。

この推計結果を用い、国債保有割合およびコールレートが 2013 年 1～3 月から横ばいと仮定した場合の名目金利を計算し、その結果を仮想的な名目金利のパスとした。

図表 3（1）は、名目金利（1 年から 10 年までの金利の単純平均値）の実績値と「仮想的なパス」を示しており、実績値と手法 1 および手法 2（後述）の差分（棒グラフ）が政策効果に相当する。手法 1 の推移を見ると、2013 年 4～6 月から政策効果が次第に強まり、その後は概ね -0.5% ポイント程度の政策効果が続いたとの結果になった。図表 3（2）は、各年限の金利に対する平均的な政策効果を示しており、非伝統的金融政策がイールドカーブ全体を押し下げてきたことがみてとれる。子細にみると、1 年金利に対しては平均的に -0.3% ポイント弱程度の効果が認められた一方、10 年金利に対しては -0.6% ポイント程度と、長期の金利に対する効果の方が大きくなっている。

手法 2 は、日本銀行（2024）の長期金利関数の推計結果に基づいて作成したものである¹¹。基本的なアプローチは手法 1 と同様であるが、いくつかの点で拡張を行い、手法 1 と比較して概念的には政策効果をやや広めに捉えている。具体的には、同じく 1～10 年の各年限につき、名目金利関数を、将来の国債保有割合予想（リスク量ベース）、YCC における金利変動幅上限や連続指値オペ水準を超える確率（YCC の効果）、コールレート等の政策変数および米国の名目金利等のコントロール変数を説明変数として推計している。川本ほか（2021）と同様に各年限の国債保有はイールドカーブ全体に影響を与えうるとして、リスク量ベースに換算した国債保有割合を用いているほか、将来の国債保有割合の予想も考慮している。加えて、YCC によるイールドカーブの押下げ効果も考慮している。この推計結果を用いて、将来の国債保有割合予想およびコールレートが 2013 年 1～3 月から横ばい、変動幅上限や連続指値オペ水準を超える確率をゼロとすることで、政策が行われなかった場合の仮想的な名目金利のパスを作成した。

図表 3（1）の手法 2 の推移をみると、2013 年 4～6 月の政策導入以降、平均して -0.6% ポイント程度の政策効果が計測された。手法 1 と比較して、政策効果が大きく推計されたほか、将来の国債保有割合の予想を勘案していることから、2013 年 4～6 月の政策導入当初から政策効果が発現したとの結果になった。図表 3（2）の各年限の金利に対する平均的な政策効果を見ると、手法 1 同様に、

¹¹ ここでは、日本銀行（2024）の BOX6、図表 B6-4 におけるモデル 1・モデル 2 それぞれの推計結果を用いて作成したシナリオの平均値を用いている。分析の詳細な考え方については、長田・中澤（2024b）を参照。

非伝統的金融政策がイールドカーブ全体を押し下げてきたこと、短期と比較して長期の金利に対する政策効果の方が大きいことが示唆される結果となった。

（中長期インフレ予想）

中長期インフレ予想については、①政策導入直前の中長期インフレ予想の値を用いる手法、および②回帰分析により一定の仮定のもとで政策効果を直接的に抽出する手法の2つを採用する。なお、インフレ予想の指標自体についても、様々な経済主体のものがあり、それぞれの特徴やバイアス等が存在する。本稿では、長田・中澤（2024a）による、統計的手法を用いて各経済主体のインフレ予想の情報を集約した「年限別にみた合成予想物価上昇率」の10年先の値を、中長期インフレ予想の指標として用いる。

手法1では、菅ほか（2016）・川本ほか（2021）に倣い、2%の「物価安定の目標」が導入された2013年1月の直前、2012年10～12月の中長期インフレ予想の値を用いてパスを作成する。すなわち、QQE導入以降の政策がなければ、中長期インフレ予想は物価安定目標導入前の水準のまま横ばいで推移したと仮定する（図表4の手法1）。

もっとも、手法1では、横ばいとした中長期インフレ予想のパスと実績値との差分、すなわち、この間の中長期インフレ予想の変動について、そのすべてを政策効果と仮定していることになる。例えば、近年の中長期インフレ予想の上昇には資源価格上昇の影響が一定程度は含まれうると考えられるが、そういった政策効果以外の影響も中長期インフレ予想の変動に含まれうる点を考慮していない。そこで、手法2として、政策効果以外の中長期インフレ予想の変動要因を、回帰分析によって除くことを考える。また、手法1では、2013年1月に2%の物価安定目標が導入されてから同年4月にQQEが導入されるまでの中長期インフレ予想の上昇分も非伝統的金融政策の効果として考慮することになるが、物価安定目標導入自体の効果を量的・質的金融緩和導入以降の政策効果に含めるべきかについては必ずしも自明でないと考え、手法2ではこの期間の上昇分については政策効果として含めないこととする¹²。

¹² 具体的には、2%の「物価安定の目標」の導入日（2013年1月22日）から黒田総裁の国会における所信表明（2013年3月4日）までの中長期インフレ予想の変化幅を、物価安定目標導入によるその後の中長期インフレ予想の押し上げ幅とする。ここで、所信表明までの変化幅としたのは、所信表明において追加的な金融緩和策の実施を強く示唆しており、それ以降の中長期インフレ予想には新たな金融緩和の効果は織り込まれていると考えたためである。なお、本分析で利用している中長期インフレ予想は、四半期指標である。そこで、日時でも入手可能なブレイク・オープン・インフレ率（BEI）（10年）の当該期間における変化

まず、QQE 導入以前のデータを用いて、中長期インフレ予想関数を、トレンドインフレ率および素材価格ギャップで線形回帰する¹³、¹⁴。推計に QQE 導入以前までのデータを用いるのは、QQE 導入以降の非伝統的金融政策が実施されなかった場合の仮想的なパスを作成するにあたって、同政策の効果を推計値から可能な限り除くためである。推計結果は以下のとおりで説明力は高い。

$$\begin{aligned} \text{中長期インフレ予想} = & 0.35 + 0.41 \times \text{トレンドインフレ率} & (2) \\ & [0.06] \quad [0.02] \\ & + 0.45 \times \text{素材価格ギャップ} \\ & [0.06] \end{aligned}$$

[]内は係数の標準誤差

推計期間：1991年10-12月～2012年10-12月、修正 R²：0.80、標準誤差：0.13

この推計結果を用いて、推計終期以降のトレンドインフレ率と素材価格ギャップの実績値を回帰式に代入することで、中長期インフレ予想の仮想的なパスを作成する。その際、推計終期以降のトレンドインフレ率の実績値には、政策効果が含まれていることに注意する必要がある。これを踏まえ、以下のような推計によって、政策効果を含まない仮想的なパスを算出している。まず、トレンドインフレ率と素材価格ギャップの実績値を外挿して、暫定的な中長期インフレ予想を算出する。次に、この暫定的な中長期インフレ予想を外挿した Q-JEM によるシミュレーションを繰り返し、推計終期以降の政策効果を除いたトレンドインフレ率を算出する。そのうえで、これを(2)式に代入することによって、最終的な中長期インフレ予想の仮想的なパスを作成する。この仮想的なパスと実績値の差を直接効果と呼称する。

幅を、物価安定目標導入による効果とした。なお、本分析の中長期インフレ予想と BEI の変動幅は異なるため、両指標の標準偏差の比率を用いて、BEI の変化幅を、本分析の中長期インフレ予想の変化幅に相当するよう調整した。

¹³ 本稿でのトレンドインフレ率は、過去のインフレ実績の長期的な趨勢を捉えた変数で、具体的には、消費者物価（除く生鮮食品・エネルギー、季節調整済前期比）の直近の値を毎四半期 5% ずつ織り込んで更新する変数として定義されている。素材価格ギャップは、素材価格指数（原油を含むエネルギー、農畜産物や非鉄金属等の各種市況価格データの加重指数 <GSCI 商品指数>）のトレンドからの乖離として定義されている。素材価格のトレンドは、トレンドインフレ率と同様の計算方法により作成した。

¹⁴ インフレ予想の形成メカニズムは学界でもはっきりと解明されておらず、特に日本では不確実性が高い（喜舎場ほか（2024）などで分析）。ここでは日本銀行が明示的にインフレ目標政策を採用していなかった時期を対象とした簡便な定式化として、中長期インフレ予想がトレンドインフレ率と素材価格のみに依存すると仮定した。

さらに、前述の非伝統的金融政策による名目金利の低下が、間接的に中長期インフレ予想を押し上げる効果についても、中長期インフレ予想に対する政策効果として計上した。名目金利低下は需給ギャップの改善と消費者物価の上昇を通じてトレンドインフレ率、ひいては中長期インフレ予想を押し上げる。ここではこの効果を、中長期インフレ予想に対する政策の直接効果と区別するため、間接効果と呼称する。なお、後段でも、このように他の金融経済変数に対する政策効果が波及することで当該変数が変化する効果を、間接効果と呼ぶ。ここでは、先述した名目金利への政策効果を用いて Q-JEM によるシミュレーションを行うことで、それによる中長期インフレ予想への間接効果を試算した。まとめると、手法 2 で用いる中長期インフレ予想の仮想的なパスは、上記の直接効果と間接効果の両方を実績値から差し引いたものになる（図表 4 の手法 2）¹⁵。

作成された中長期インフレ予想の仮想的なパスをみると、手法 1・手法 2 ともに QQE 導入直後は実績値を大きく下回っており、政策効果が大きく拡大したことを示唆している。その後、どちらも政策効果は縮小しつつも、新型コロナウイルス感染症の感染拡大前までは政策効果が続いていた。手法 1 で試算される政策効果は、その後、市況要因などによる消費者物価上昇の影響を受けたためか、2021 年以降大きく拡大している一方、手法 2 は感染拡大以降、足もとに至るまで、一定程度の政策効果が持続していた姿になった。なお、手法 2 では近年の消費者物価上昇を受けた中長期インフレ予想の上昇は政策効果としてカウントされておらず、市況要因等の政策効果以外のショックの影響は相応に除去できていると考えられる¹⁶。

（貸出態度判断 DI）

貸出態度判断 DI の仮想的なパスは、川本ほか（2021）を参考に、シンプルな回帰分析を用いた手法を採用した。最初に、QQE 導入前までのデータを用いて、貸出態度判断 DI を被説明変数、短観の業況判断 DI（全規模全産業）を説明変数とする回帰式を推計した。推計結果は以下の通りである。

¹⁵ 図表 4 の手法 2 において、間接効果を計測する際の名目金利の仮想パスは、YCC 等の効果も考慮した手法 2 を用いた。

¹⁶ なお、上述のとおり GDP コンポーネントには短中期および中長期の実質金利が影響するよう定式化されており、年限別実質金利を作成する際は年限別インフレ予想が必要となる。年限別インフレ予想は、中長期インフレ予想（10 年先インフレ予想と想定）と実績インフレ率の加重平均（長い年限の方が後者のウェイトが大きい）となるよう定式化した。

$$\text{貸出態度判断 DI} = 11.70 + 0.56 \times \text{業況判断 DI} \quad (3)$$

[0.71] [0.03]

[]内は係数の標準誤差

推計期間：1997年1-3月～2013年1-3月、修正 R²：0.84、標準誤差：4.05

川本ほか（2021）でも示されているとおり、貸出態度判断 DI は企業の業況感である業況判断 DI で相当程度説明される。この推計結果をもとに、QQE 導入以降の業況判断 DI のデータを回帰式に代入（外挿推計）することで貸出態度判断 DI の仮想的なパスを算出し、これと実績値の差分（＝企業業績で説明できない部分）を直接的な政策効果と考える。QQE 以降の貸出態度判断 DI を外挿推計すると、2014 年 7～9 月以降、下方へ乖離が大きくなり、金融緩和が貸出市場のベイラビリティ改善に寄与したことが示唆される結果となっている。本稿では、この 2014 年 7～9 月以降の外挿推計値を貸出態度判断 DI の「仮想的なパス」とする。

さらに、上記の直接的な効果とは別に、実質金利の押下げが、景気改善を通じて間接的に貸出態度判断 DI を上昇させる間接的な効果も考慮する。これについては、先述した名目金利と中長期インフレ予想の政策効果を用いて Q-JEM によるシミュレーションを行うことで、貸出態度判断 DI の変化幅を試算した。まとめると、上記の直接・間接的な政策効果がなかった場合の貸出態度判断 DI の仮想的なパスは、(3)式による 2014 年 7～9 月以降の外挿推計値から、実質金利低下を通じた間接効果を差し引いたものとなる（図表 5 の手法 1）¹⁷。

もっとも、2020 年 4～6 月以降、外挿推計値と実績が大きく乖離し、政策効果が非常に強い姿となっている。ここには、日本銀行が 2020 年 3 月に開始した、「新型コロナウイルス拡大の影響を踏まえた金融緩和の強化」の影響に加え、同 3 月に政府が開始した事業者への実質「無利子・無担保」の資金繰り支援（いわゆるゼロゼロ融資）等の政策効果も多分に含まれている可能性がある。そのため、2020 年 1～3 月以降、本行の政策は貸出市場に追加的な直接効果を及ぼさなかったと仮定して、もう一つの仮想的なパスを作成した（図表 5 の手法 2）¹⁸。作成された手法 2 の政策効果を見ると、手法 1 の様な政策効果の急拡大がみられず、新型

¹⁷ 図表 5 において、間接効果を計測する際の実質金利の仮想的なパスは、名目金利については YCC 等の効果も考慮した手法 2、中長期インフレ予想については資源価格上昇等の影響を除いた手法 2 を用いた。

¹⁸ 具体的には、2020 年 1～3 月以降の貸出市場への直接的な政策効果は、2019 年 10～12 月における同効果を上限とした。

感染症に対応した日本銀行による政策の効果を相当程度控えめに評価する姿となっている。

(為替レート)

為替レートの仮想的なパスについては、川本ほか（2021）に倣い、①回帰分析を用いる手法および②イベントスタディを用いる手法の 2 通りの方法で作成した。前者の回帰分析を用いる手法については、直接的に政策効果を推計可能、もしくは政策効果以外の要因を除去することが可能となる反面、定式化に依存する面がある。特に、為替レートや株価は一般的な定式化が必ずしもあるわけではなく、特定の定式化に依存した政策効果の推計には頑健性の面でリスクがある。他方、後者のイベントスタディは、定式化の問題は回避できるというメリットがあるものの、政策効果以外の変動も含まれてしまう、あるいは政策効果を十分に捉えきれない可能性もある。こうした手法ごとの不確実性を踏まえ、ここでは両手法を併用する。

回帰分析を用いる手法では、以下のとおり Q-JEM のドル円レートの長期均衡式を用いる。長期均衡式は、日米名目長期金利の差分に加え、相対的購買力平価を勘案して日米の消費者物価上昇率の格差によっても説明されるとして定式化される。

$$\begin{aligned} \log(\text{名目ドル円レート}) \\ &= 4.79 + 0.13 \times (\text{米国名目長期金利} - \text{日本名目長期金利}) \quad (4) \\ &\quad [0.05] \quad [0.02] \\ &\quad - 0.13 \times (\text{米国消費者物価上昇率} - \text{日本消費者物価上昇率}) \\ &\quad [0.01] \end{aligned}$$

[]内は係数の標準誤差

推計期間：1974年1-3月～2023年4-6月、修正 R^2 ：0.32、標準誤差：0.30

日米の消費者物価上昇率は、前期比年率かつ過去4年平均。

為替レートの仮想的なパスは、日本の名目長期金利の実績と上述の名目長期金利の仮想的なパスの差分が為替レートに与える影響を、本式を用いて算出することで作成した。ここで、米国の長期金利は日本の金融政策の影響を受けないと仮定している。推計されたドル円レートのパスを確認すると、QQE 導入以降、

10～20 円程度の円安効果を有していたという姿となった（図表 6（1）の手法 1）¹⁹。

もう一つの手法では、QQE 導入以降の 5 回の主要な政策変更について、イベントスタディにより政策効果を計測する。具体的には、①QQE の導入（2013 年 4 月）、②QQE の拡大（2014 年 10 月）、③マイナス金利政策の導入（2016 年 1 月）、④YCC の導入（2016 年 9 月）、⑤新型コロナウイルス感染症の拡大の影響を踏まえた金融緩和の強化（2020 年 3 月）の計 5 回である。政策変更が行われなかった場合、為替レートは各イベントの前営業日の値で翌四半期末まで横ばいであったと仮定し、この間の実際の変動幅を政策ショックと想定する。それ以降の期間において、政策ショックは Q-JEM の各変数の関数式に従って内生的に波及すると仮定する。また、次に政策変更があった場合は、前回の政策ショックとは別に、追加的な政策ショックが加わると仮定している。イベントスタディを用いて算出されたドル円レートのパスをみると、政策効果により 10 円程度円安で推移していたという結果となった（図表 6（1）の手法 2）。

（株価）

株価の仮想的なパスは、為替レート同様、回帰分析を用いる手法、イベントスタディを用いる手法の 2 通りを用いて作成した。

回帰分析を用いる手法では、以下の Q-JEM における株価（TOPIX）の長期均衡式を用いて作成する。Q-JEM において、TOPIX は長期均衡式と短期動学式からなる誤差修正モデルで定式化されている。長期均衡は、次式で表される。

$$\begin{aligned} \log(\text{TOPIX}/\text{企業収益}) = & - 8.70 + 1.04 \times 2008/4Q \text{ ダミー} & (5) \\ & [0.03] \quad [0.27] \\ & + 1.22 \times 2009/1Q \text{ ダミー} \\ & [0.27] \end{aligned}$$

[]内は係数の標準誤差

推計期間：2000年1-3月～2023年4-6月、修正 R²：0.13、標準誤差：0.28

この長期均衡式では、マクロ的な PER（株価・収益比率）は、長期的にみて一定の水準に収束すると想定している。短期動学式は、次式で表される。

¹⁹ 図表 6（1）の手法 1 において、名目長期金利の仮想パスは、手法 2 を用いた。

$$\begin{aligned} \text{dlog(TOPIX)} = & - 0.0005 - 0.10 \times \log(\text{誤差修正項}) & (6) \\ & [0.007] \quad [0.02] \\ & + 0.24 \times \text{dlog}(\text{企業収益}) \\ & [0.03] \end{aligned}$$

[]内は係数の標準誤差、dlog は対数階差

推計期間：2000年4-6月～2023年4-6月、修正 R²：0.43、標準誤差：0.06

短期動学は、株価が長期均衡水準に向かって収束する動き（1期前における長期均衡値と実績値の乖離率である誤差修正項）および収益の変化率により説明される。以上の株価の定式化を用いて、実質金利、貸出態度判断 DI、為替レート of 仮想的なパスを Q-JEM に外生的に与えてシミュレーションを行い、得られた TOPIX の内生値を株価の仮想的なパスとする。株価の仮想的なパスの試算結果をみると、QQE 導入以降、実績値を下回って推移しており、この間に株価は平均して 400 ポイント程度、政策効果によって押し上げられたことになる（図表 6（2）の手法 1）²⁰。

他方、イベントスタディによる仮想的なパスは、為替レートと同様の手法を用いて、QQE 導入以降の 5 回の主要な政策変更時について、政策ショックを抽出する。イベントスタディを用いて算出された株価のパスをみると、回帰分析を用いた手法と比較してやや上方で推移しており、政策が実施されなかったとしたら、期間平均でみると 360 ポイント程度低めに推移していた結果となる（図表 6（2）の手法 2）。

4. シミュレーション結果

本節では、前節で説明した各変数の仮想的なパスを外生的に Q-JEM に与えることで、各種政策が実施されなかったと仮定した場合の仮想的な実質 GDP および消費者物価について、シミュレーションを実施した。前節では、以下の表で整理しているとおり、名目金利、中長期インフレ予想、貸出態度判断 DI、為替レート、株価の 5 つの変数について仮想的なシナリオをそれぞれ 2 通り作成した。本節では、それぞれの組み合わせについてシミュレーションを実施する（以下の

²⁰ 図表 6（2）の作成にあたり、名目金利の仮想的なパスについては手法 2、中長期インフレ予想については手法 2、貸出態度判断 DI については手法 1、為替レートについては手法 1 を用いた。

16 通り²¹⁾。シミュレーション期間は、QQE が開始された 2013 年 4～6 月から、2023 年 4～6 月までの約 10 年間である。

	手法 1	手法 2
名目金利	国債保有割合実績等を政策変数に用いた推計により作成	国債保有割合予想等を政策変数に用いた推計により作成
中長期インフレ予想	2%の「物価安定の目標」導入直前の水準から横ばいと仮定し作成	トレンドインフレ率や国際商品市況で説明できない変動（直接効果）と金利低下に伴う景気刺激を通じた影響（間接効果）の推計により作成
貸出態度判断 DI	業況判断 DI で説明できない変動（直接効果）と実質金利低下に伴う景気刺激を通じた影響（間接効果）の推計により作成	同左（ただしコロナ禍における政府による資金繰り支援策の影響を調整）
為替レート／株価	実質金利の低下や貸出市場のアービトラビリティの改善等を踏まえた推計により作成	金融政策イベント前後における為替レート・株価変動を政策ショックと仮定して作成（イベントスタディ・アプローチ）

図表 7 は、実質 GDP および消費者物価（除く生鮮食品・エネルギー）のシミュレーション結果を示している。実線が実績値、灰色のバンドが 16 通りのシミュレーションの結果をレンジで示している。ここでは、実績値とシミュレーション結果の差を、金融緩和による政策効果と解釈している。2013 年 4～6 月以降の期間平均でみると、実質 GDP の水準に対する政策効果は+1.3～+1.8%²²⁾、消費者物価の前年比に対する効果は+0.5～+0.7%ポイントとの結果が得られた。やや子細に見ると、政策効果は、QQE 導入以降、累積的に実質 GDP の水準を押し上げ、2020 年の新型コロナウイルス感染症の感染拡大以降の期間においても、経済を下支えしていた。消費者物価については、継続的に上昇率が押し上げられ、新興国減速や円高の影響で実績値が低下した 2016 年以降の局面では、非伝統的金融政

²¹⁾ 為替レートと株価については、同一手法同士で予め組み合わせを固定したうえで、合計 16 (=2⁴) 通りのシミュレーションを実施した。

²²⁾ 実質 GDP の前年比に対する効果は、2013 年 4～6 月以降の期間平均で+0.2～+0.3%ポイント程度であった。

策が実施されなかった場合、物価上昇率はマイナス圏内で推移していた可能性があったことを示唆している。

図表 8 は、政策効果を寄与度分解したものである²³。(1) 左図は、実質 GDP の押し上げ効果を波及チャネル別に分解したものである。図を確認すると、実質金利チャネルの寄与が大きいほか、株価や為替レート、貸出態度といった幅広いチャネルが押し上げに寄与していたことがわかる。(1) 右図は、実質 GDP の押し上げ効果を需要項目別にみたものである。需要項目別にみると、設備投資が最大の寄与となっているほか、次いで個人消費も GDP 押し上げに寄与していた結果となった。(2) は、消費者物価（除く生鮮食品・エネルギー）前年比の押し上げ効果をフィリップス曲線の定式化に基づき要因分解したものである。実質金利チャネル等を通じた需給ギャップの改善効果が最も大きく、中長期インフレ予想の押し上げ効果も相当程度寄与した形となった。換言すると、非伝統的金融政策が、家計・企業の資金調達コストを低下させるとともに、中長期インフレ予想を高めることによって、経済・物価を押し上げるチャネルが働いていたことを示唆している。

なお、以上の結果は、菅ほか（2016）・川本ほか（2021）といった過去の分析結果と概ね整合的である。菅ほか（2016）と比較すると、本分析で計測した政策効果は、実質 GDP の水準、消費者物価のいずれについても、概ね菅ほか（2016）で計測された政策効果のレンジ内にある（彼らのレンジ内では小さめの結果）²⁴。また、川本ほか（2021）と比較すると、本分析で計測した政策効果のレンジは概ね彼らと同程度である²⁵。川本ほか（2021）でも政策効果の寄与を分解しており、実質 GDP に対する寄与は、チャネル別では実質金利の低下を通じた経路が最も大きいほか、需要項目別では設備投資が最も大きく、本分析の結果と定性的には

²³ なお、前節で触れたとおり、新型コロナウイルス感染症の感染拡大以降の貸出態度チャネルの政策効果を、非伝統的金融政策の効果とするか否かにより同チャネルの寄与が相応に変わることから、感染拡大以前の政策効果の寄与度分解としている。また、その他のチャネルについては、名目金利は YCC 等の効果も考慮した手法 2、中長期インフレ予想は 2012 年 10～12 月以降の水準で横ばいとする手法 1、為替レートおよび株価は回帰分析を用いた手法 1 の場合のシナリオを用いた。

²⁴ 菅ほか（2016）では、実質 GDP の水準に対する政策効果は、2014 年度が +0.4～+3.2%、2015 年度が +0.6～+4.2% である一方、本分析では、同 +0.3～+0.6%、+0.7～+1.2% となっている。また、菅ほか（2016）の、消費者物価（除く生鮮食品・エネルギー）の前年比に対する政策効果は、2014 年度が +0.2～+0.9% ポイント、2015 年度が +0.3～+1.5% ポイントである一方、本分析では、同 +0.3% ポイント、+0.4～+0.6% ポイントとなっている。

²⁵ 川本ほか（2021）では、2013 年 1～3 月から 2020 年 7～9 月までの期間平均でみると、実質 GDP の水準に対する政策効果は +0.9～+1.3% 程度である一方、本分析では、同 +1.1～+1.4% となっている。また、川本ほか（2021）の消費者物価（除く生鮮食品・エネルギー）の前年比に対する政策効果は +0.6～+0.7% ポイント程度となっている一方、本分析では、同 +0.5～+0.6% ポイントである。

同じである。また、消費者物価に対する寄与は、本分析と同様、中長期インフレ予想および需給ギャップを通じた経路のどちらも重要との結果を報告している。

5. まとめ

本稿では、日本銀行調査統計局が保有するマクロ経済モデルである Q-JEM を用いて、QQE 導入以降の非伝統的金融政策が経済・物価に与えた政策効果を計測した。最初に、非伝統的金融政策が、名目金利、中長期インフレ予想、為替レート、株価、貸出態度へ与えた政策効果を複数の手法を用いて試算し、仮に政策が実施されなかった場合のこれら金融変数等の「仮想的なパス」を作成した。次に、これらの結果を Q-JEM に外挿することで、仮想的な実質 GDP や消費者物価を、反実仮想分析（カウンターファクチュアル・シミュレーション）により計測した。最後に、このシミュレーション結果と実質 GDP や消費者物価の実績値を比較することで、政策が実質 GDP や消費者物価に与えた効果を試算した。試算によると、日本銀行による QQE 導入以降の非伝統的金融政策は、2023 年 4～6 月までの期間平均で、実質 GDP の水準を +1.3～+1.8%、消費者物価（除く生鮮食品・エネルギー）の前年比を +0.5～+0.7%ポイント押し上げていたとの結果が得られた。また、金融緩和は、実質金利チャンネルを主として、株価や為替レートなど様々なチャンネルを通じて、設備投資を中心に、実質 GDP を押し上げてきたことが示された。また、需給ギャップの改善や中長期インフレ予想の上昇を通じて、消費者物価も継続的に押し上げてきたとの結果になった。

もっとも、本稿の結果については留意すべき点がある。一つ目は、本稿の定量的な結果は相応の幅を持って解釈する必要があるという点である。計測した政策効果の一部には、例えば政府の施策や海外中銀の政策変更の影響などが含まれる点には留意する必要がある。加えて、マクロモデル自体の定式化の誤りや推計誤差といった点も留意すべきである。もう一つの点は、「はじめに」でも触れたが、非伝統的金融政策の副作用を含め、モデルで明示的に勘案できていない点があることも考慮して結果を解釈すべきである。例えば、本分析において潜在成長率や財政政策は所与としており、今回計測した政策効果に影響を与えない。従って、非伝統的金融政策が潜在成長率に及ぼしうる影響や財政政策と金融政策の相互作用といった点は考慮されていない。また、非伝統的金融政策が金融機関収益に与える影響や市場機能を低下させることによる経済への悪影響、金融不均衡の蓄積によるリスクの高まり、といった副作用についても政策のプラスの効果と合わせて考えるべき点である。非伝統的金融政策の評価にあたっては、複数のアプローチにより様々な角度から評価したうえで、各手法の限界や

対象範囲を考慮しつつ、多面的に評価していく必要がある。

補論. 2000年代における量的緩和の政策効果

本補論では、2001年から実施された量的緩和政策（Quantitative Easing、以下、QE）がマクロ経済へ与えた効果について、Q-JEMを用いた試算を行った結果を簡単に紹介する。1990年代初頭のバブル崩壊以降、日本経済は長期にわたる停滞が続いてきた。企業セクターの過剰債務およびそれに伴う銀行セクターの不良債権がその背景として指摘されてきた。この間、消費者物価の前年比は徐々に低下を続け、1998年からはマイナスが続いていた。こうしたマクロ経済環境を背景に、日本銀行は1999年にいわゆるゼロ金利政策を導入した。ゼロ金利政策は2000年中央に一度解除されたものの、世界的なITバブル崩壊を受け、2001年にはQEが導入され、同政策は2006年3月まで続けられた。

先行研究によると、QEが実体経済や消費者物価を押し上げた効果は限定的だったとの評価が多い。鶴飼（2006）は、2001年から実施されたQEの実証研究の包括的なサーベイを行っている。これによれば、QEがマクロの金融経済変数に及ぼした影響としては、金融市場の安定化に効果があった一方、総需要・物価への直接的な押し上げ効果は限定的であったと整理している。

ここでは、基本的に本論におけるQQEの評価手法に倣い、QEの効果を計測した。具体的には、名目金利、貸出態度判断DI、株価、為替レートについて、2001年3月から2006年3月までのQEが実施されなかった場合の仮想的なパスを作成した²⁶。これらをQ-JEMに外挿しシミュレーションを行い、実際の実質GDPや消費者物価との差を見ることで、政策がマクロ経済へ与えた影響を試算した。試算によると、QEが終了した2006年1~3月時点で、実質GDPの水準を+0.5%程度、消費者物価（除く生鮮食品・エネルギー）の前年比を+0.1%ポイント程度押し上げていた結果となった。

上述のとおり本稿の手法を用いると、QEが金利を低下させ、実体経済や消費者物価に一定の押し上げ効果をもたらしたことが示された。ただし、QEの評価を行うためには、Q-JEMに織り込まれていない要因も考慮する必要がある。例えば、QEが金融システム全体を下支えした効果などは、本稿の分析では捉えられていない。この点、Baba et al. (2005)は、QEが1997~98年の様な流動性危機の

²⁶ 名目金利については、Oda and Ueda (2007)によるマクロ・ファイナンスの手法を用い、QEの年限別金利へのコミットメント効果を計測し、概ね先行研究と同様の結果を得た。貸出態度判断DIについては、銀行セクターの要因を直接捉えるためTOPIX銀行業で回帰し、TOPIX銀行業の仮想的なパスを置くことでシナリオを作成した。仮想的なパスは、実績対比でやや高く推移するとの想定になった。株価・為替レートについては、本論の手法1（回帰分析を用いる手法）と同様の手法で仮想的なパスを作成したが、政策効果は限定的との結果になった。

再現を防いだと評価している。QE が実施されなければ流動性危機が起きていたとした場合、実体経済への政策効果はここでの試算より相当大きくなると考えられる。また、Shioji (2019) も、個別行のデータを用いて、QE による準備金の増加は銀行貸出を増加させる効果があったことを示している。本論における評価はあくまで一定の仮定のもとでの試算値であり、QE を包括的に評価するためには、こうした点も考慮する必要がある。

【参考文献】

- 安部展弘・石黒雄人・小池洋亮・古仲裕貴・高野優太郎・平形尚久（2024）、「大規模金融緩和の金融システムへの影響に関する反実仮想分析」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No. 24-J-6.
- 一上響・北村富行・小島早都子・代田豊一郎・中村康治・原尚子（2009）、「ハイブリッド型日本経済モデル：Quarterly-Japanese Economic Model (Q-JEM)」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No. 09-J-6.
- 伊藤雄一郎・中野将吾・幅俊介・山中貴大（2024）、「金融政策の中長期的な影響」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No. 24-J-21.
- 鶴飼博史（2006）、「量的緩和政策の効果：実証研究のサーベイ」、『金融研究』、25(3)、1-45、日本銀行金融研究所.
- 長田充弘・中澤崇（2024a）、「期間構造や予測力からみたインフレ予想指標の有用性」、日銀レビュー、No. 24-J-5.
- 長田充弘・中澤崇（2024b）、「大規模国債買入れのもとでのわが国の長期金利形成」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No. 24-J-7.
- 落香織・長田充弘（2024）、「社債市場の機能度指標」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No. 24-J-5.
- 開発壮平・河西桂靖・平田篤己・山本弘樹・中島上智（2024）、「非伝統的金融政策の効果と副作用：潜在金利を用いた実証分析」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No. 24-J-13.
- 川本卓司・中澤崇・喜舎場唯・松村浩平・中島上智（2021）、「マクロ経済モデル Q-JEM を用いた『量的・質的金融緩和』導入以降の政策効果の推計」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No. 21-J-7.
- 菅和聖・喜舎場唯・敦賀智裕（2016）、「『量的・質的金融緩和』導入以降の政策効果—マクロ経済モデル Q-JEM による検証—」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No. 16-J-11.
- 喜舎場唯・柴田菜緒・福永一郎・米山俊一（2024）、「わが国のインフレ予想形成の不確実性—マクロ経済モデル Q-JEM を用いた予想形成メカニズムの分析—」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No. 24-J-23.
- 北村富行・竹村啓太・福間則貴・前橋昂平・松田尚樹・渡辺康太（2024）、「量的・

質的金融緩和やイールドカーブ・コントロールが国債市場の機能度に及ぼした影響」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No. 24-J-12.

日本銀行 (2024)、「経済・物価情勢の展望 (2024年4月)」.

日本銀行金融機構局 (2024)、「金融緩和が金融システムに及ぼした影響」、日本銀行調査論文.

Baba, N., S. Nishioka, N. Oda, M. Shirakawa, K. Ueda, and H. Ugai (2005), "Japan's Deflation, Problems in the Financial System, and Monetary Policy," *Monetary and Economic Studies*, 23(1), 47-111.

Bernanke, B. S. (2020), "The New Tools of Monetary Policy," *American Economic Review*, 110(4), 943-983.

Chung, H. T., E. Gagnon, T. Nakata, M. O. Paustian, B. Schlusche, J. Trevino, D. Vilán, and W. Zheng (2019), "Monetary Policy Options at the Effective Lower Bound: Assessing the Federal Reserve's Current Policy Toolkit," Finance and Economics Discussion Series, No. 2019-003, Board of Governors of the Federal Reserve System.

D'Amico, S., and T. B. King (2013), "Flow and Stock Effects of Large-Scale Treasury Purchases: Evidence on the Importance of Local Supply," *Journal of Financial Economics*, 108(2), 425-448.

Engen, E. M., T. Laubach, and D. Reifschneider (2015), "The Macroeconomic Effects of the Federal Reserve's Unconventional Monetary Policies," Finance and Economics Discussion Series, No. 2015-005, Board of Governors of the Federal Reserve System.

Fukunaga, I., N. Hara, S. Kojima, Y. Ueno, and S. Yoneyama (2011), "The Quarterly Japanese Economic Model (Q-JEM): 2011 version," Bank of Japan Working Paper Series, No. 11-E-11.

Hirakata, N., K. Kan, A. Kanafuji, Y. Kido, Y. Kishaba, T. Murakoshi, and T. Shinohara (2019), "The Quarterly Japanese Economic Model (Q-JEM): 2019 version," Bank of Japan Working Paper Series, No. 19-E-07.

Kiley, M. T., and J. M. Roberts (2017), "Monetary Policy in a Low Interest Rate World," *Brookings Papers on Economic Activity*, 48 (Spring): 317-372.

Oda, N., and K. 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," *The Japanese Economic Review*, 58(3), 303-328.

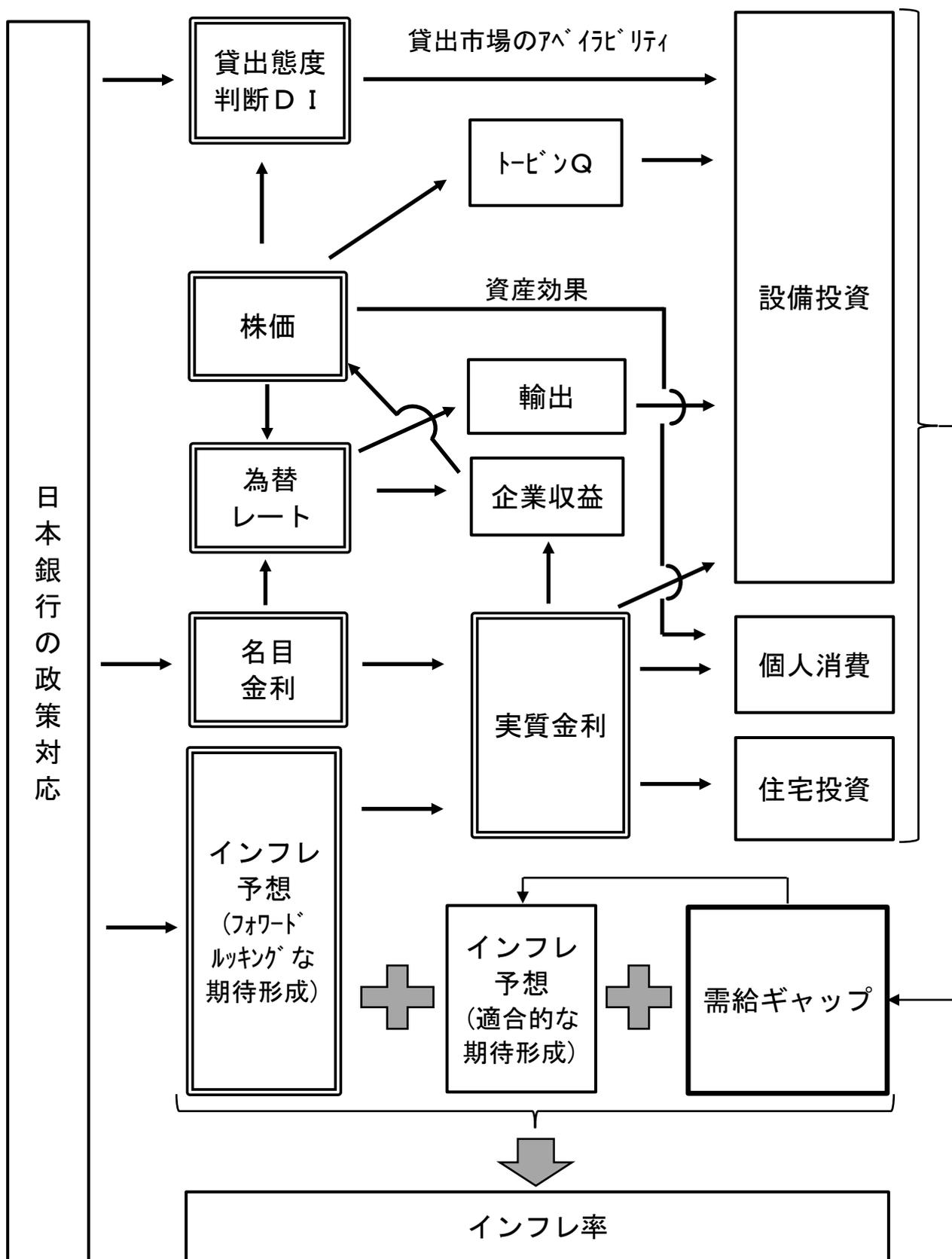
Shioji, E. (2019), "Quantitative 'Flooding' and Bank Lending: Evidence from 18 years of Near-Zero Interest Rate," *Journal of the Japanese and International Economies*, 52, 107-120.

「量的・質的金融緩和」導入以降の主な金融政策の概要

公表日	政策の概要
2013年4月4日 (①)	「量的・質的金融緩和」の導入 <マネタリーベース>年間約 60~70 兆円増加 <長期国債>年間約 50 兆円増加 <ETF>年間約 1 兆円増加
2014年10月31日 (②)	「量的・質的金融緩和」の拡大 <マネタリーベース>年間約 80 兆円 (+約 10~20 兆円) <長期国債>年間約 80 兆円 (+約 30 兆円) <ETF>年間約 3 兆円 (3 倍増)
2016年1月29日 (③)	「マイナス金利付き量的・質的金融緩和」の導入 政策金利残高にマイナス金利 (▲0.1%) を適用
2016年9月21日 (④)	「長短金利操作付き量的・質的金融緩和」の導入 「イールドカーブ・コントロール」を導入 「オーバーシュート型コミットメント」を導入
2020年3月16日 (⑤)	新型コロナウイルス拡大の影響を踏まえた金融緩和の強化 <CP・社債>追加買入枠として各 1 兆円 <ETF>年間残高増加ペース上限約 12 兆円
2024年3月19日	金融政策の枠組みの見直し <金利>無担保コールレート (オーバーナイト物) を 0~0.1% 程度に誘導 <ETF>新規買入れを終了 <CP・社債>買入れ額を段階的に減額 1年後をめどに買入れを終了

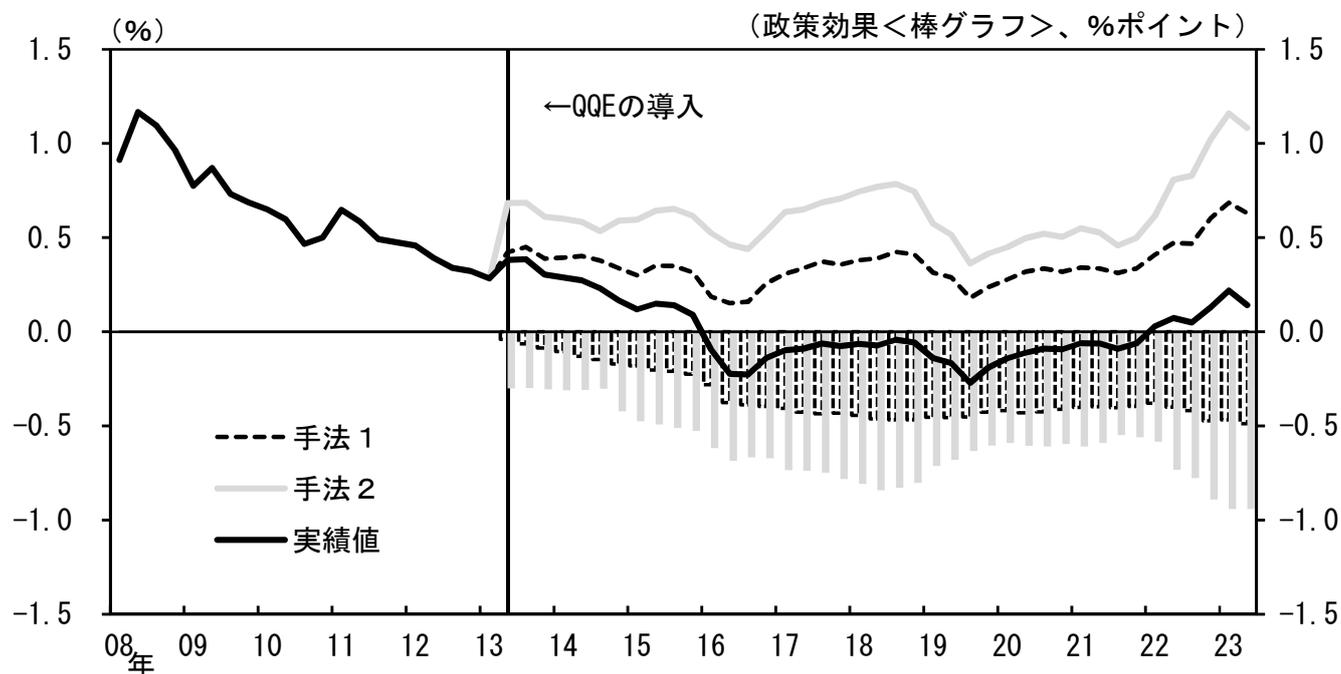
(注) 日付の後の () 内の①~⑤は、イベントスタディの対象とした政策。

Q-JEMにおける金融政策の主要な波及経路

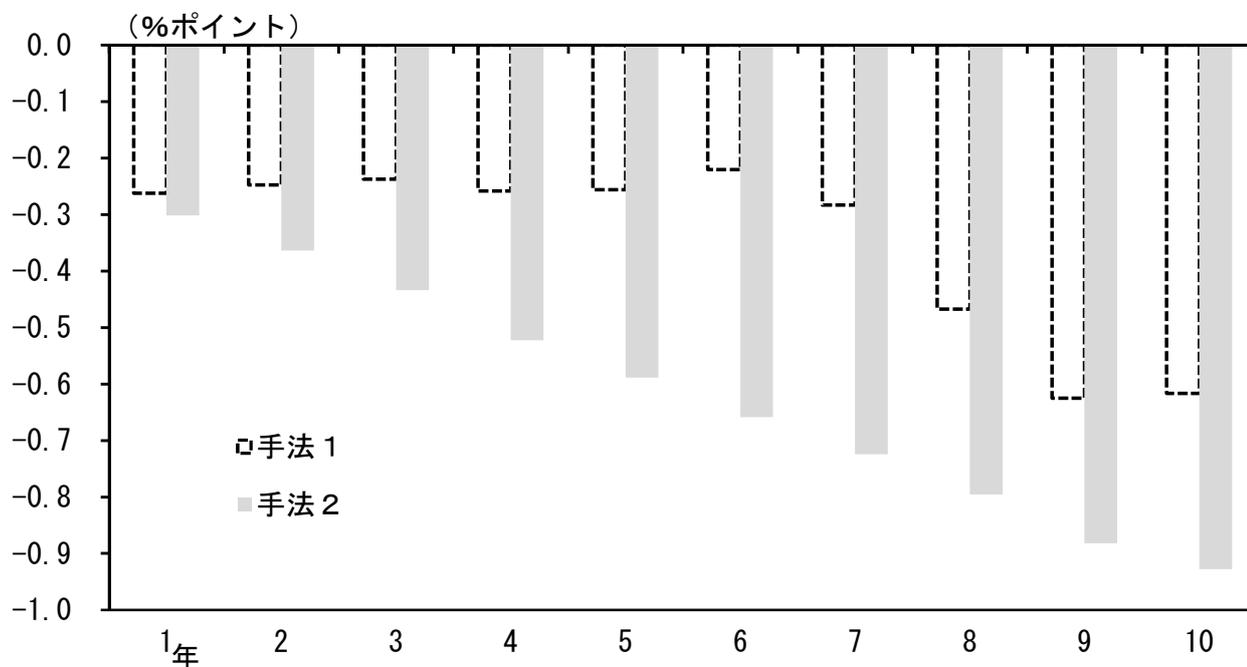


名目金利

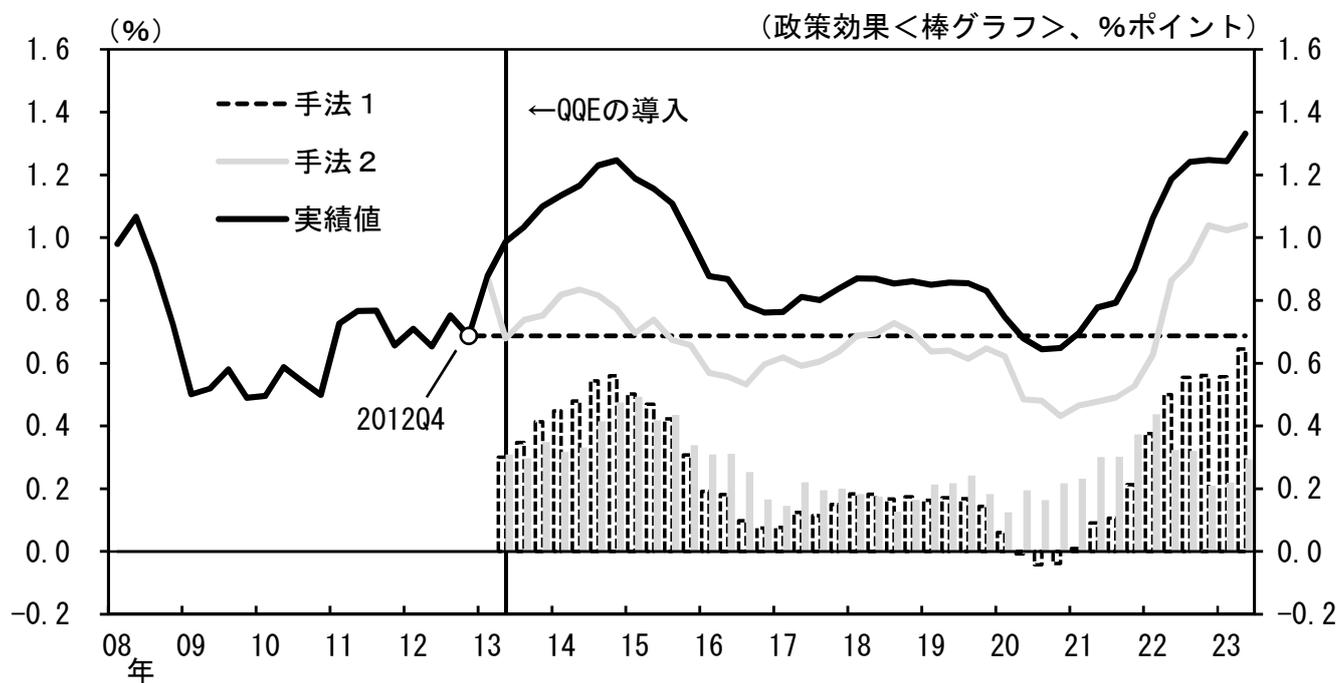
(1) 名目金利 (1~10年金利の平均値) の推移



(2) 年限別名目金利の平均的な政策効果

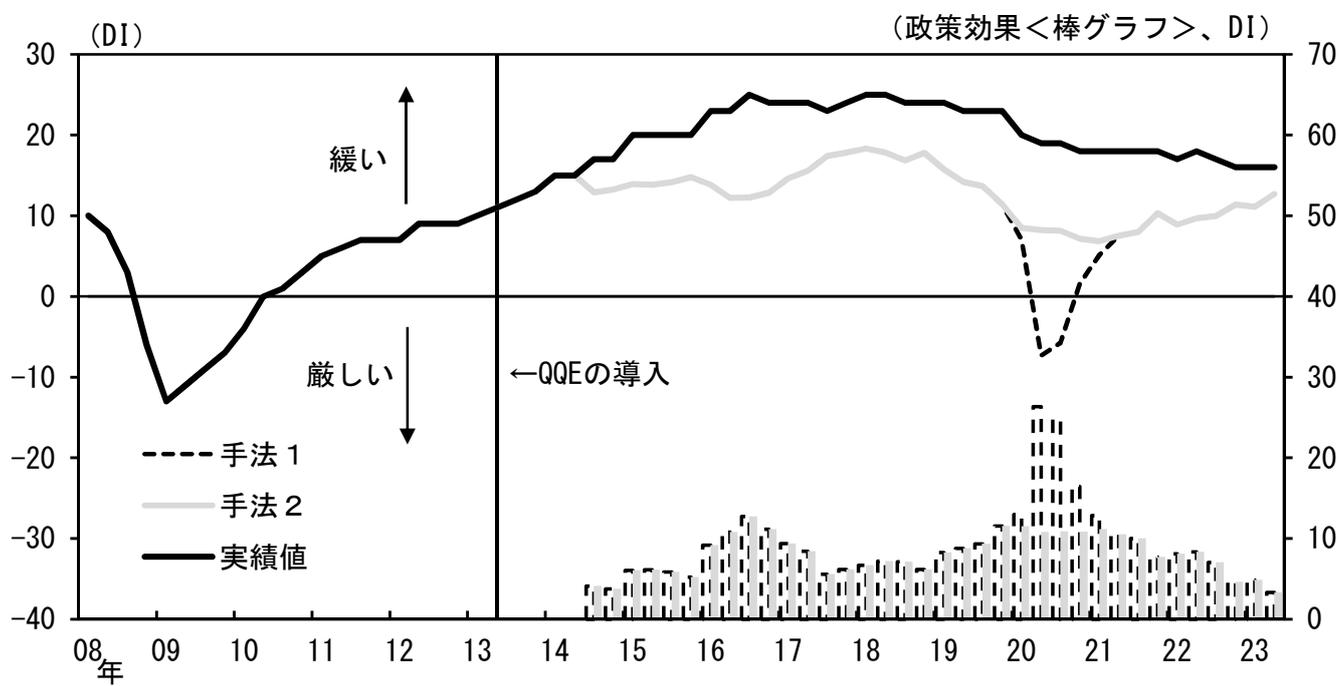


中長期インフレ予想



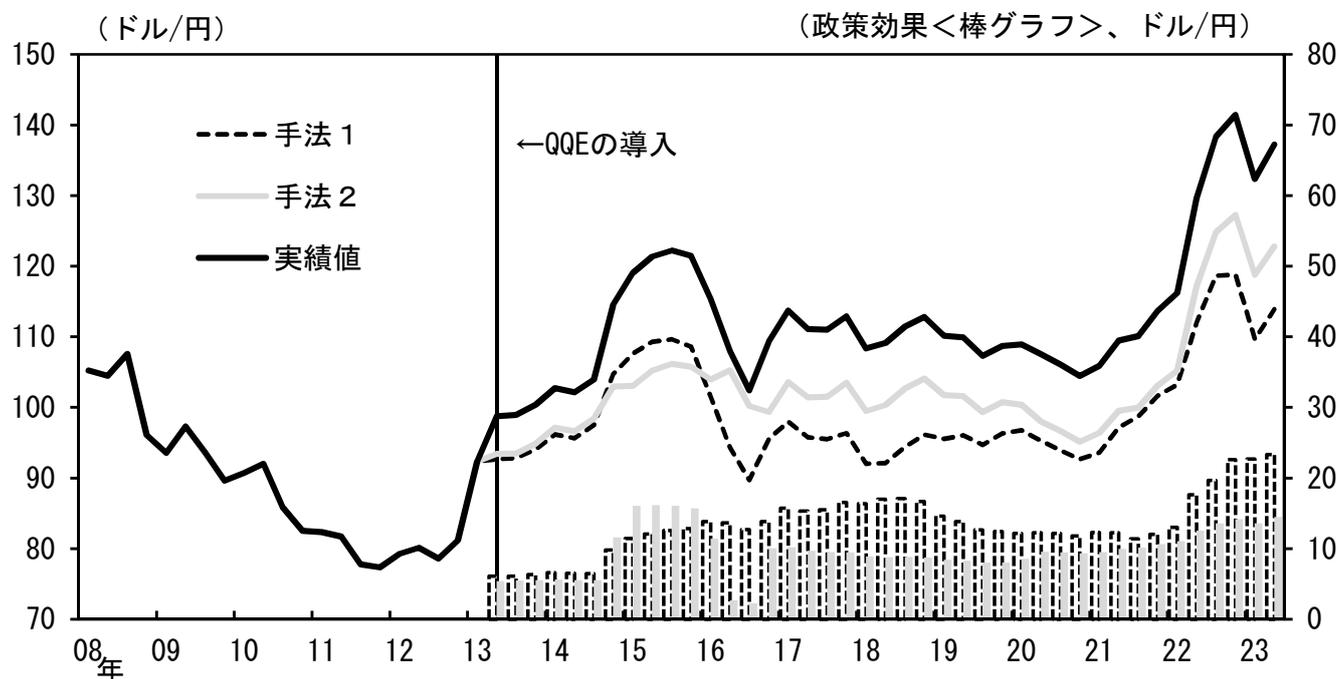
(出所) 日本銀行、Bloomberg、QUICK 月次調査<債券>、
Consensus Economics「コンセンサス・フォーキャスト」

貸出態度判断DI

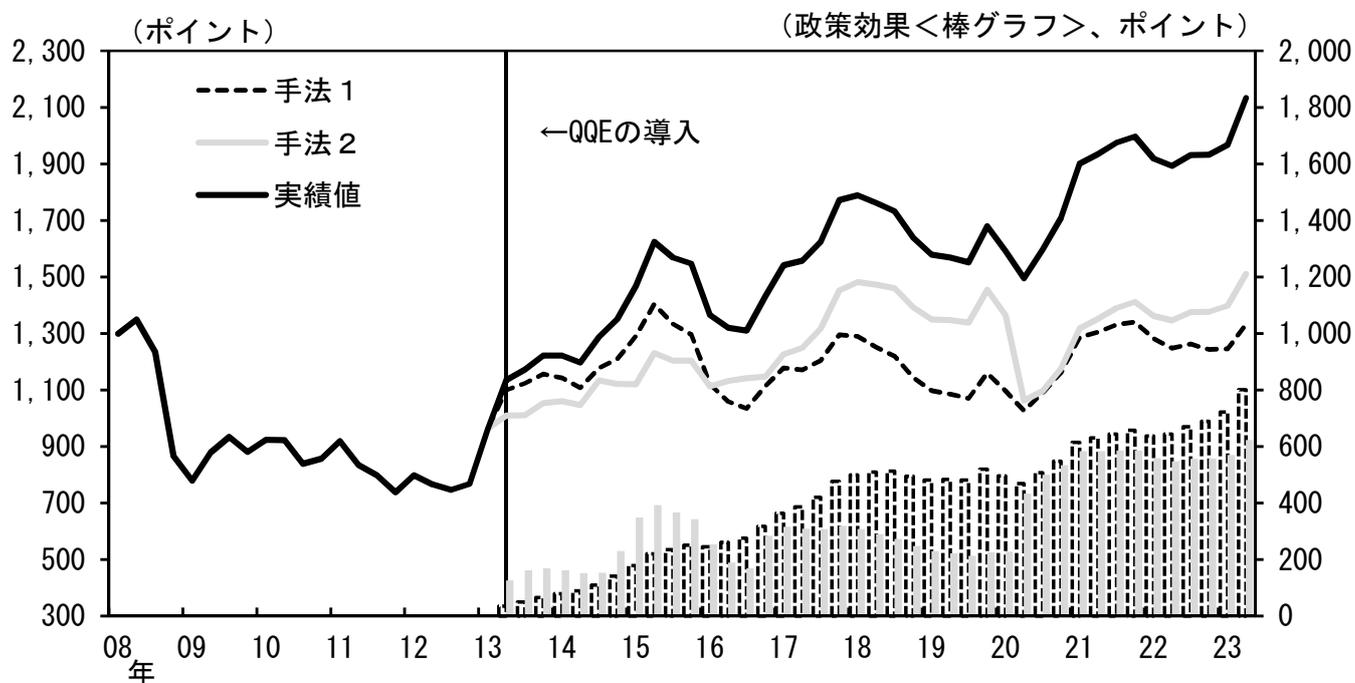


為替レートと株価

(1) 為替レート



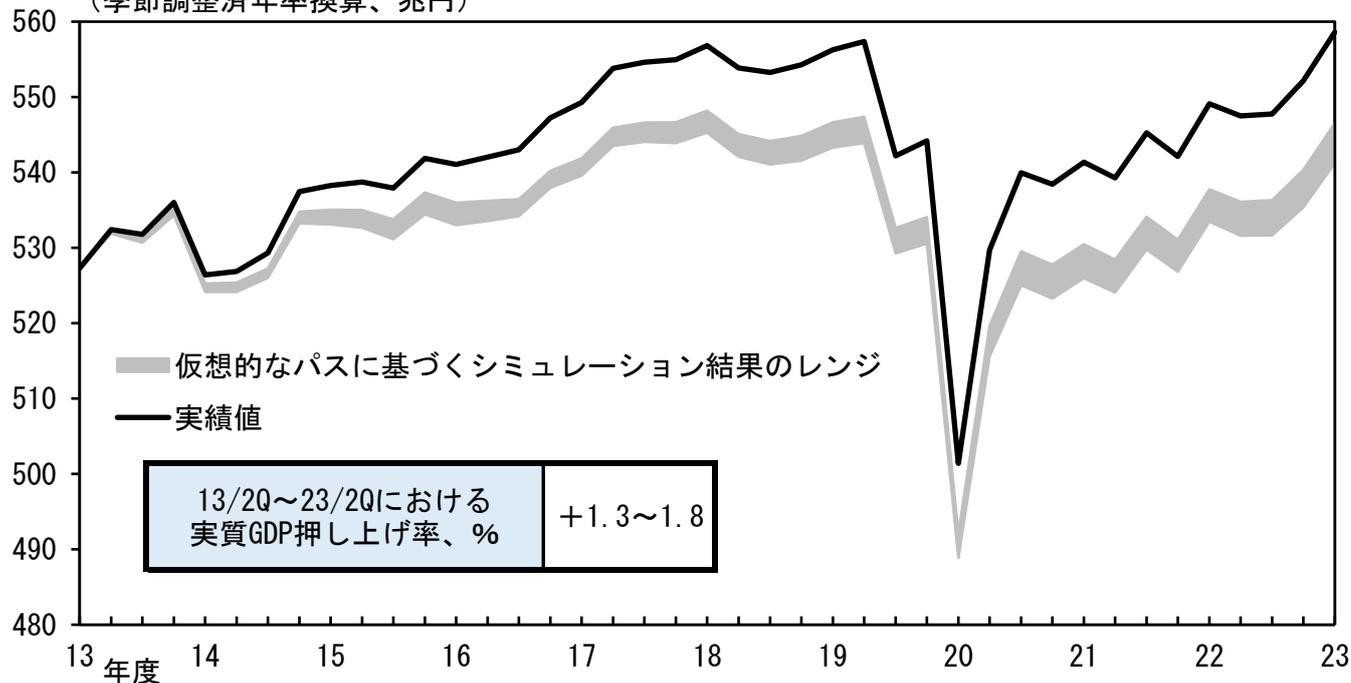
(2) TOPIX



シミュレーション結果

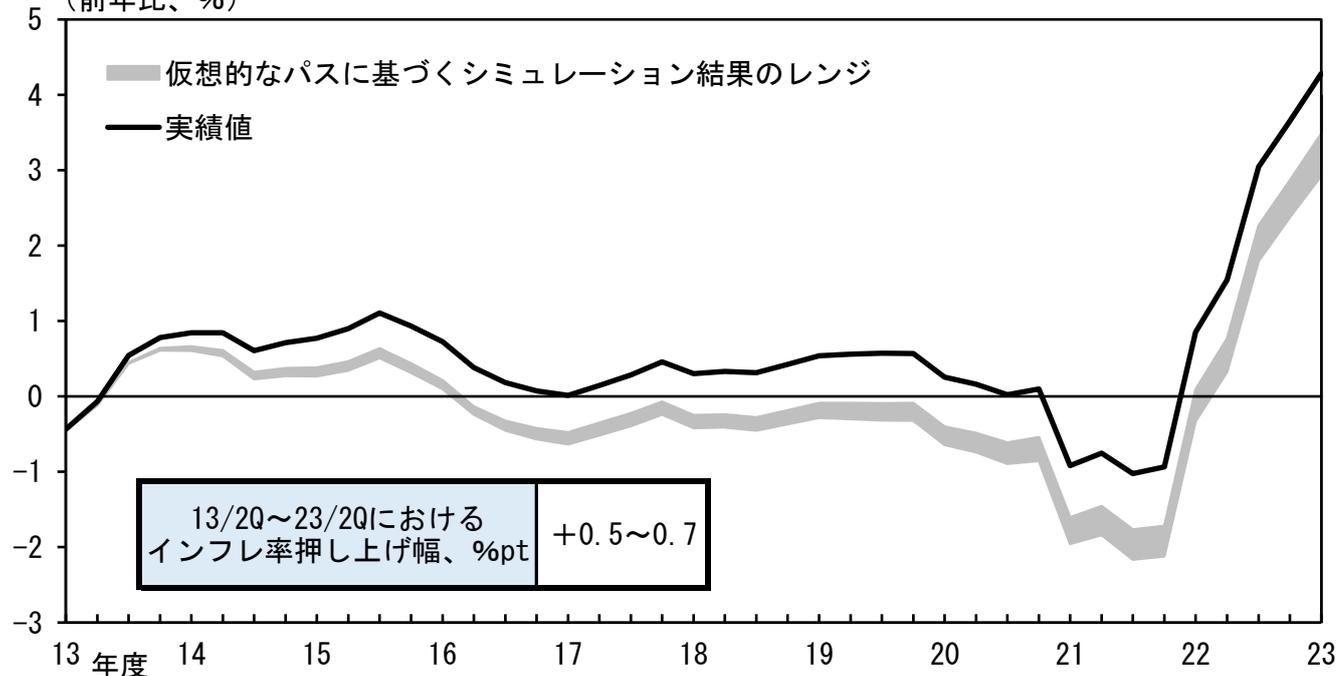
(1) 実質GDP

(季節調整済年率換算、兆円)



(2) 消費者物価 (除く生鮮食品・エネルギー)

(前年比、%)

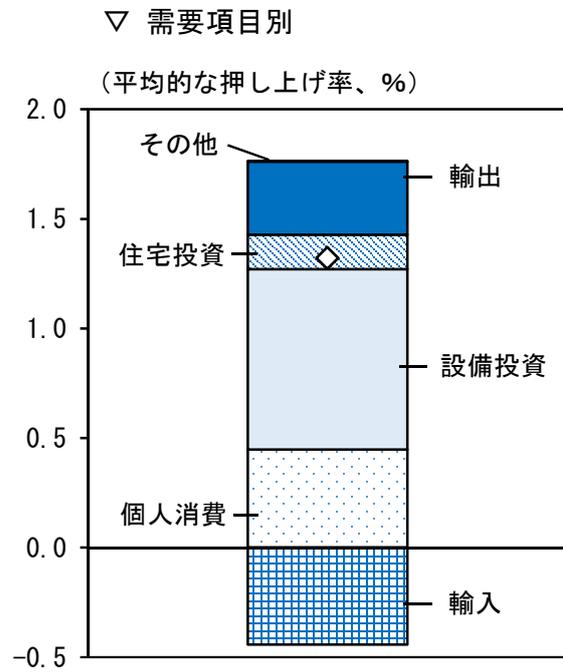
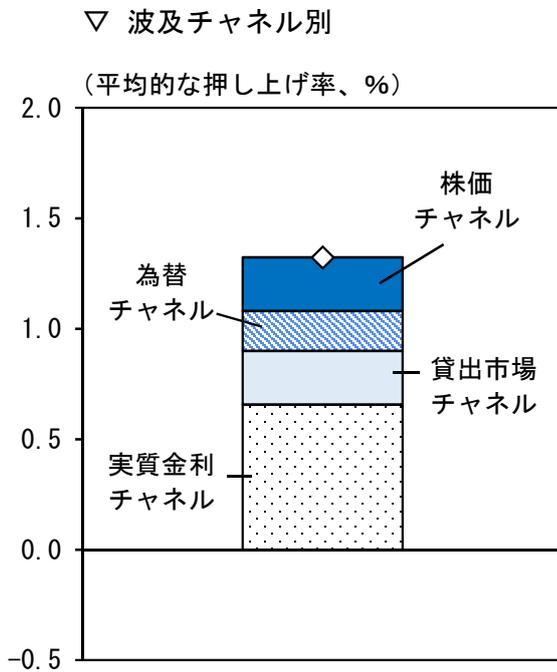


- (注) 1. シミュレーション結果のレンジは、16通りのシミュレーション結果における各時点の最大値から最小値。
2. (2) は、消費税率引き上げ・教育無償化政策、旅行支援策の影響を除いた日本銀行スタッフによる試算値。

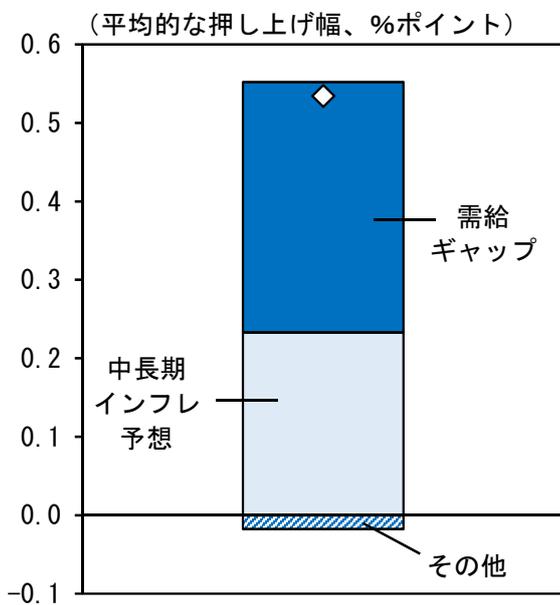
(出所) 総務省、内閣府

政策効果の寄与度分解

(1) 実質GDP



(2) 消費者物価 (除く生鮮食品・エネルギー)



(注) 1. 2013年4~6月から2019年10~12月における政策効果の平均値。
2. (2) は、自己ラグ項に他の説明変数を逐次代入して算出。

Q-JEMの主な関数(1)

○個人消費

【長期均衡】

$$\begin{aligned} & \text{名目個人消費} / \text{修正可処分所得} \\ & = \langle \text{定数項} \rangle - 0.01 \times (\text{実質短中期金利} - \text{潜在成長率}) \\ & + 0.02 \times \text{家計金融資産} / \text{修正可処分所得} \end{aligned}$$

【短期動学】

$$\begin{aligned} \text{実質個人消費(前期比)} & = \langle \text{定数項} \rangle - 0.13 \times \text{長期均衡からの乖離率} \\ & + 0.23 \times \text{実質GDP成長率(除く個人消費)} \end{aligned}$$

○設備投資

【長期均衡】

$$\begin{aligned} & \log(\text{実質設備投資} / \text{資本ストック}) \\ & = \langle \text{定数項} \rangle + 0.21 \times \log(\text{トービンQ}) \\ & - 0.03 \times \{ (0.54 \times \text{実質短中期金利} + 0.46 \times \text{実質中長期フォワード金利}) \\ & \quad - \text{潜在成長率} + \text{減耗率} \} \\ & + 0.002 \times \text{貸出態度判断DI} \end{aligned}$$

【短期動学】

$$\begin{aligned} & \text{実質設備投資(前期比)} \\ & = \langle \text{定数項} \rangle - 0.20 \times \text{長期均衡からの乖離率} \\ & + 0.28 \times \text{実質輸出(前期比)} - 0.02 \times \log(\text{株式ボラティリティ}) \\ & + 0.40 \times \text{実質キャッシュ・フロー(前期比)} \end{aligned}$$

○住宅投資

【長期均衡】

$$\begin{aligned} & \log(\text{実質住宅投資} / \text{実質GDP}) \\ & = \langle \text{定数項} \rangle - 0.35 \times \log(\text{実質住宅ストック} / \text{実質GDP}) \\ & - 5.43 \times \text{50歳以上人口} / \text{15歳以上人口} \\ & - 0.04 \times \{ (0.56 \times \text{実質短中期金利} + 0.44 \times \text{実質中長期フォワード金利}) \\ & \quad + \text{信用スプレッド} - \text{潜在成長率} \} \\ & + 0.74 \times \log(\text{雇用者報酬} / \text{住宅投資デフレーター}) \end{aligned}$$

【短期動学】

$$\text{実質住宅投資(前期比)} = \langle \text{定数項} \rangle - 0.15 \times \text{長期均衡からの乖離率}$$

- (注) 1. 表記を単純化するため、一部関数の説明変数のうち、ダミー項を省略している。
 2. 実質短中期金利および実質中長期フォワード金利は、各名目金利から、対応する年限のインフレ予想を差し引いて算出。
 3. 修正可処分所得 = 可処分所得 - 財産所得(純)。
 4. 信用スプレッド = 名目貸出金利 - 名目短中期金利。

Q-JEMの主な関数 (2)

○輸出

【長期均衡】

$$\log(\text{実質輸出}) = \langle \text{定数項} \rangle + 0.86 \times \log(\text{海外GDP}) \\ - 0.27 \times \log(\text{実質実効為替レート})$$

【短期動学】

$$\text{実質輸出(前期比)} = \langle \text{定数項} \rangle \\ - 0.15 \times \text{長期均衡からの乖離率} \\ + 3.91 \times \text{海外GDP(前期比)}$$

○貸出態度判断DI

$$\text{貸出態度判断DI} = \langle \text{定数項} \rangle \\ + 0.91 \times \text{企業収益/名目GDP} \\ + 12.66 \times \text{株価(前年比)}$$

○雇用者報酬

$$\text{名目雇用者報酬} = \text{名目賃金(人・時間当たり)} \times \text{労働時間} \times \text{雇用者数}$$

○名目賃金(人・時間当たり)

【長期均衡】

$$\log(\text{名目賃金/GDPデフレーター}) = \langle \text{定数項} \rangle \\ + \log(\text{実質GDP}/(\text{労働時間} \times \text{雇用者数}))$$

【短期動学】

$$\text{名目賃金(前期比)} = \langle \text{定数項} \rangle + 0.64 \times \text{期待賃金成長率} \\ - 1.47 \times \text{失業率} \\ - 0.10 \times \text{長期均衡からの乖離率}$$

○消費者物価

$$\text{消費者物価<除く生鮮食品・エネルギー>(前期比)} \\ = 0.74 \times \text{ラグ項(2期移動平均)} \\ + 0.26 \times \text{中長期インフレ予想} + 0.09 \times \text{需給ギャップ} \\ + 0.005 \times \text{素材価格(前期比)} + 0.012 \times \text{賃金ギャップ} \\ - 0.22 \times \text{期間ダミー(1994~2012年)}$$

- (注) 1. 表記を単純化するため、一部関数の説明変数のうち、ダミー項を省略している。
 2. 実質実効為替レートは、ドル円レートと内外物価の比により決定される。
 3. 期待賃金成長率 = 中長期インフレ予想 + 実質潜在労働生産性
 (潜在GDP/(潜在労働時間×潜在雇用者数)) 成長率。