



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

「点検」補足ペーパーシリーズ②

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

川本 卓司*

takuji.kawamoto@boj.or.jp

中澤 崇*

takashi.nakazawa@boj.or.jp

喜舎場 唯*

yui.kishaba@boj.or.jp

松村 浩平*

kouhei.matsumura@boj.or.jp

中島 上智*

jouchi.nakajima@boj.or.jp

No.21-J-7
2021年4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

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。

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。

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*

川本卓司[†]・中澤崇[‡]・喜舎場唯[§]・松村浩平[#]・中島上智[◇]

2021年4月

【要旨】

本稿では、日本銀行の「量的・質的金融緩和」導入以降の一連の金融緩和がわが国の経済・物価動向に与えた政策効果について、日本銀行の大型マクロ経済モデルQ-JEM（Quarterly Japanese Economic Model）を用いて推計した。具体的には、実質金利をはじめとする主要な金融変数について、日本銀行による金融緩和が実施されなかった場合の「仮想的なパス」を想定し、金融変数がその「仮想的なパス」を辿った場合の実質GDPや消費者物価等の推移を、Q-JEMのカウンターファクチュアル・シミュレーションにより試算した。そのうえで、実績値とシミュレーション結果の差を、実質GDPや消費者物価等に与えた政策効果とみなした。計測された政策効果の大きさをみると、「量的・質的金融緩和」導入から2020年7～9月までの期間において、実質GDPの水準で平均+0.9～1.3%程度、消費者物価（除く生鮮食品・エネルギー）の前年比で平均+0.6～0.7%ポイント程度の押し上げ効果があったという結果となった。

JEL 分類番号：C53、E37、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

* 本稿は、2021年3月に日本銀行より公表された「より効果的で持続的な金融緩和を実施していくための点検」の内容を補足するものである。

本稿の作成に当たり、日本銀行のスタッフから有益なコメントを頂いた。また、三上朝晃氏、山縣広晃氏、朽木めぐみ氏には、データベースの作成や分析等でご協力頂いた。ここに記して感謝したい。

[†] 日本銀行調査統計局 (takuji.kawamoto@boj.or.jp)

[‡] 日本銀行調査統計局 (takashi.nakazawa@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 (kouhei.matsumura@boj.or.jp)

[◇] 日本銀行調査統計局 (jouchi.nakajima@boj.or.jp)

1. はじめに

本稿では、「量的・質的金融緩和」(Quantitative and Qualitative Monetary Easing、以下、QQE)導入以降の金融緩和政策が、わが国の経済・物価情勢に与えた影響について、日本銀行の大型マクロ経済モデル「Q-JEM (Quarterly Japanese Economic Model)」を用いて推計する。Q-JEMは、日本銀行調査統計局が持つ、日本経済を描写したマクロ計量経済モデルであり、数百本の方程式から構成されている。各方程式は、過去20~30年程度のマクロ経済変数の四半期データを用いて推計されている。各方程式は、最新のデータを用いて定期的にアップデートされており、その定式化自体も、経済構造の変化に合わせて、適宜見直しが行われている。Q-JEMは、日本経済の主要なマクロ変数間の過去平均的な関係を捉えた計量モデルとなっており、日本銀行における政策効果の検証や各種のリスク・シミュレーションにも活用されている(一上ほか(2009)、Fukunaga et al. (2011)、Hirakata et al. (2019))。

実際、2016年9月の「総括的検証」の際には、QQE導入から2015年度末までに実施された日本銀行の金融緩和について、その政策効果をQ-JEMを用いて推計した(日本銀行(2016)、菅ほか(2016))。そこでは、主要な金融変数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」を想定し、金融変数とその「仮想的なパス」を辿った場合の実質GDPや消費者物価等の推移について、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、実績値とシミュレーション結果の差を、金融緩和政策が実質GDPや消費者物価等に与えた効果とみなしている。本稿でも、基本的に、これと同様の考え方に則って、QQE導入から2020年7~9月までの金融緩和の政策効果を推計する(図表1)。

金融変数の「仮想的なパス」の作成に当たっては、①各金融変数について金融政策の直接的な影響を受けにくい経済変数で説明する回帰式を推計し、その外挿推計値を金融緩和が実施されなかった場合の値とみなす方法や、②イベントスタディの考え方を応用し、政策変更直前の水準を金融緩和が実施されなかった場合の値とみなす方法など、複数のアプローチを採用した。金融緩和が実施されなかった場合の「仮想的なパス」は、実際に観察できないため、その作成にはどうしても分析者の裁量が入り込む余地が生じる。このため、本稿では、幾つかの異なる前提のもと、各金融変数の「仮想的なパス」を複数設定し、それぞれについてカウンターファクチュアル・シミュレーションを行うことで、政策効果の推計値に関する頑健性をチェックすることとした。

金融政策効果の推計は、とくに非伝統的な金融政策が主要国で相次いで実施されたグローバル金融危機以降、中央銀行エコノミストやマクロ経済学者を中心に、精

力的に行われている。Q-JEMのような大型マクロ経済モデルを用いた研究としては、Engen et al. (2015)が挙げられる。彼らは、米国連邦準備制度（FRB）の大型マクロ経済モデル「FRB/US」を用いて、FRBが行った2008～13年の非伝統的金融緩和の政策効果を推計している。また、Mouabbi and Sahuc (2019)は、動学的一般均衡モデルを用いて、欧州中央銀行（ECB）が行った2008～17年の非伝統的金融政策の効果を推計している。彼らは、カウンターファクチュアル・シミュレーションの結果に基づき、仮にECBが非伝統的金融政策を実施しなかった場合、ユーロ圏経済は深刻なデフレに陥っていたと報告している。小規模な時系列モデルを用いた研究としては、Kim et al. (2020)がある。彼らは、ベクトル自己回帰（VAR）モデルの推計結果と、イベントスタディで抽出した金融政策ショックを組み合わせ、FRBによる2008～15年の資産買入れとフォワード・ガイダンスの効果を推計している。その結果、彼らは、これらのFRBによる非伝統的金融政策は、米国の物価上昇と失業率低下に相応に寄与したと主張している。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では、QQE導入以降の日本銀行の一連の金融緩和が金融資本市場に与えた影響を概観したうえで、Q-JEMで想定している金融政策の波及経路について説明する。第3節では、シミュレーションの前提となる金融変数の「仮想的なパス」を作成する。第4節では、シミュレーション結果について説明する。第5節は結びである。

2. Q-JEMにおける金融政策の波及経路

2-1. QQE導入以降の金融政策と金融市場動向

日本銀行は、2%の「物価安定の目標」を実現するため、2013年4月のQQEの導入以降、強力な金融緩和を実施している。以下では、Q-JEMにおける金融政策の波及メカニズムを説明する前に、この間に実施された主要な政策変更と、それを受けた金融市場の動きを概観しておく（図表2）。

日本銀行は、「物価安定の目標」の達成を目指して、2013年4月、長期国債やETF等の大規模な資産買入れを柱とするQQEを導入した。この結果、名目長期金利（10年物）は、はっきりと低下した（後掲図表5）。「taper tantrum」による米国金利の上昇を受けて、わが国の名目長期金利も強含む局面はあったが、日本銀行による大規模な国債買入れがストック効果を通じて金利低下圧力をもたらす中で、わが国の名目長期金利は、振れを均せば低下傾向を辿った¹。この間、日米金利差の拡大

¹ 日本銀行による国債買入れがストック効果を通じて名目長期金利に与える影響については、須藤・田中（2018）を参照。

などを背景に為替円安が進行すると同時に、円安に伴う企業業績の改善を好感して株高も進んだ（後掲図表 1 1、1 2）。2014年10月には、消費税率引き上げ後の需要面の弱さや原油価格の大幅下落が物価の下押し要因となる中、日本銀行はQQEを拡大した。その後、名目長期金利の低下、為替円安、株価上昇は一段と進んだ。

2016年入り後は、新興国経済の減速を受けて、急速に円高・株安方向への巻き戻しが生じた。こうしたなか、日本銀行は、2016年1月、政策金利残高に -0.1% のマイナス金利を適用する「マイナス金利付き量的・質的金融緩和」を導入した。その後、名目長期金利は、さらに大きく低下した。2016年7月には、英国のEU離脱問題に伴う国際金融市場の不安定な動きを受けて、日本銀行は、ETFの買入れ額を倍増させる措置を講じた。2016年9月には、「総括的検証」を踏まえて、「長短金利操作付き量的・質的金融緩和」を導入し、名目長期金利が概ねゼロ%程度で推移するよう、長期国債の買入れを行うこととした（イールドカーブ・コントロール<Yield Curve Control、以下、YCC>）。これ以降、足もとまで、名目長期金利は、概ねゼロ%程度で推移している。ドル円レートは、2016年前半には、100円割れの水準まで円高方向の動きが進んでいたが、2016年9月以降、そうした動きは反転し、その後は、概ね105~115円程度のレンジ圏で推移した。株価も、2016年9月以降、上昇傾向に転じたあと、2019年頃まで高値圏で横ばい圏内の動きを続けた。

2020年には、新型コロナウイルス感染症の拡大の影響から、株価が大きく下落するなど、金融市場は不安定化した。日本銀行は、こうした感染症の拡大に対応して、2020年3月に「新型コロナウイルス感染症の影響を踏まえた金融緩和の強化」を決定し、ETFを積極的に買入れるとともに、新型コロナウイルス感染症にかかる企業金融支援特別オペなど、企業金融支援のための各種措置を講じた。この間、企業の資金調達環境をみると、感染症の流行により経済活動が大きく落ち込み、企業の資金繰りにストレスのかかる局面もあったが、政府・日本銀行による資金繰り支援策や金融機関による積極的な取り組みが奏功し、金融機関の貸出態度判断DI等でみた貸出市場のオペラビリティは緩和的な状態を維持した（後掲図表 8）。株価は、上記政策の発表日をボトムに、再び上昇傾向に転じた。

2-2. Q-JEMにおける金融政策の経済・物価への波及メカニズム

以上で述べたように、QQEの導入以降の一連の金融緩和は、長期金利や為替レート、株価といった主要な金融変数や、貸出市場における企業の資金調達環境に対して、大きな影響を及ぼしてきた。以下では、こうした金融環境の変化が、Q-JEMにおいて、どのような経路を通じて、経済・物価に影響を与えるかを説明する

(図表3)²。Q-JEMにおける主要な金融政策の波及経路は、次の4つである。

第一に、実質金利の低下は、資金調達コストの低下を通じて、実体経済にプラスの効果を及ぼす。すなわち、国債買入れ等による名目長期金利の低下と、「物価安定の目標」へのコミットメントによるインフレ予想の上昇は、実質金利を低下させる。Q-JEMにおける企業部門では、実質金利の低下は、実質資本コストの低下を通じて、設備投資を押し上げる効果を持つ。他方、家計部門では、実質金利の低下は、異時点間の代替効果を通じて個人消費にプラスに作用するとともに、借入れコストの低下を通じて住宅投資を刺激する効果も持つ。

第二に、株価の上昇は、株式市場で評価された企業価値を資本ストックの再取得価格で割った「トービンのQ」の上昇を通じて、設備投資を押し上げる。また、株価上昇は、家計が保有する株式の価値の上昇（資産効果）を通じて、個人消費にもプラスに作用する。

第三に、上記の実質金利の低下や株価の上昇は、為替レートに円安圧力をもたらすチャンネルを通じて、景気刺激的に作用する。すなわち、日本の実質金利の低下は、内外金利差の拡大を通じて、為替レートの円安化につながり得る。また、株価の上昇は、投資家の純資産価値を高め、追加的なリスクテイクを可能にすることから、世界的に安全資産とみなされている円への売却圧力を強める方向に作用する。こうした経路を通じた円安の進行は、Q-JEMの企業部門では、輸出の増加や企業収益の改善につながり、設備投資需要を誘発する。家計部門では、企業収益の拡大は、雇用者所得の増加をもたらし、これが個人消費にプラスの効果を与える。

第四に、貸出市場のアベイラビリティ改善は、企業の資金調達の円滑化を通じて、設備投資にプラスの効果をもたらす。Q-JEMでは、貸出金利の水準だけでは説明できない金融機関の貸出スタンスを捉える観点から、短観の貸出態度判断DIを、設備投資関数を構成する重要な説明変数として明示的に取り入れている³。例えば、感染症拡大に対応して日本銀行が実施した企業等への資金繰り支援策は、貸出態度判断DIの改善という実質金利チャンネルとは独立のチャンネルを通じて、景気を下支えする効果を持つと考えられる。Q-JEMでは、上記のような設備投資関数の定式化により、そうしたチャンネルも明示的に考慮している。

消費者物価について、Q-JEMは、「ハイブリッド型フィリップス曲線」に基

² Q-JEMにおける主な関数の定式化については、参考1、2を参照。

³ Q-JEMにおいて、貸出態度判断DIは、株価や企業収益の関数となっている。このため、株価の上昇や、(実質金利低下・為替円安による)企業収益の増加は、貸出態度判断DIをより緩和的な方向に変化させる。

づく定式化を採用している。すなわち、Q-JEMにおける消費者物価は、需給ギャップとインフレ予想によって決定される。このうち、後者のインフレ予想には、①先行きの消費者物価上昇率がどのようなペースで目標の2%に接近していくかを予想するフォワード・ルッキングな期待形成と、②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。このため、「物価安定の目標」へのコミットメントが強まり、フォワード・ルッキングなインフレ予想が上昇すれば、消費者物価の上昇に直結する。また、需給ギャップの改善により実績のインフレ率が上昇し、それが適合的な期待形成を通じて人々のインフレ予想の上昇につながれば、インフレ率がさらに上昇するというメカニズムも内包している。

3. シミュレーションの前提

本節では、Q-JEMの金融政策の波及経路において決定的に重要な役割を果たす、4つの金融変数（①実質金利、②貸出態度判断DI、③為替レート、④株価）について、QQE導入以降の日本銀行の金融緩和が実施されなかった場合の「仮想的なパス」を想定する。「仮想的なパス」は、実際には観察できないため、その作成にはある程度前提条件が必要となる。そうした作業には、どうしても分析者の裁量の余地が生じるため、本稿では、結果の頑健性をチェックする観点から、幾つかの異なる前提を置き、複数の「仮想的なパス」を設定することとした。具体的には、大きく分けて、以下の3つのアプローチにより、金融変数の「仮想的なパス」を想定する（図表4）。

3-1. 推計アプローチ

一つ目のアプローチは、各金融変数について、金融政策の直接的な影響を受けにくい経済変数を説明変数とする回帰式を推計し、その推計値から「仮想的なパス」を設定する方法である。本稿ではこれを、「推計アプローチ」と呼ぶ。

名目長期金利については、QQE導入以前のデータを用いて、各種の経済変数を説明変数とする回帰式を推計する。こうして推計された関係を使って、QQE導入以降に説明変数が辿ったパスから示唆される名目長期金利の水準を算出し、これを名目長期金利の「仮想的なパス」とする。つまり、QQE導入以降の金融緩和により、名目長期金利は、過去の平均的な経済変数との関係が示唆する水準に比べて、有意に押し下げられていたであろう、と想定する。この前提のもとでは、名目長期金利の実績値と「仮想的なパス」の差が、名目長期金利における政策効果（＝金利押し下げ効果）となる。この点を、回帰分析の用語で言い換えると、QQE導入以

降の経済変数の値を回帰式に代入した場合の「推計値 (Fitted value)」が名目長期金利の「仮想的なパス」、その実績値との「残差 (Residual)」が名目長期金利における政策効果となる。実質金利の「仮想的なパス」は、このように想定した名目長期金利の「仮想的なパス」から、後述の中長期の予想物価上昇率の「仮想的なパス」を差し引くことによって、算出する。貸出態度判断D Iの「仮想的なパス」についても、同様の考え方に基づく「推計アプローチ」により想定する。

為替レートと株価については、実質金利と貸出態度判断D Iの「仮想的なパス」を、Q-JEMにおける関数に代入して得られた値を「仮想的なパス」とする。Q-JEMでは、直近までのデータを用いて、変数間の過去平均的な関係が推計されている。したがって、QQE導入以降、実質金利や貸出態度判断D Iが「仮想的なパス」を辿っていた場合、為替レートや株価が、過去平均的な経済変数の関係に従って辿っていたと考えられる水準を、それぞれの「仮想的なパス」として設定することになる。

各金融変数における「仮想的なパス」の具体的な作成方法は、以下の通りである。

① 実質金利

Q-JEMでは、国債の名目長期金利（10年物）から中長期の予想物価上昇率を差し引いたものを、実質金利と定義している。実質金利の「仮想的なパス」については、名目長期金利と予想物価上昇率それぞれについて「仮想的なパス」を設定し、それらの差として算出する。

まず、名目長期金利については、「総括的検証」の分析に倣って、有効求人倍率、消費者物価（除く生鮮食品、前年比）、米国債金利（10年物）の3つを説明変数とする回帰式を推計する。推計期間は、1997年1月からQQE導入直前の2013年3月までである。回帰式の推計結果は、次のとおりである。

$$\begin{aligned} \text{名目長期金利(10年物)} = & 0.22 + 0.26 \times \text{有効求人倍率} & (1) \\ & [0.09] \quad [0.09] \\ & + 0.10 \times \text{消費者物価} \\ & [0.02] \\ & + 0.25 \times \text{米国債金利} \\ & [0.01] \end{aligned}$$

[]内は係数の標準誤差

推計期間：1997年1月～2013年3月、修正R²：0.71、標準誤差：0.21

有効求人倍率と消費者物価は1か月ラグ

自由度修正済み決定係数（修正 R^2 ）は、0.71と比較的高く、実績値と推計値の推移をみても、推計期間における回帰式のフィットは良好である（図表5（1））。すなわち、上記の回帰式は、QQE導入以前の名目長期金利の変動のうち7割程度は、説明変数の変動で説明可能であることを示している。2013年4月以降について、この回帰式を用いて外挿推計すると、2019年頃までは概ね1.0～1.5%程度のレンジで推移しており、その後、2020年には米国債金利の低下を反映して0.5%程度まで低下している（図表5（2））。QQEが導入された2013年4月以降について、この回帰式による外挿推計値を、名目長期金利の「仮想的なパス」とする。

ここでは、名目長期金利の実績値と「仮想的なパス」の差である残差が、金融緩和による金利押し下げ効果に相当する。やや詳しくみると、QQE導入以降、名目長期金利の押し下げ効果は、2016年頃まで徐々に拡大し、この間の平均的な押し下げ効果を計算すると-1.0%程度となる。YCCが導入された2016年後半以降の動きをみると、日本の有効求人倍率の上昇や米国債金利の上昇を受けて、本来なら金利上昇圧力が強まりかねない状況にあっても、名目長期金利は、YCCのもとでゼロ%程度の水準を維持した。このため、金融緩和による金利押し下げ効果は、-1.0%程度から-1.5%程度にまで拡大した。2019年入り後、米中間の通商問題の影響もあって、米国債金利は低下し始め、2020年に入ると、新型コロナウイルス感染症の拡大に対応したFRBの大幅な利下げにより、米国債金利は一段と低下した。この間も、日本の名目長期金利はゼロ%程度で推移したため、推計結果から機械的に計算される金利押し下げ効果は、-0.5%程度まで縮小した。

回帰分析によるアプローチでは、日本の金融政策が説明変数に影響を与えないことが理想であるが、式(1)の説明変数に含まれる有効求人倍率や消費者物価は、金融政策の影響を間接的に受けると考えられる。こうした点を踏まえると、上記の「仮想的なパス」が、金融緩和が実施されなかった場合の動きを正確に捉えていない可能性もあるため、政策効果の推計値の頑健性をチェックする観点から、以下では、日本銀行の国債買入れ残高に着目して、長期金利の押し下げ効果を直接的に抽出する回帰分析も行う。

日本銀行は、QQE導入以降、名目長期金利の低下を促す観点から、大規模な国債買入れを行ってきた。「総括的検証」は、名目長期金利を被説明変数とし、日本銀行の国債保有割合、実質GDPの成長率予想、米国債金利を説明変数とする回帰分析を行い、日本銀行の国債保有割合の上昇が名目長期金利を統計的に有意に低下させることを示している。本稿では、この回帰分析について、2020年10月までのデータを用いて再推計を行い、次の結果を得た。

$$\begin{aligned} \text{名目長期金利(10年物)} &= 0.26 - 0.02 \times \text{日本銀行の国債保有割合} & (2) \\ & \quad [0.12] \quad [0.002] \\ & \quad + 0.40 \times \text{実質GDP成長率予想} \\ & \quad \quad [0.21] \\ & \quad + 0.18 \times \text{米国債金利} \\ & \quad \quad [0.07] \end{aligned}$$

[]内はNewey-Westによる係数の標準誤差

推計期間：2005年1月～2020年10月、修正 R^2 ：0.95、標準誤差：0.14

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

「総括的検証」における分析結果と同様、日本銀行の国債保有割合の係数は、統計的に有意なマイナスとなっている。この推計結果を用いて、名目長期金利の動きを説明変数別に要因分解すると、日本銀行の国債保有割合の上昇による金利押し下げ効果は、QQE導入以降、-1%程度まで拡大したあと、2020年まで概ね同程度で推移している（図表6（1））。この国債買入れによるQQE導入以降の直接的な金利押し下げ効果を名目長期金利の実績値から差し引くことで、金融緩和が実施されなかった場合の名目長期金利の「仮想的なパス」を求め、これを頑健性のチェックに使用することにする（図表6（2））。

次に、中長期の予想物価上昇率の「仮想的なパス」については、「総括的検証」の分析に倣って、2%の「物価安定の目標」が導入された2013年1月の直前、すなわち、2012年10～12月の予想物価上昇率の値を用いて作成する。日本銀行は、「物価安定の目標」達成に向けたコミットメントのもと、大規模な金融緩和を実施することによって、デフレマインドを転換し、人々の予想物価上昇率を引き上げることを目指してきた。ここでは、QQE導入以降のアクション（＝金融緩和）が実施されなければ、中長期の予想物価上昇率は、「物価安定の目標」導入前の水準にとどまっていたと考え、中長期の予想物価上昇率の「仮想的なパス」を、2012年10～12月の水準のまま横ばいで推移したと設定する（図表7（1））⁴。

名目長期金利の「仮想的なパス」から中長期の予想物価上昇率の「仮想的なパス」

⁴ Q-JEMでは、中長期の予想物価上昇率として、2013年以前はコンセンサス・フォーキャスト（消費者物価前年比の6～10年先予測）、2014年以降は短観の5年後販売価格見通し（規模別・業種別見通しの第一主成分）を用いている。2つのデータを接続する際には、前者のデータの水準を基準にして、後者のデータの水準を調整している。後者の短観データについては、短観における予想物価上昇率に関する系列（販売価格見通し、一般物価見通し）を、見通し年数別、業種別、企業規模別の様々な組み合わせから第一主成分を抽出し、消費者物価に対する予測力が一番高いものを採用している。

を差し引くことにより、実質金利の「仮想的なパス」を算出する（図表7（2））。式(1)から求めた実質金利の「仮想的なパス」は、QQE導入以降、0～0.5%程度で推移している。他方、日本銀行の国債買入れに着目した式(2)に基づく実質金利の「仮想的なパス」は、それよりやや低めの-0.5～0%程度で推移している。実質金利の実績値は、QQE導入以降、-1.5～-1.0%程度まで低下しているため、政策効果による実質金利の押し下げ幅は、採用する回帰式により多少の違いはあるが、-1.5～-1.0%程度であったと推計される。

② 貸出態度判断D I

貸出態度判断D Iの「仮想的なパス」を作成するにあたっては、貸出態度判断D Iを被説明変数、短観の業況判断D I（全規模、全産業）を説明変数とするシンプルな回帰式を推計する。推計期間は、QQE導入前の2013年1～3月までである。推計結果は次のとおりである。

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

[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

業況判断D Iの係数は統計的に有意なプラスとなっており、貸出市場のアベイラビリティを示す貸出態度判断D Iは、企業の業況感と強い正の相関を持つことがわかる。修正R²は0.84と高く、QQE導入時点までの実績値と推計値の推移をみても、回帰式のフィットはかなり良好である（図表8）。この回帰式を用いてQQE導入以降の貸出態度判断D Iを外挿推計すると、当初は実績値と推計値はさほど変わらないが、2014年7～9月以降は、10月のQQE拡大の影響も相俟って、実績値が推計値をはっきりと上回っており、金融緩和が貸出市場のアベイラビリティの改善につながっていたことが示唆される。とりわけ、2020年に、感染症拡大の影響から、企業の業況感が大きく落ち込み、それに伴って貸出態度判断D Iの推計値が大きく低下する局面でも、貸出態度判断D Iの実績値はかなり緩和的な状態を維持しており、日本銀行の資金繰り支援策は、政府や金融機関の取り組みと相俟って、貸出市場で大きな緩和効果を発揮してきたとみられる。以下のシミュレーションでは、2014年7～9月以降の外挿推計値を貸出態度判断D Iの「仮想的なパス」とする⁵。

⁵ 実績値と乖離し始める2014年7～9月以降の外挿推計値を、貸出態度判断D Iの「仮想的なパス」として設定しているが、これをQQEが導入された2013年4～6月以降の推計値に変更しても、政策効果の推計結果に大きな変化はない。

③ 為替レート

為替レート（ドル円レート）の「仮想的なパス」の作成には、以下のQ-JEMにおける為替レートの長期均衡式を用いる。

$$\begin{aligned} \log(\text{実質ドル円レート}) \\ = 5.24 + 10 \times (\text{米国実質金利} - \text{日本実質金利}) \\ [0.02] \end{aligned} \quad (4)$$

[]内は係数の標準誤差

推計期間：1980年4-6月～2020年7-9月、 R^2 ：0.30、標準誤差：0.22

実質ドル円レートは、名目ドル円レートを日本と米国の消費者物価指数（除く食料・エネルギー）の比で除したものである。また、日米の実質金利は10年物の年率換算値であるため、実質金利差の係数の値は10で固定している。この定式化は、為替レートの長期均衡理論である相対的購買力平価（Relative Purchasing Power Parity）と、実質ベースのカバー無し金利平価（Uncovered Interest rate Parity）の考え方に基づく（一上ほか(2009)を参照）。

この定式化を用いて、日本の実質金利における「仮想的なパス」から、ドル円レートの「仮想的なパス」を算出する。具体的には、米国の実質金利はわが国の金融政策の影響を受けないという前提のもと、米国の実質金利の実績値と日本の実質金利の「仮想的なパス」を式(4)の右辺に代入し、ドル円レートの「仮想的なパス」を求める。推計されたドル円レートの「仮想的なパス」をみると、QQE導入以降、実績値に比べて、平均的に10円ほど円高の水準で推移している（図表9（1））。

④ 株価

株価（TOPIX）の「仮想的なパス」についても、為替レートと同様にQ-JEMの関数を用いて作成する。Q-JEMにおける株価は、長期均衡式と短期動学式からなる誤差修正モデル（Error correction model）で定式化されている。長期均衡式は、次の式で表される。

$$\begin{aligned} \log(\text{TOPIX}/\text{企業収益}) = & -8.68 + 1.02 \times \text{2008/4Qダミー} & (5) \\ & [0.03] \quad [0.29] \\ & + 1.20 \times \text{2009/1Qダミー} \\ & [0.29] \end{aligned}$$

[]内は係数の標準誤差

推計期間：2000年1-3月～2020年7-9月、修正 R^2 : 0.25、標準誤差 : 0.28

この長期均衡式では、マクロ的なP E R（株価収益率）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。

$$\begin{aligned} d\log(\text{TOPIX}) = & -0.001 - 0.08 \times \log(\text{誤差修正項}) & (6) \\ & [0.008] \quad [0.03] \\ & + 1.08 \times d\log(\text{名目ドル円レート}) \\ & [0.20] \end{aligned}$$

[]内は係数の標準誤差、 $d\log$ は対数階差

推計期間：2000年4-6月～2020年7-9月、修正 R^2 : 0.34、標準誤差 : 0.07

式(6)中の誤差修正項は、1期前における長期均衡値と実績値の乖離率である。株価の短期動学式は、①株価が長期均衡水準に向かって収束する動きと、②為替レートとの相関関係——円安（円高）時に株価が上昇（下落）しやすい関係——によって、株価の短期変動を捉えている⁶。

以上の株価の定式化を用いて、実質金利、貸出態度判断D I、為替レートの「仮想的なパス」から示唆される株価の「仮想的なパス」を作成する。具体的には、これら3つの金融変数の「仮想的なパス」をQ-JEMの関数に代入し、内生的に計算された株価の水準を「仮想的なパス」とする。これにより、QQE導入以降の金融緩和が実施されなかった場合、過去平均的な変数間の関係に従えば、どの程度の株価水準が実現していたかを計算している。株価の「仮想的なパス」の試算結果をみると、QQE導入以降、実績値を下回っており、この間に株価は平均して27%、政策効果によって押し上げられた結果になる（図表9（2））。

3-2. イベントスタディ・アプローチ

推計アプローチは、各金融変数について、経済理論に基づき、金融政策以外の要

⁶ 投資家のリスク回避度を通じた株価と為替レートの連関については、藤原（2013）を参照。

因を取り除いて「政策効果」を識別することが可能である一方、推計値が、回帰式の定式化に大きく依存するという弱点がある。特に為替レートと株価の関数については、先行研究をみても、様々な定式化が提案されており、学界や中央銀行エコノミストの間でコンセンサスが得られている定式化が必ずしもあるわけではない。そうした点も考慮し、ここでは、為替レートと株価の「仮想的なパス」を想定するにあたり、主要な政策変更前後における為替レートと株価の変動から、「政策効果」を識別するアプローチを試みる。こうしたイベント前後の金融変数の値動きに着目する手法は、「イベントスタディ」と呼ばれることから、本稿では、「イベントスタディ・アプローチ」と呼ぶ。

このアプローチでは、QQE導入以降の5回の主要な政策変更時について、イベントスタディを行う。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5回である。仮に政策変更が行われなかった場合、為替レートと株価は、各政策変更決定の前営業日の水準で、翌四半期末まで横ばいで推移していたであろうと仮定する⁷。

イベントスタディの一例として、QQEの拡大（2014年10月31日公表）前後の為替レートを取り上げると、ドル円レートは、当該政策変更を受けて急速に円安化し、翌四半期末である2015年3月末までの間に、政策変更直前と比べ最大で12円ほどの円安水準となる場面もみられた（図表10（1））。この間のドル円レートの動きを、政策変更が行われた当該四半期（2014年10～12月）と翌四半期（2015年1～3月）の平均値でみると、政策変更直前の営業日から横ばいの場合と比べ、2014年10～12月は6円程度、2015年1～3月は10円程度の円安となる。イベントスタディ・アプローチでは、これらの政策変更直前と比べた為替レートの変化幅を、「政策ショック」とみなす。

QQE導入時を含む5回の政策変更について、上記と同様の手法で計算した為替レートと株価の「政策ショック」をみると、2016年初のマイナス金利の導入時を除

⁷ 政策変更公表後、どの程度の期間における金融変数の変動を「政策ショック」とみなすかによって、当然ながらショックの大きさも変わり得る。政策ショック以外のノイズを限りなく小さくするという観点からは、極めて短い期間（例えば「政策公表後30分間」など）の変動のみを政策ショックとみなす考え方がある。一方、政策変更の内容が金融市場で消化され尽くすまでには一定の時間を要することや、政策が変更されてから実際に効果が顕在化するまでに時間がかかることを踏まえると、ある程度のノイズの混入も覚悟しつつ、やや長めの変動を政策効果とみなす考え方もある。本稿では、これら2つの考え方のバランスをとり、イベント発生後、1～2四半期程度の期間の変動をショックと捉えることとした。具体的には、政策変更の前営業日から翌四半期末までの為替レートと株価の変化幅を、政策ショックとみなしている。

き、円安効果と株高効果が観察される（図表11、12）⁸。為替レートと株価の「仮想的なパス」を想定するにあたっては、イベントスタディ・アプローチで計算した政策ショックの逆符号を、「政策が変更されなかった場合のショック」としてQ-JEMに代入し、カウンターファクチュアル・シミュレーションを行う。なお、ショックが付与されない四半期については、各金融変数がQ-JEMの関数式に従って推移すると仮定する。

3-3. 総括的検証アプローチ

最後のアプローチは、「総括的検証」で用いられた手法と全く同じである（「総括的検証アプローチ」と呼ぶ）。このアプローチでは、金融緩和の効果波及の起点として、実質金利の低下（名目長期金利の低下および中長期の予想物価上昇率の上昇）を重視する。具体的には、まず、「物価安定の目標」が導入された2013年1～3月以降の実質金利の低下の全てを、政策効果とみなす。この考え方では、名目長期金利と中長期の予想物価上昇率の「仮想的なパス」は、2012年10～12月の水準で横ばいと仮定することに等しい。それ以外の3つの金融変数（貸出態度判断DI、為替レート、株価）の「仮想的なパス」については、実質金利が「仮想的なパス」を辿った場合のQ-JEMの内生値を用いる。すなわち、総括的検証アプローチでは、金融緩和効果は、全て実質金利の低下による内生的な反応の結果として生じており、実質金利低下では説明できない、資金繰り支援による貸出態度判断DIの改善やETF買入れによる株価の上昇は、緩和効果としてみなさないことになる。

4. シミュレーション結果

本節では、前節で想定した金融変数の「仮想的なパス」をQ-JEMに実際に代入し、カウンターファクチュアル・シミュレーションを行う。シミュレーション期間は、2013年1～3月から2020年7～9月までである。Q-JEMの関数については、2020年7～9月までのデータをサンプル期間として推計した結果を用いる。

具体的には、金融変数の「仮想的なパス」について、次表のような組み合わせを設定し、5つのカウンターファクチュアル・シミュレーション（A～E）を行った。

⁸ 2016年初のマイナス金利導入後の円高・株安方向の動きには、当時の新興国経済の減速や、それに伴う原油価格の大幅下落によるリスク回避的な投資家行動が、無視できない影響を及ぼしているとみられる。マイナス金利導入時に限らず、本稿のようにイベント発生後、比較的長めの期間における金融変数の変化幅をショックとして捉えると、金融政策以外の様々な要因が、ノイズとして混在してしまう可能性がある。

＜各シミュレーションにおける「仮想的なパス」の設定方法＞

	A	B	C	D	E
①実質金利	推計アプローチ (有効求人倍率等 に基づく)		推計アプローチ (国債保有割合 に基づく)		総括的検証 アプローチ
②貸出態度	推計アプローチ				
③為替レート	推計 アプローチ	イベント スタディ・ アプローチ	推計 アプローチ	イベント スタディ・ アプローチ	
④株価					

図表13、14は、シミュレーションAの結果である。ここでは、実質GDPや消費者物価の実績値と、カウンターファクチュアル・シミュレーションの値の差を、金融緩和による政策効果とみなしている。実質GDPの政策効果をみると、QQEの導入以降、押し上げ効果は徐々に大きくなり、YCCを導入した2016年頃は+1.0～1.5%程度、新型コロナウイルス感染症が拡大する前の2019年頃には+2%程度にまで達している(図表13(1))。QQEを導入した2013年4～6月から2020年7～9月までの期間を通じてみると、この間の金融緩和は、実質GDPを年平均+1.3%押し上げる効果を持ったことになる。

各金融変数の波及チャネル別にみると、実質金利の低下を通じたチャネルの寄与が最も大きい。加えて、株価上昇や為替円安を通じたチャネルも、GDPの押し上げに相応に寄与している。時系列的にみると、まず、2013年のQQE導入直後は、実質金利チャネルのプラス寄与が大きく拡大した。その後、ETF買入れ額の倍増やYCCの導入が行われた2016年以降は、実質金利チャネルのプラス寄与の拡大がやや鈍化する一方で、株価チャネルのプラス寄与が徐々に拡大している。貸出市場チャネルの寄与は、2019年頃まではさほど大きくないが、2020年に、感染症拡大を受けた政策対応が講じられてからは、プラス寄与が大きくなっている。

需要項目別にみると、実質金利低下による刺激効果の大きい設備投資と住宅投資が、実質GDPの押し上げに大きく寄与している(図表13(2))。ただし、設備

投資については、実質金利低下だけでなく、為替円安に伴う輸出増や収益の拡大、株高上昇によるトービンのQの上昇もプラスに作用している。個人消費は、雇用・所得環境の改善を通じてプラス方向に寄与しているが、株高による資産効果や実質金利低下による異時点間の代替効果はQ-JEMではさほど大きくないため、押し上げ寄与は投資需要ほどには大きくない。なお、こうした国内需要の増加の一部は、輸入によってまかなわれるため、輸入の寄与度は一貫してマイナスとなっている。

次に、消費者物価（除く生鮮食品・エネルギー）の政策効果をみると、QQE導入以降、押し上げ効果は有意に拡大しており、2015年以降は、前年比+0.6~0.8%ポイントの押し上げ効果を維持している（図表14（1））。この押し上げ効果をフィリップス曲線の説明変数別に要因分解すると、QQE導入直後は、中長期の予想物価上昇率と需給ギャップの寄与が大きくなっている。その後、2015年頃以降は、ラグ項で表される適合的期待の寄与が最も大きくなっている。フィリップス曲線のラグ項に需給ギャップと中長期の予想物価上昇率を逐次代入した、出尽くしベースの要因分解をみると、QQE導入から2020年7~9月までの約7年間のうち、前半は主として中長期の予想物価上昇率の上昇が、後半は主として需給ギャップの改善が、消費者物価を押し上げていることがわかる（図表14（2））⁹。

図表15では、5つのシミュレーション（A~E）について、政策効果の推計結果をまとめている。需給ギャップに関する政策効果をみると、仮にQQE導入以降の金融緩和が実施されなかった場合、いずれのアプローチでも、ごく一時期を除けば、マイナスの需給ギャップが継続していた可能性が高いことが示唆される（図表15（2））。消費者物価に関する推計結果をみても、急速な円安が進んだ2014~2015年は一時的に前年比プラスとなったが、それ以降は、金融緩和が実施されなければ、前年比マイナスが一貫して続いていた可能性が高いことが示唆される（図表15（3））。なお、需給ギャップ、消費者物価のいずれの推計結果をみても、2020年の新型コロナウイルス感染症の拡大以降も、実績値はカウンターファクチュアル・シミュレーションの値をはっきりと上回っており、金融緩和効果が発揮されていることが確認できる。

これらの5つのシミュレーション結果を踏まえると、QQE導入以降の金融緩和

⁹ なお、Q-JEMにおける物価関数では、為替レートは、消費者物価（除く生鮮食品）に含まれるエネルギー価格（為替レート×原油価格）を通じて物価に直接影響を及ぼす定式化となっており、消費者物価（除く生鮮食品・エネルギー）には直接影響を与えない。もっとも、為替円安が、輸出の増加や企業収益の拡大を通じて需給ギャップを改善させ、これがさらに消費者物価を押し上げる間接的な効果は含まれている。また、そうした消費者物価の上昇には、適合的期待形成を通じて予想物価上昇率を押し上げ、これがさらに消費者物価を押し上げるメカニズムも内包されている。

は、実質金利の低下や株価上昇、為替円安、貸出市場のアベイラビリティ改善を通じて、需給ギャップと消費者物価を強力に押し上げる効果を発揮してきたと言える。政策効果の大きさをみると、QQEの導入から2020年7～9月までの期間において、実質GDPの水準を平均+0.9～1.3%程度、消費者物価の前年比を平均+0.6～0.7%ポイント程度押し上げる結果となっている（図表15（4））。

5. おわりに

本稿では、QQE導入以降の金融緩和が経済・物価に与えた政策効果について、大型マクロ経済モデルであるQ-JEMを用いて推計した。まず、実質金利等の4つの金融変数について、日本銀行による金融緩和が実施されなかった場合の「仮想的なパス」を想定した。次に、金融変数とその「仮想的なパス」を辿った場合の経済・物価の推移をカウンターファクチュアル・シミュレーションにより算出し、それと実績を比較することで、政策効果を試算した。複数のアプローチにより金融変数の「仮想的なパス」を設定し、シミュレーション結果を比較したところ、QQE導入以降の金融緩和により、実質GDPの水準は年平均で+0.9～1.3%程度、消費者物価（除く生鮮食品・エネルギー）の前年比は年平均+0.6～0.7%ポイント程度、押し上げられたとの結果が得られた。また、新型コロナウイルス感染症による大きな負のショックに直面した2020年以降も、金融緩和によって経済・物価を支える効果が発揮されていることも示された。

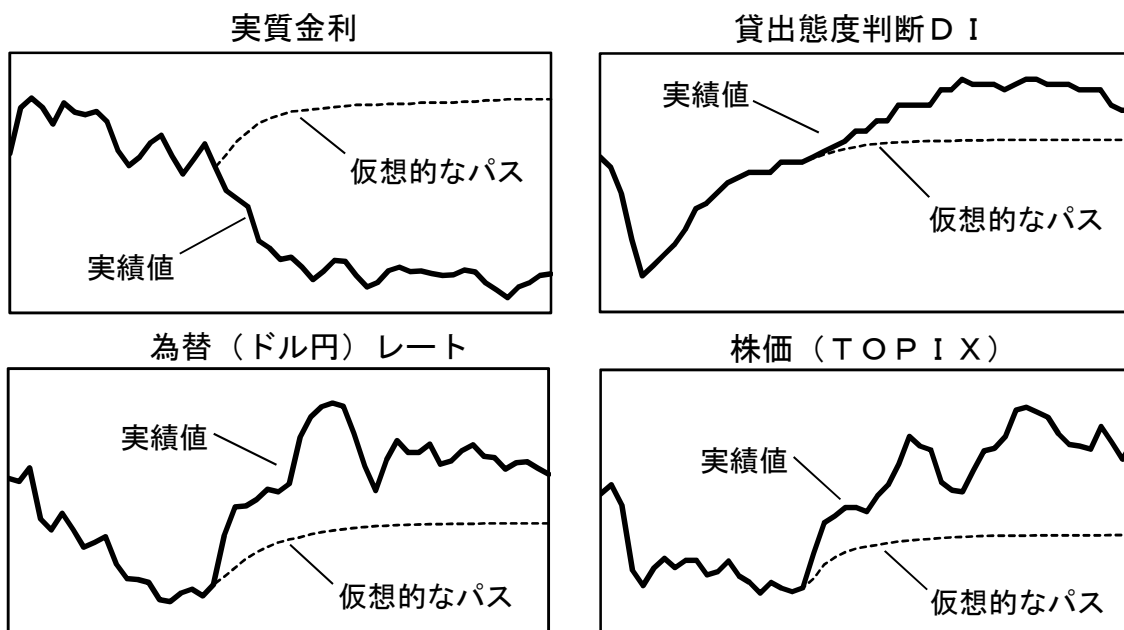
試算結果をみると、金融緩和がなかった場合の金融変数の「仮想的なパス」をどのように設定するかによって、政策効果の推計値には違いがあるものの、「（長短金利操作付き）量的・質的金融緩和」が、わが国の経済・物価にプラスの影響を及ぼしてきたことは明確である。もっとも、こうした政策効果の推計には、過大・過小の双方向の不確実性がある。例えば、推計された政策効果には、この間に実施された政府の財政政策の効果や、海外の中央銀行による金融緩和の効果も混在している可能性があり、その結果として、日本銀行の金融緩和の効果も過大評価している恐れがある。一方で、この間、日本銀行は、金融緩和の一環として、CPや社債、J-REITの買入れなども積極的に行ってきたが、今回の試算では、それらの影響を明示的に取り込んでいないため、政策効果を過小評価している可能性もある。これら双方向の不確実性の存在を踏まえると、本稿の政策効果の推計については、相当の幅を持ってみておく必要がある。

参考文献

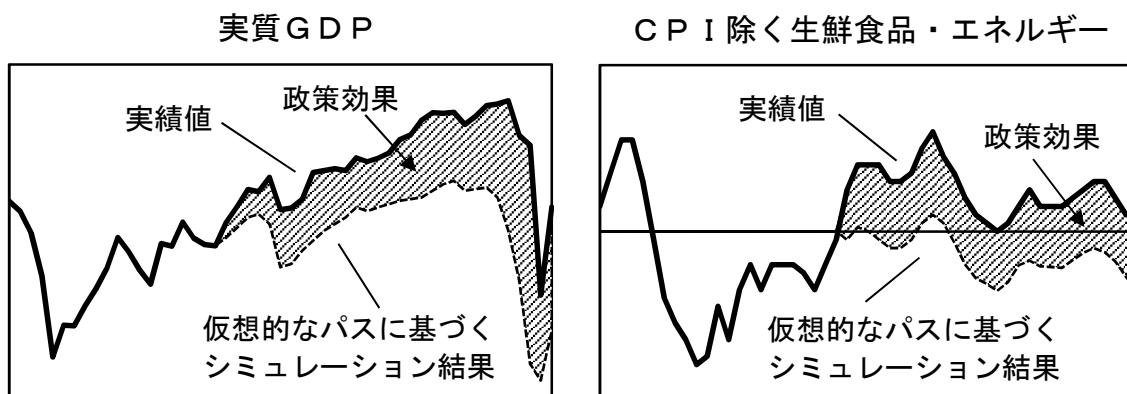
- 一上響・北村富行・小島早都子・代田豊一郎・中村康治・原尚子（2009）「ハイブリッド型日本経済モデル：Quarterly-Japanese Economic Model (Q-JEM)」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No. 09-J-6.
- 菅和聖・喜舎場唯・敦賀智裕（2016）「『量的・質的金融緩和』導入以降の政策効果—マクロ経済モデルQ-JEMによる検証—」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.16-J-11.
- 須藤直・田中雅樹（2018）「日本における市場分断・特定期間選好仮説のDSGEモデルによる検証—ストック効果とフロー効果の定量比較を中心に—」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No. 18-J-9.
- 日本銀行（2016）「『量的・質的金融緩和』導入以降の経済・物価動向と政策効果についての総括的な検証」、2016年9月.
- 藤原茂章（2013）「最近の株価と為替の同時相関関係の強まりについて」、日銀レビュー、No.2013-J-8.
- Engen, Eric, Thomas Laubach, and David Reifschneider (2015). “The macroeconomic effects of the Federal Reserve’s unconventional monetary policies,” Finance and Economics Discussion Series, No.2015-5, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Fukunaga, Ichiro, Naoko Hara, Satoko Kojima, Yoichi Ueno, and Shunichi Yoneyama (2011). “The Quarterly Japanese Economic Model (Q-JEM): 2011 version,” Bank of Japan Working Paper Series, No.11-E-11.
- Hirakata, Naohisa, Kazutoshi Kan, Akihiro Kanafuji, Yosuke Kido, Yui Kishaba, Tomonori Murakoshi, and Takeshi Shinohara (2019). “The Quarterly Japanese Economic Model (Q-JEM): 2019 version,” Bank of Japan Working Paper Series, No. 19-E-07.
- Kim, Kyungmin, Thomas Laubach, and Min Wei (2020). “Macroeconomic effects of large-scale asset purchases: New evidence,” Finance and Economics Discussion Series 2020-047, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Mouabbi, Sarah, and Jean-Guillaume Sahuc (2019). “Evaluating the macroeconomic effects of the ECB’s unconventional monetary policies,” *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 51, pp. 831–858.

政策効果の推計の考え方

1. 以下の4つの金融変数について、日本銀行による金融緩和が実施されなかった場合の「仮想的なパス」を想定。



2. 金融変数が「仮想的なパス」を辿った場合の経済を、Q-JEMでシミュレーション。



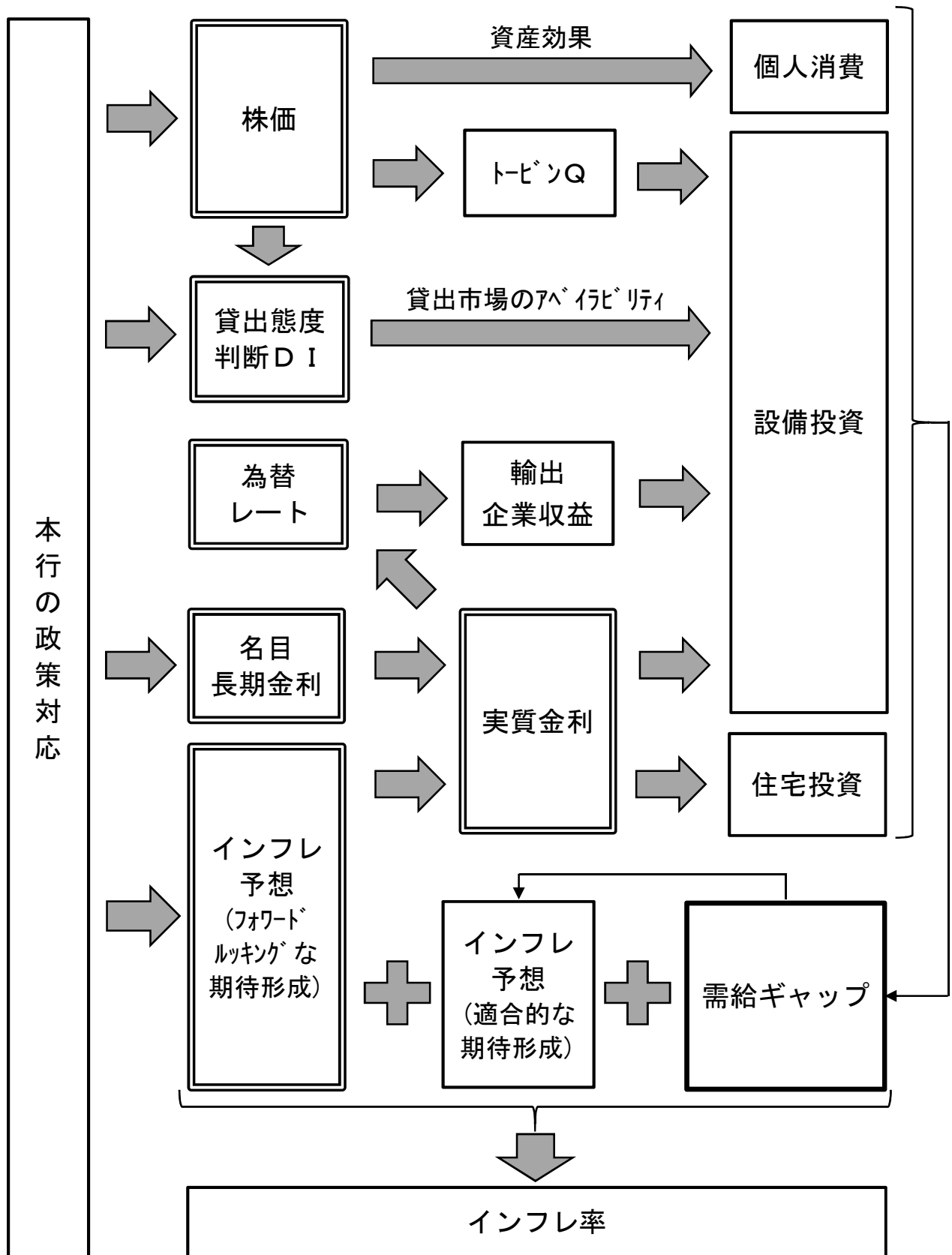
3. 実績値とシミュレーション結果の差を政策効果と考える。

「量的・質的金融緩和」導入以降の金融政策の概要

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7月29日	金融緩和の強化 <ETF>年間約 6 兆円 (倍増)
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
2018年7月31日	「強力な金融緩和継続のための枠組み強化」の決定 政策金利のフォワードガイダンスを導入 <長期国債>長期金利の変動を容認 <ETF>買入れ額の変動を容認
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
2020年4月27日	金融緩和の強化 <CP・社債>追加買入枠を各 7.5 兆円 (+6.5 兆円) <長期国債>年間約 80 兆円をめどを撤廃
2020年12月18日	「新型コロナ対応資金繰り支援特別プログラム」の延長 <CP・社債>増額買入れの期限を半年間延長 追加買入枠を合算

(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

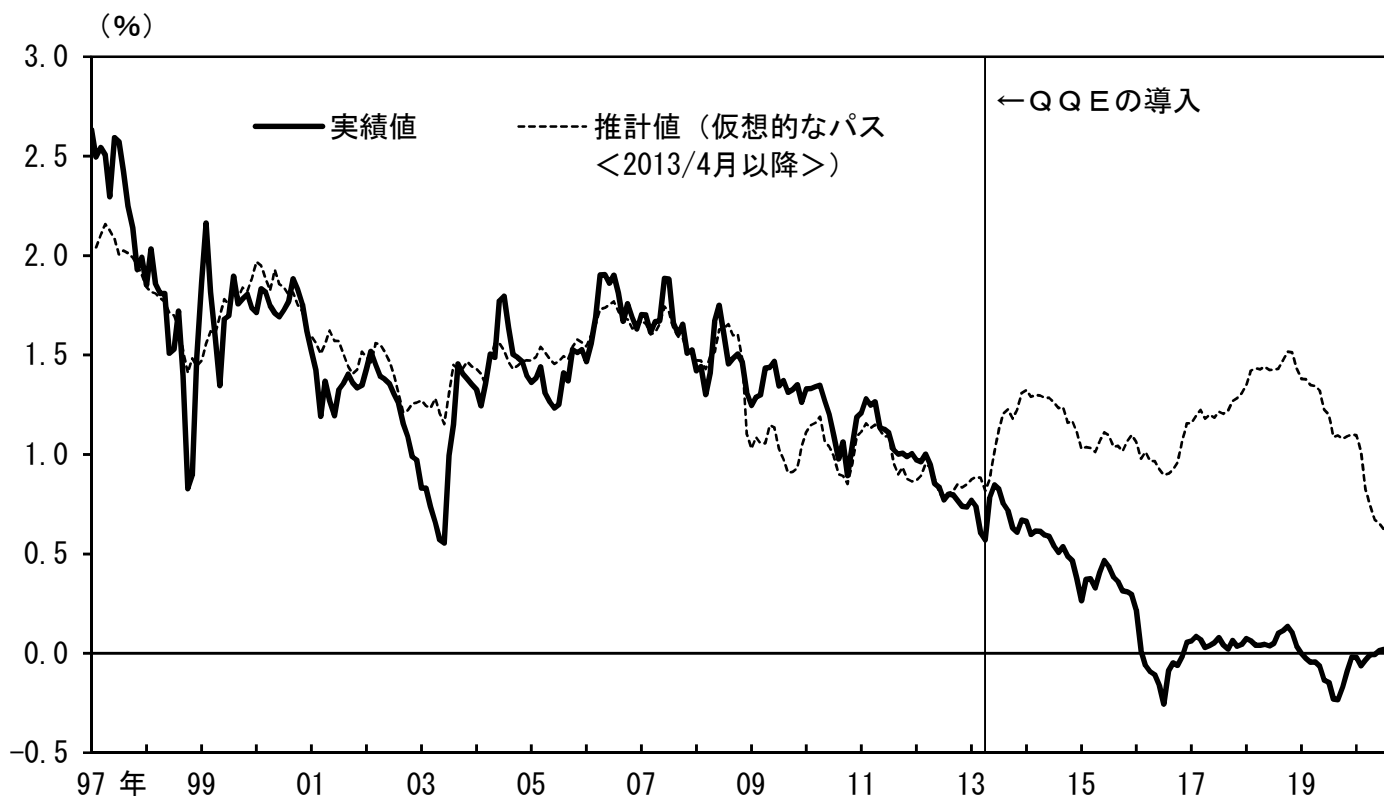


金融変数の「仮想的なパス」の設定方法

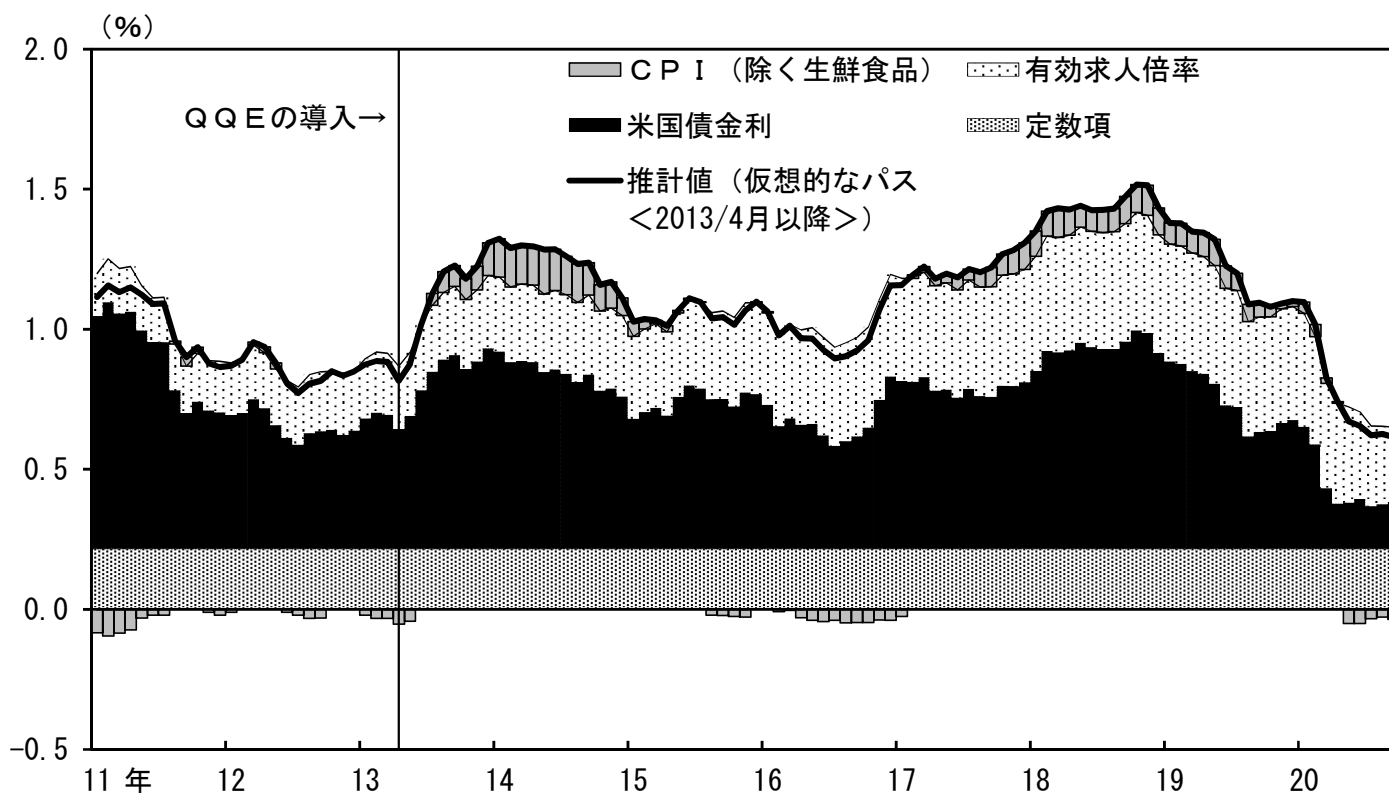
金融変数	推計アプローチ	イベントスタディ・ アプローチ	総括的検証 アプローチ
実質金利	推計（実体経済の変数等を使用） により設定		Q QE 導入前の 2012/4Qの水準で 横ばいと設定
貸出態度			
為替レート	推計（実体経済の 変数等を使用） により設定	イベントスタディ により設定	Q-JEMの内生値 により設定
株価			

名目長期金利

(1) 名目長期金利の推移



(2) 名目長期金利の推計値の要因分解

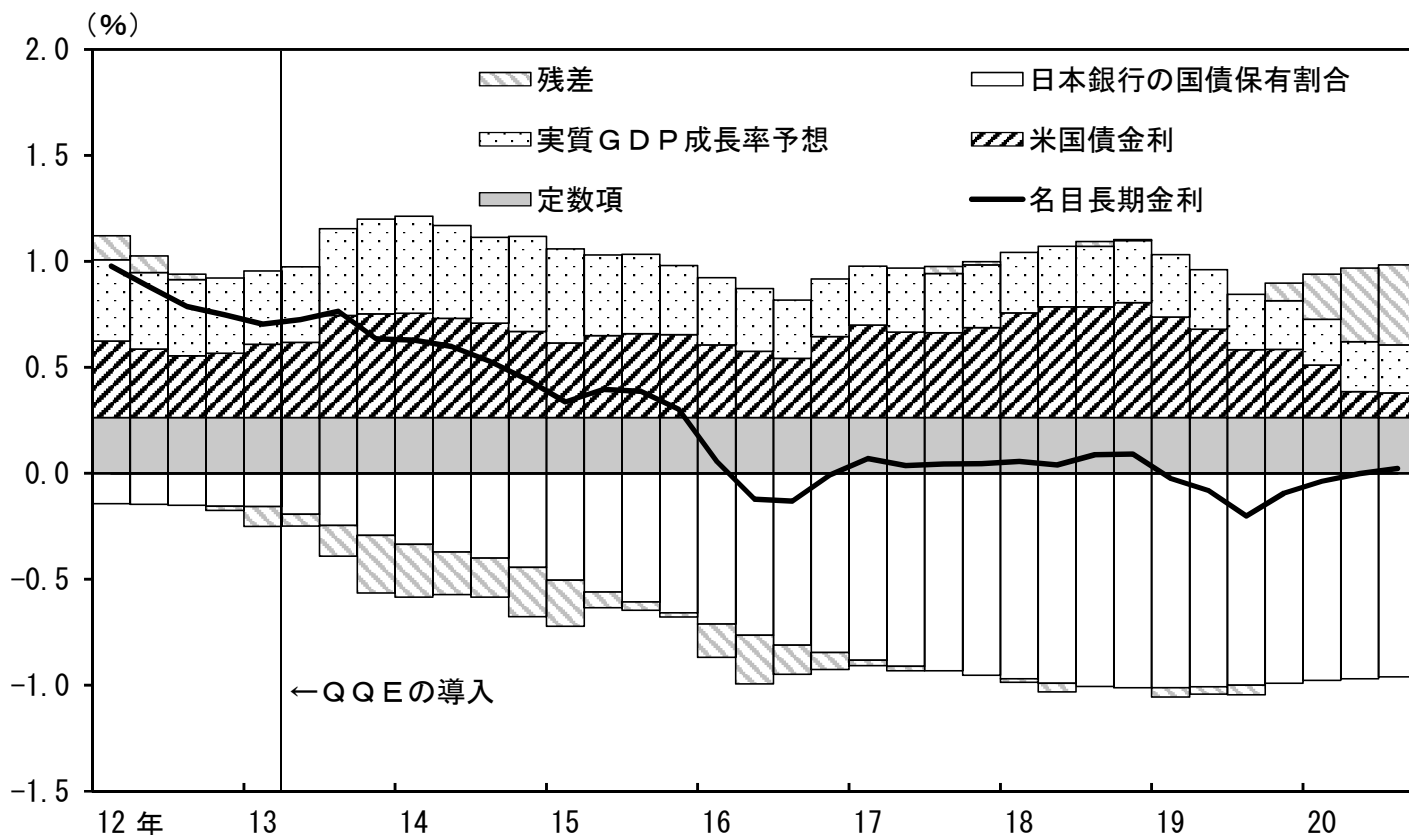


- (注) 1. 2013/4月以降の名目長期金利の推計値は、2013/3月までのデータで推計されたパラメータと、説明変数の実績値を用いて算出。
2. CPIは、消費税率引き上げ・教育無償化政策・Go To トラベルの影響を除く(2020/4月以降は、高等教育無償化等の影響も除いた日本銀行スタッフによる試算値)。

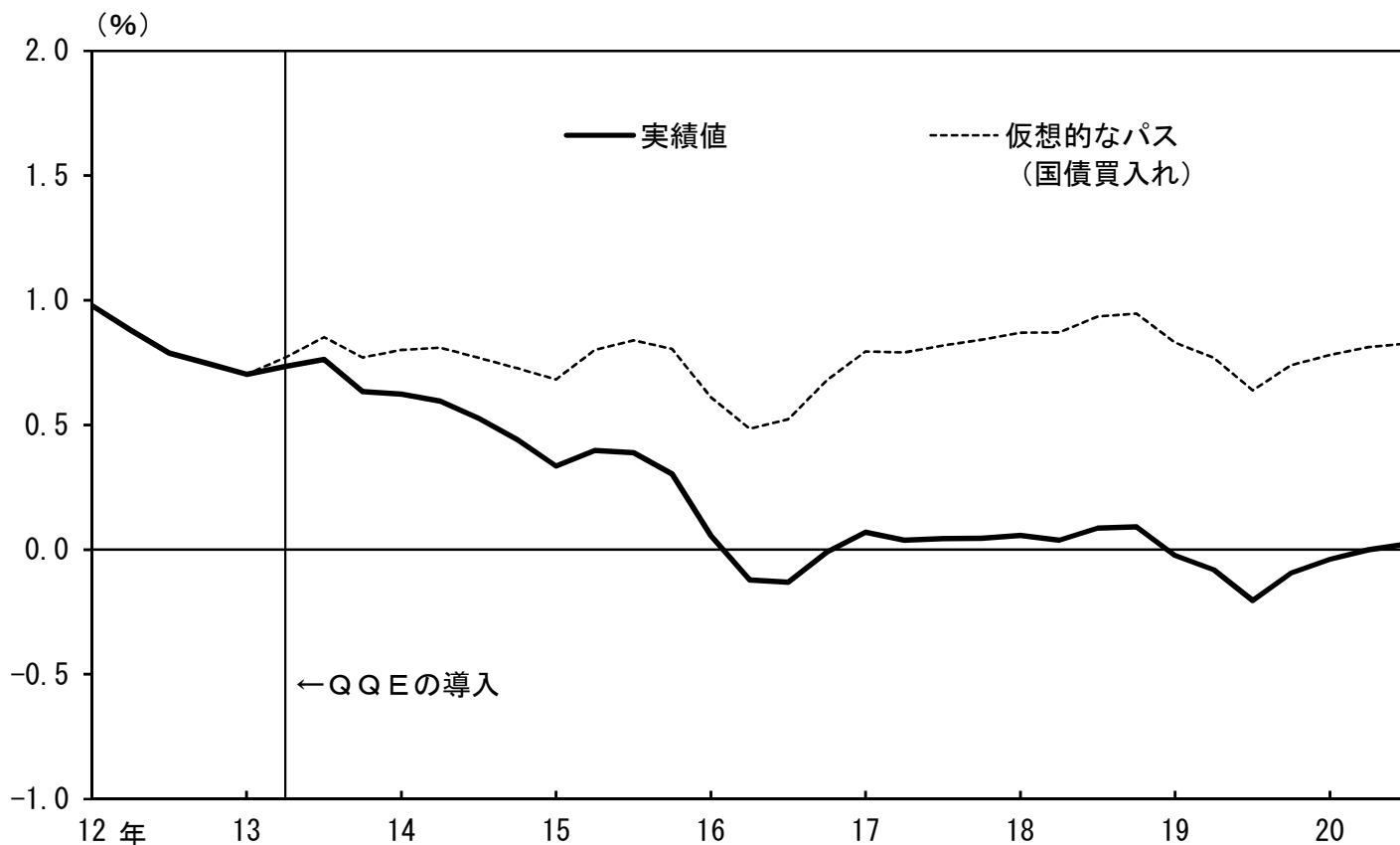
(出所) 総務省、厚生労働省、Bloomberg

名目長期金利における国債買入れの効果

(1) 名目長期金利の推計結果 (国債買入れ)

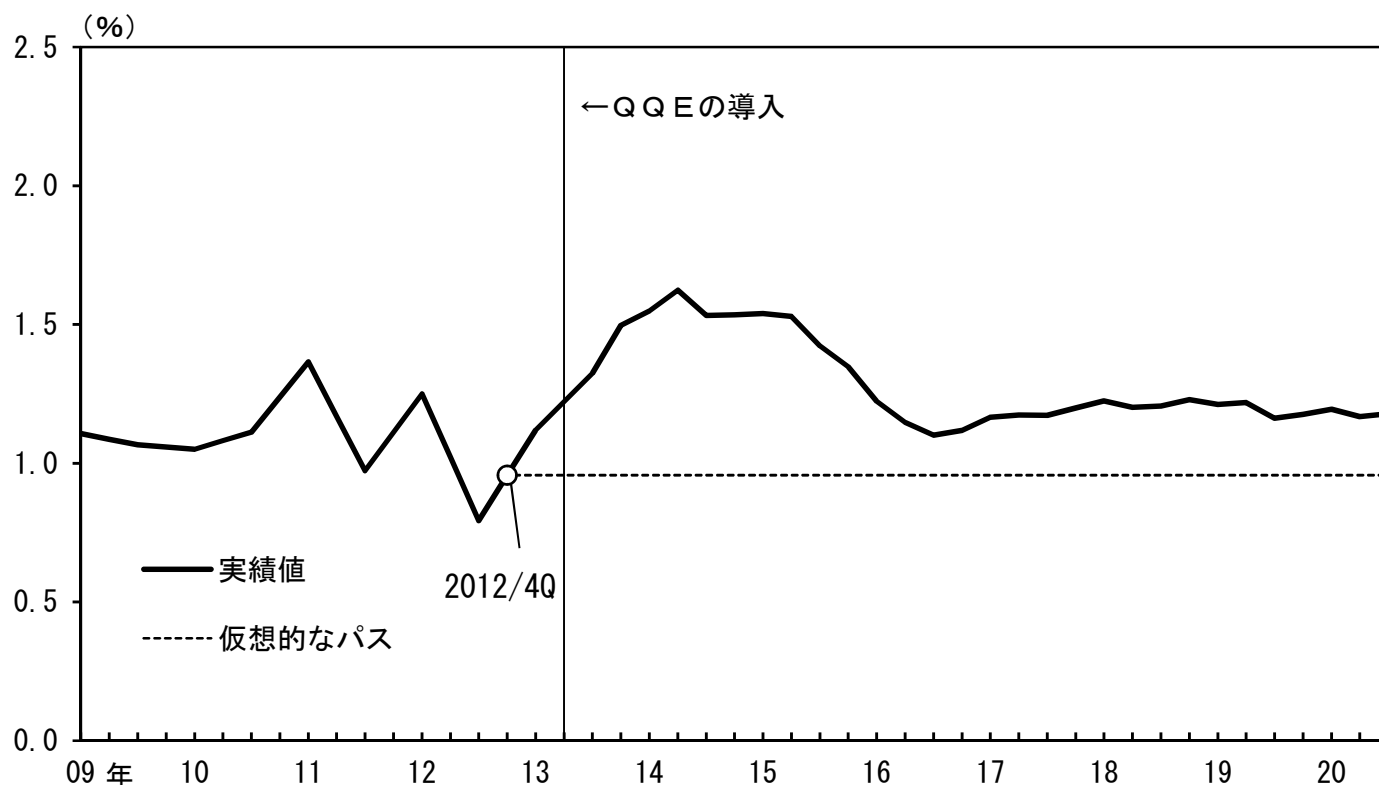


(2) 名目長期金利の推移

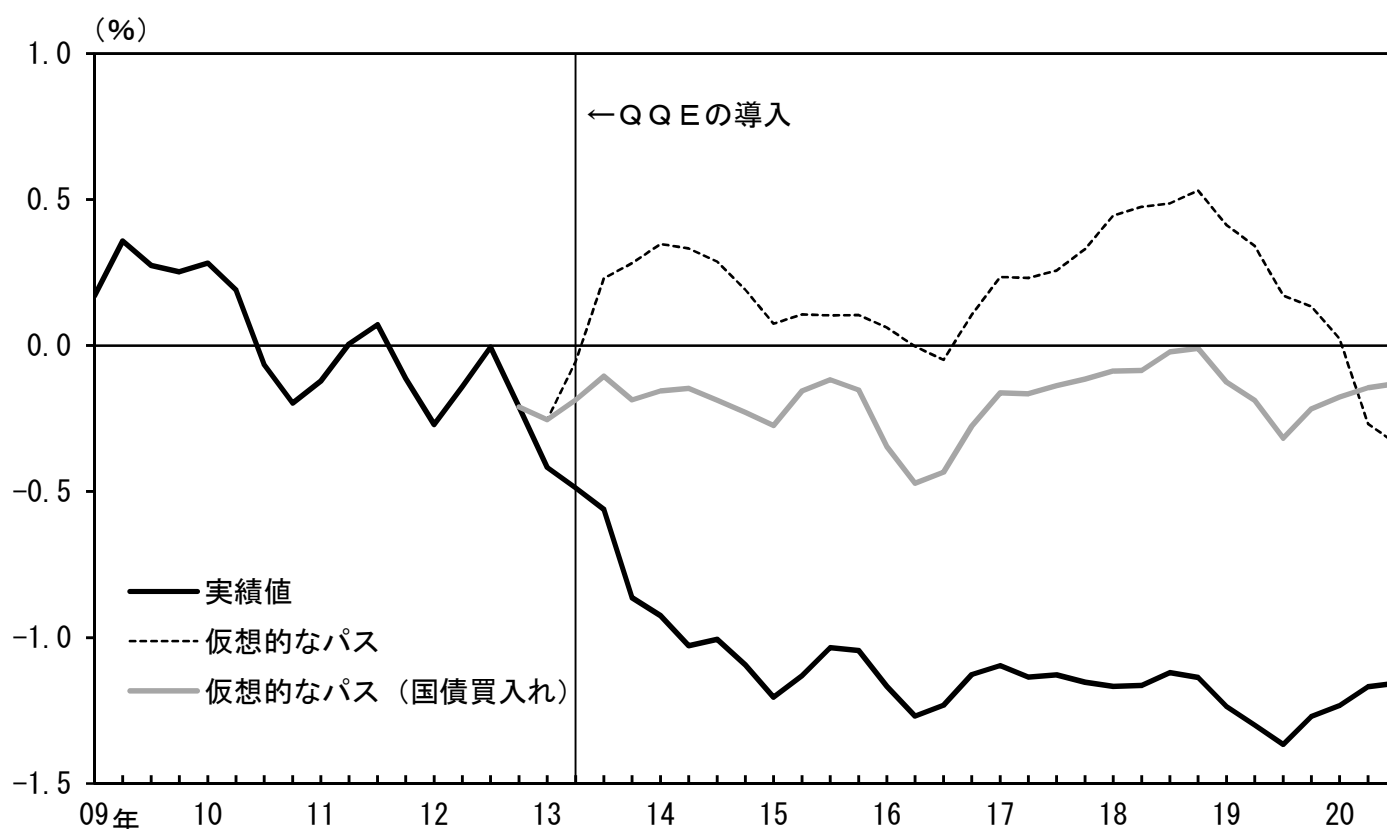


中長期の予想物価上昇率と実質金利

(1) 中長期の予想物価上昇率の推移



(2) 実質金利（名目長期金利－中長期の予想物価上昇率）の推移

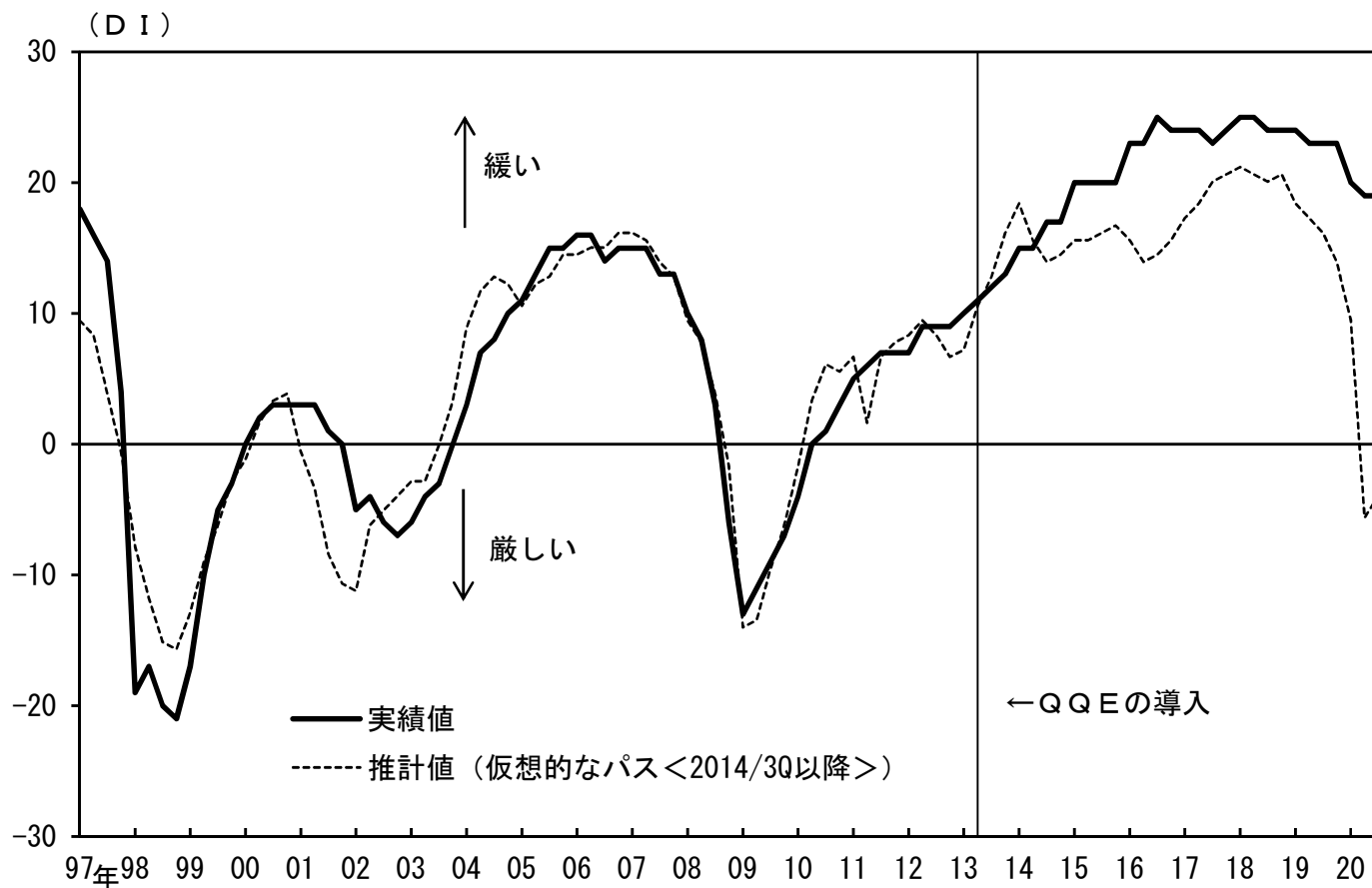


(注) 中長期の予想物価上昇率は、2014年以降は短観における5年後販売価格予想の規模別・業種別系列の主成分分析に基づく試算値、2013年以前はコンセンサス・フォーキャスト（6～10年先）。

(出所) 総務省、厚生労働省、Bloomberg、日本銀行、財務省、Consensus Economics「コンセンサス・フォーキャスト」

貸出態度

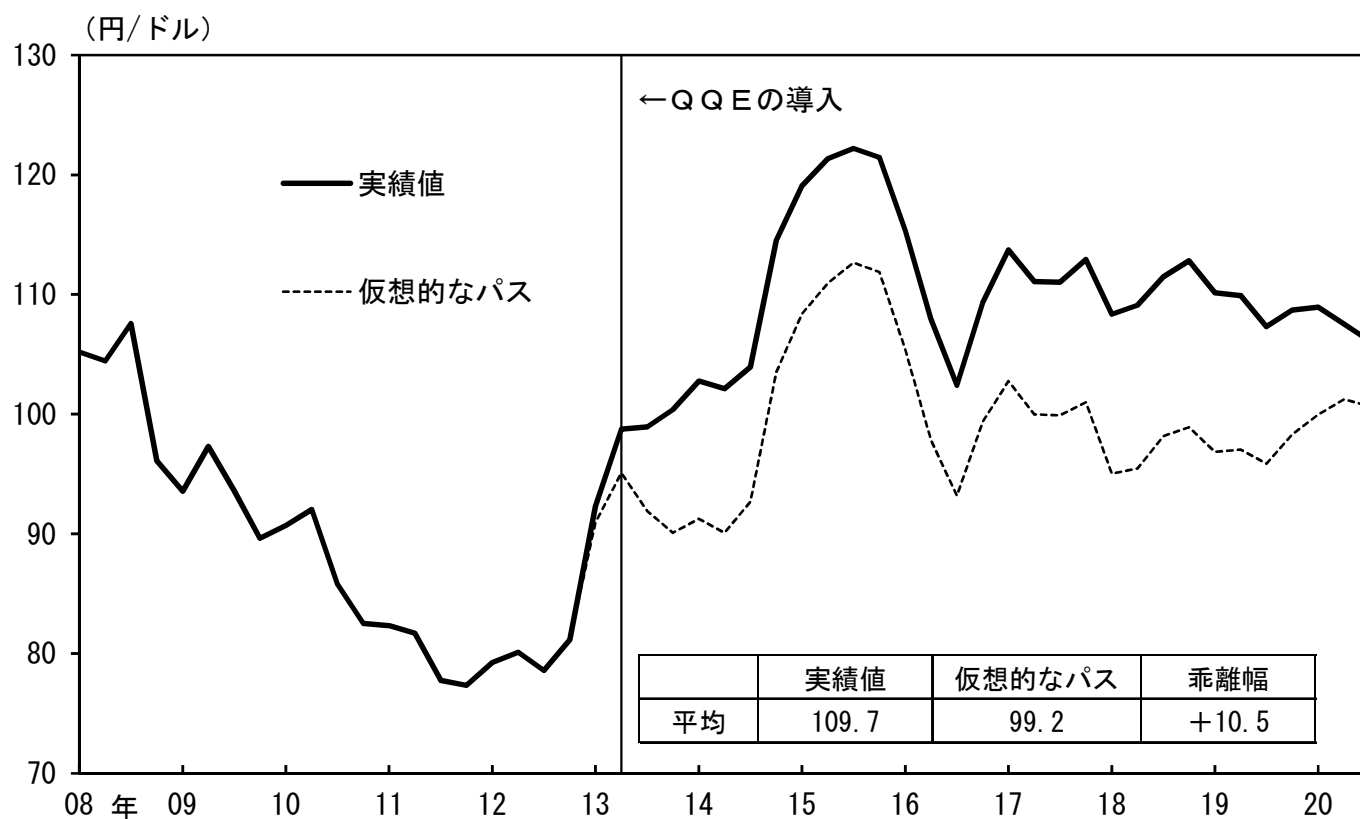
▽貸出態度判断D Iの推移



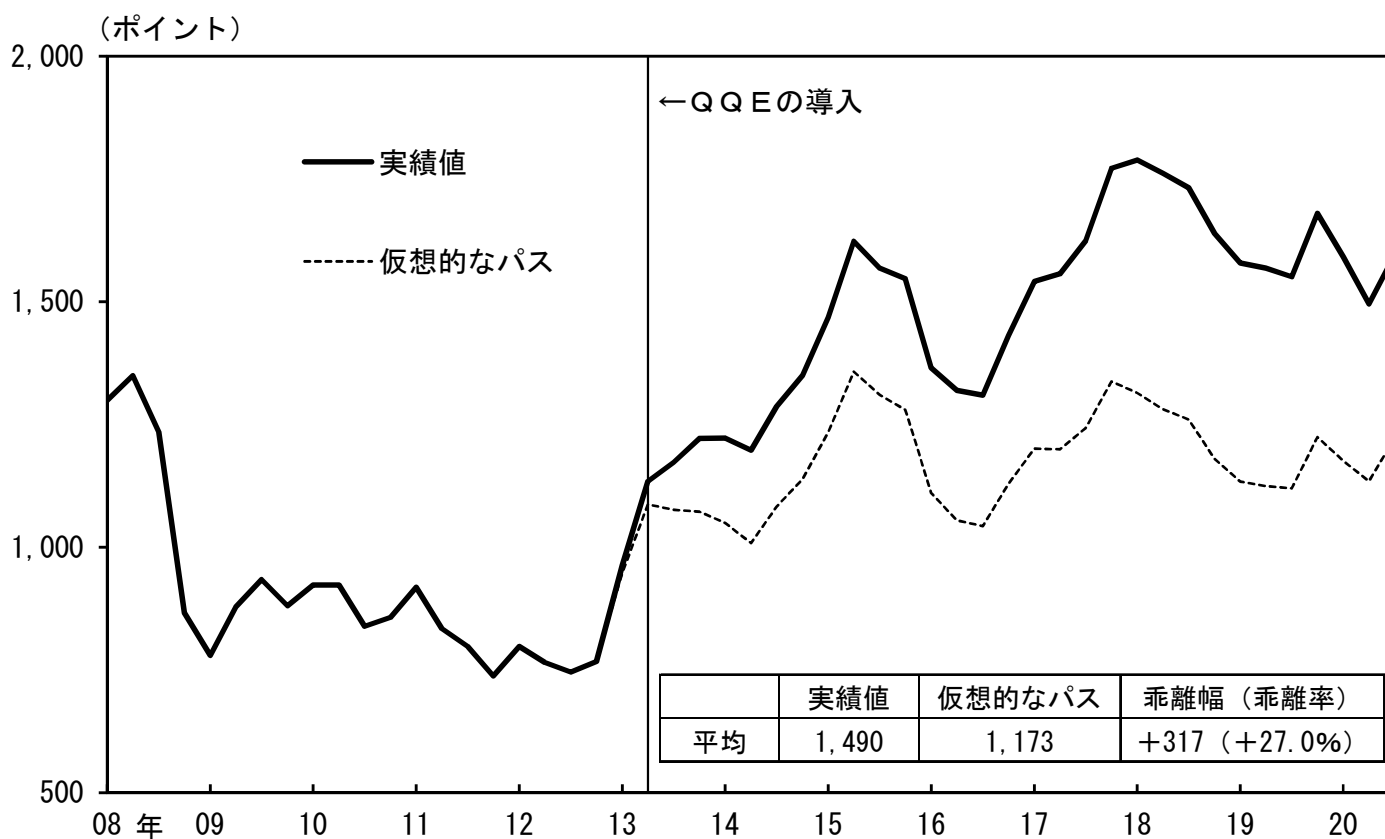
(注) 短観の全規模・全産業ベース。
(出所) 日本銀行

為替レートと株価（推計アプローチ）

(1) ドル円レートの推移



(2) TOPIXの推移

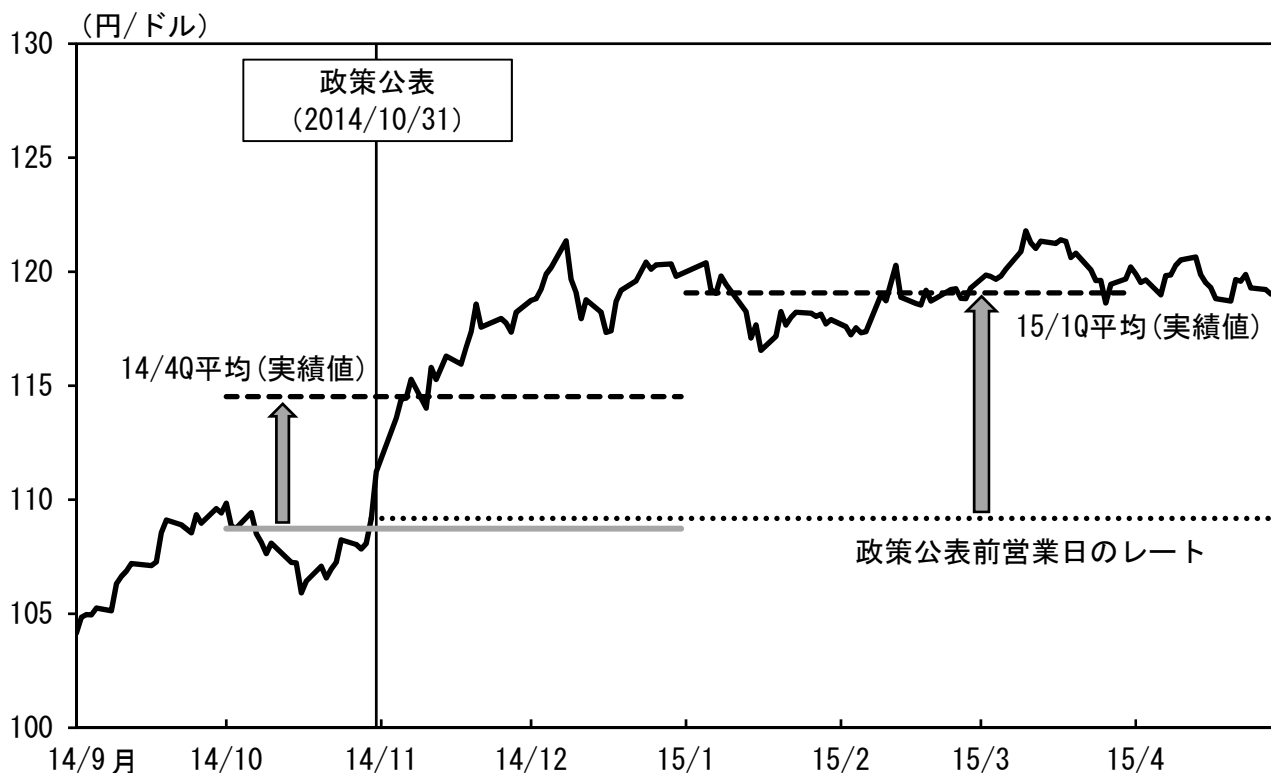


(注) 表の「平均」は、2013/2Q～2020/3Qの平均値。

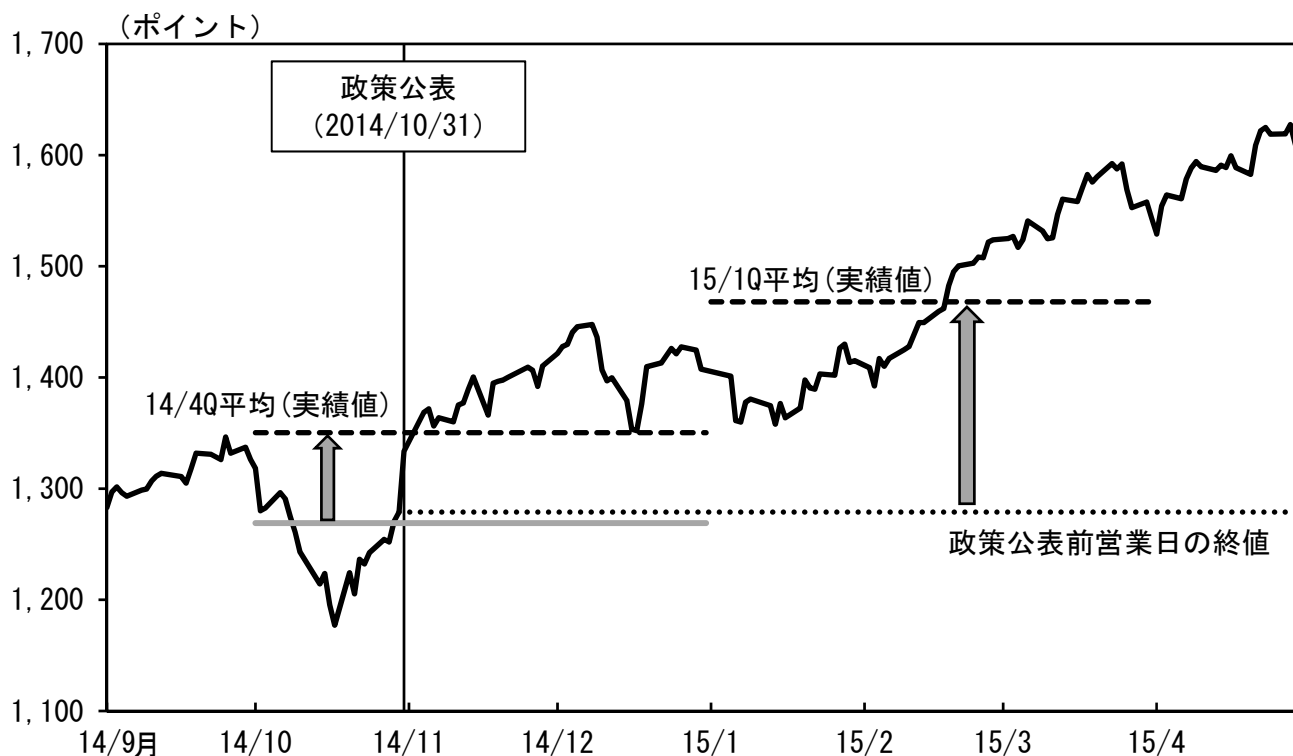
(出所) 日本銀行、Bloomberg

イベントスタディの考え方

(1) ドル円レート



(2) TOPIX

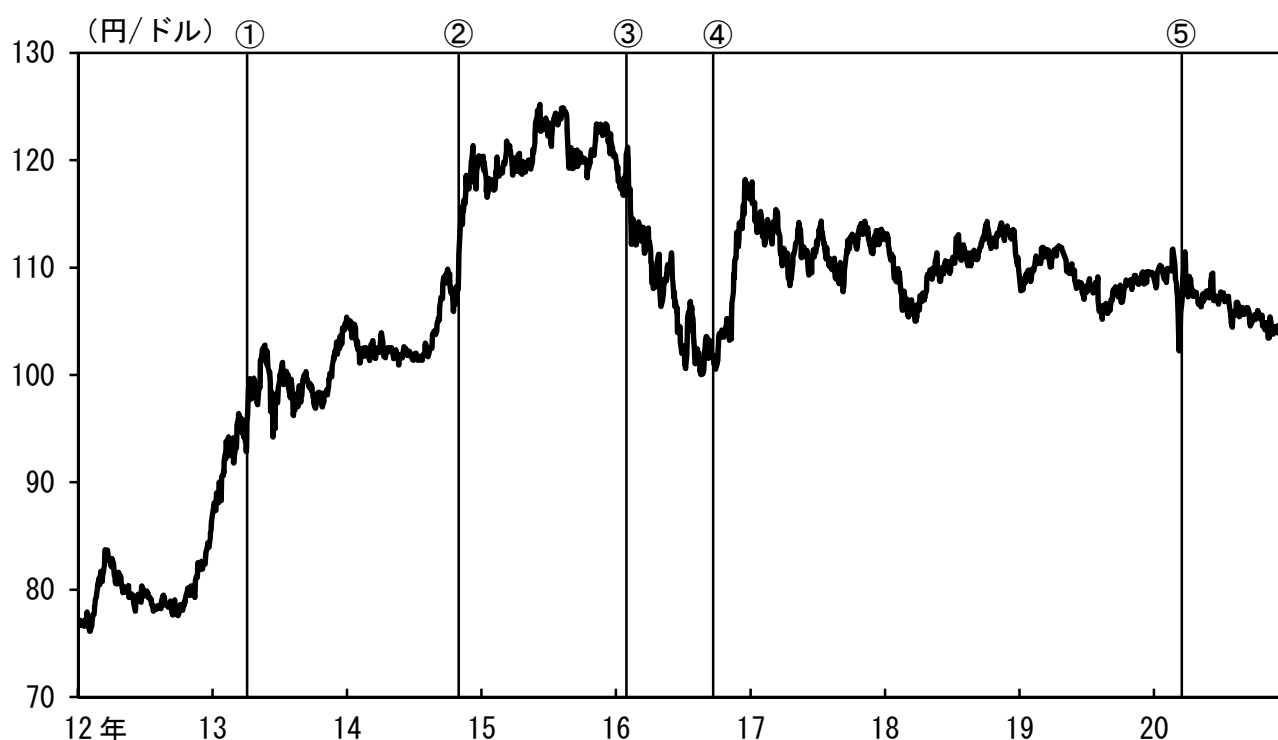


(注) グレー線は政策公表が行われた四半期における「政策なしのパス」の四半期水準（日次では政策公表前営業日までは実績値）。

(出所) 日本銀行、Bloomberg

為替レート（イベントスタディ）

(1) ドル円レートの日次推移と主要な政策公表日



(2) ドル円レートの政策効果

政策	時期	政策効果（四半期）	
		T期 （政策公表）	T+1期
①QQEの導入	2013/2Q	+5.4	+5.5
②QQEの拡大	2014/4Q	+5.6	+10.0
③マイナス金利の導入	2016/1Q	▲3.3	▲10.8
④ETF買入れ倍増・YCC導入	2016/3Q	▲0.1	+7.8
⑤新型コロナウイルス対応	2020/1Q	+0.6	+1.8

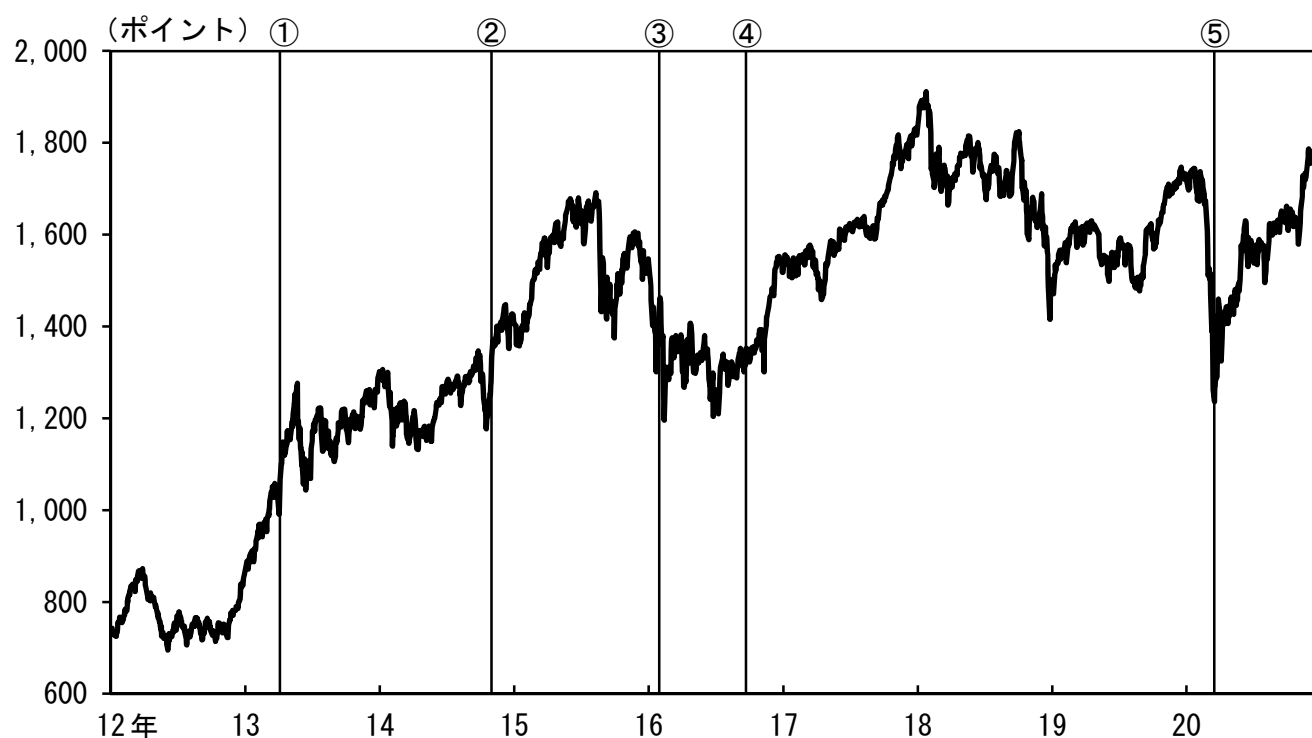
	実績値	仮想的なパス	乖離幅
平均	109.7	102.8	+6.9

- (注) 1. ドル円レートは、東京市場におけるスポットレート(17:00時点)。
 2. ①～⑤の概要については、図表2を参照。④はYCC導入の公表日を基準に算出。
 3. (2)下表の「平均」は、2013/2Q～2020/3Qの平均値。

(出所) 日本銀行

株価（イベントスタディ）

(1) TOPIXの日次推移と主要な政策公表日



(2) TOPIXの政策効果

政策	時期	政策効果（四半期）	
		T期 (政策公表)	T+1期
①QQEの導入	2013/20	+125	+161
②QQEの拡大	2014/40	+78	+193
③マイナス金利の導入	2016/10	▲34	▲74
④ETF買入れ倍増・YCC導入	2016/30	+3	+115
⑤新型コロナウイルス対応	2020/10	+16	+236

	実績値	仮想的なパス	乖離幅（乖離率）
平均	1,490	1,281	+208（+16.3%）

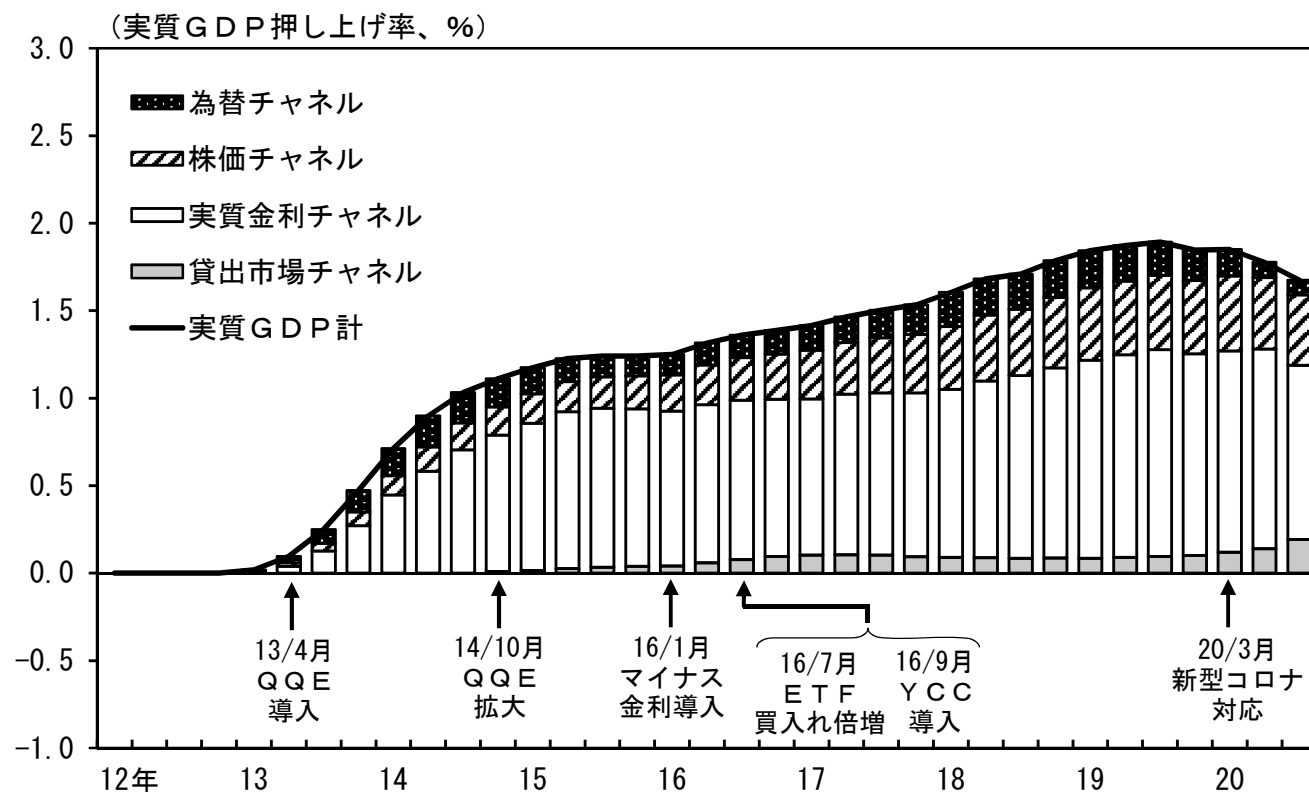
(注) 1. ①～⑤の概要については、図表2を参照。④はYCC導入の公表日を基準に算出。

2. (2)下表の「平均」は、2013/20～2020/30の平均値。

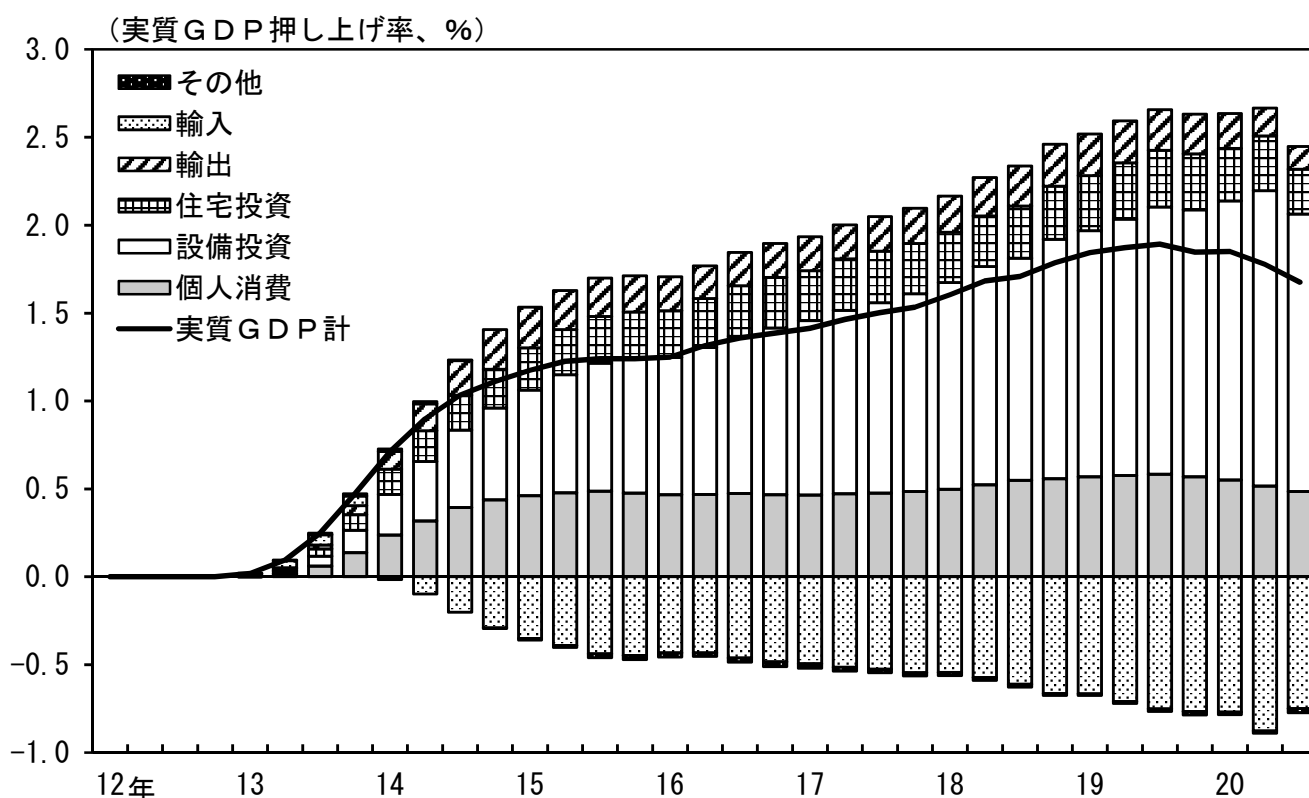
(出所) Bloomberg

政策効果の推計結果：シミュレーションA（1）

(1) 実質GDP押し上げ効果（チャンネル別）



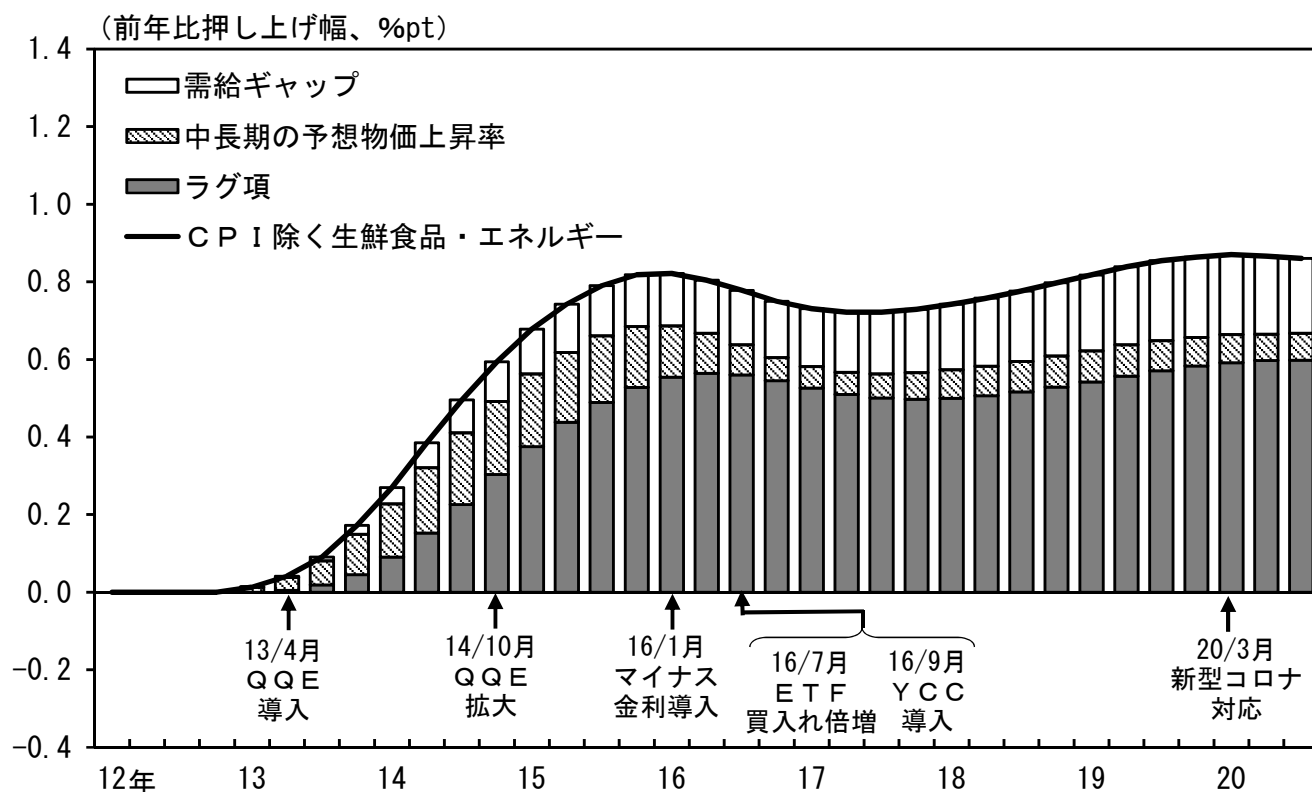
(2) 実質GDP押し上げ効果（需要項目別）



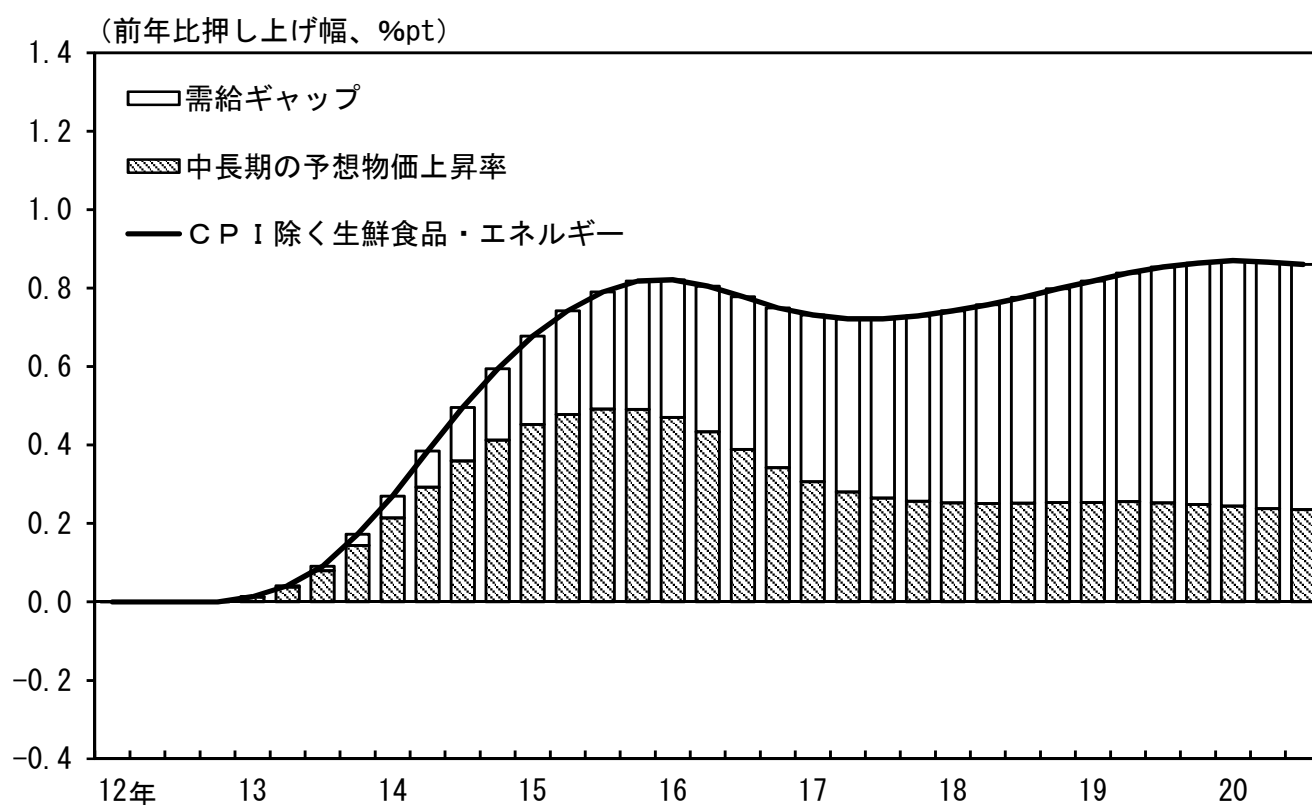
(注) (2) の「その他」には、連鎖方式によるGDPの実質値の加法整合性が満たされないことによる積み上げ誤差が含まれる。

政策効果の推計結果：シミュレーションA（2）

(1) CPI 押し上げ効果（Q-JEMのフィリップス曲線の説明変数別）



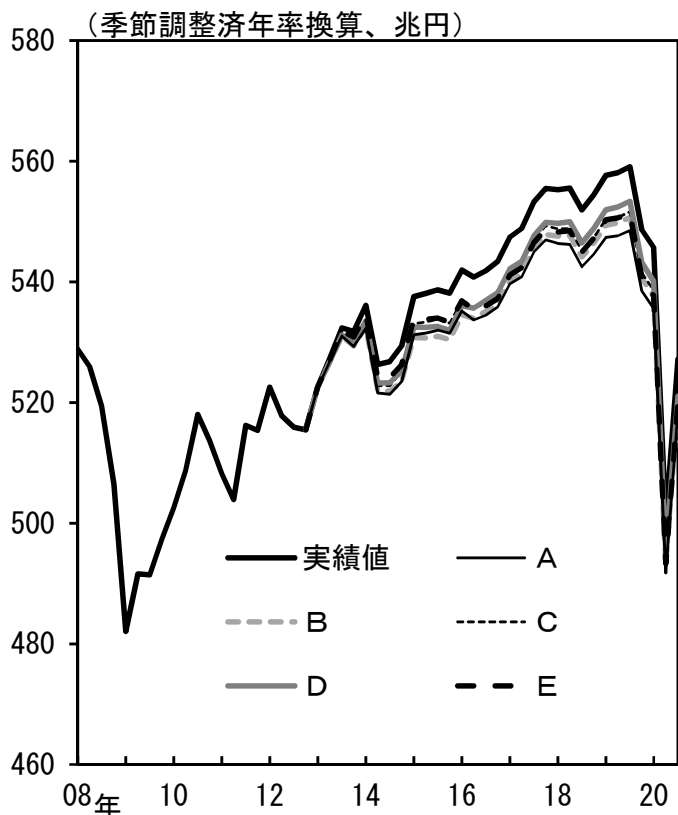
(2) CPI 押し上げ効果（同上、出尽くしベース）



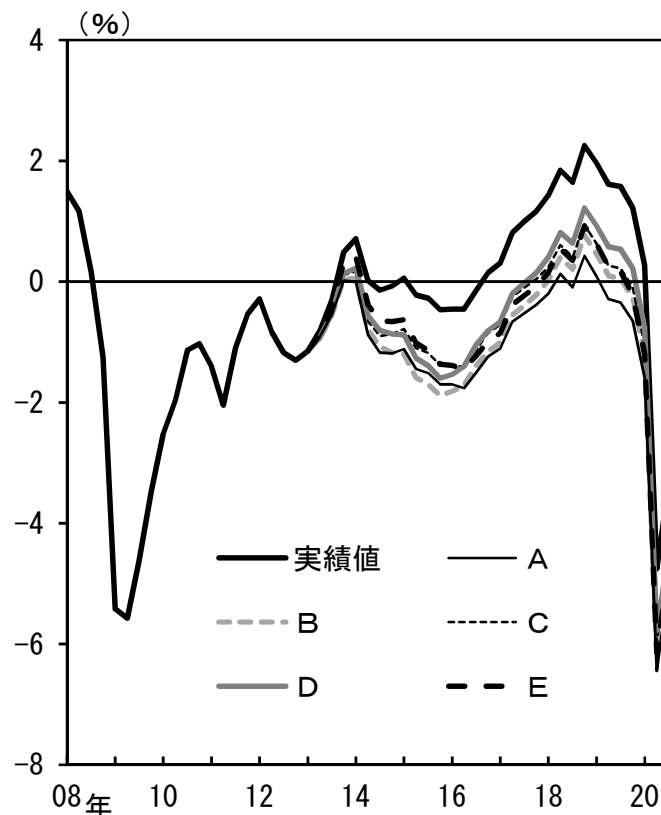
(注) (2) は、(1) のラグ項に需給ギャップと中長期の予想物価上昇率を逐次代入して算出。

政策効果のまとめ

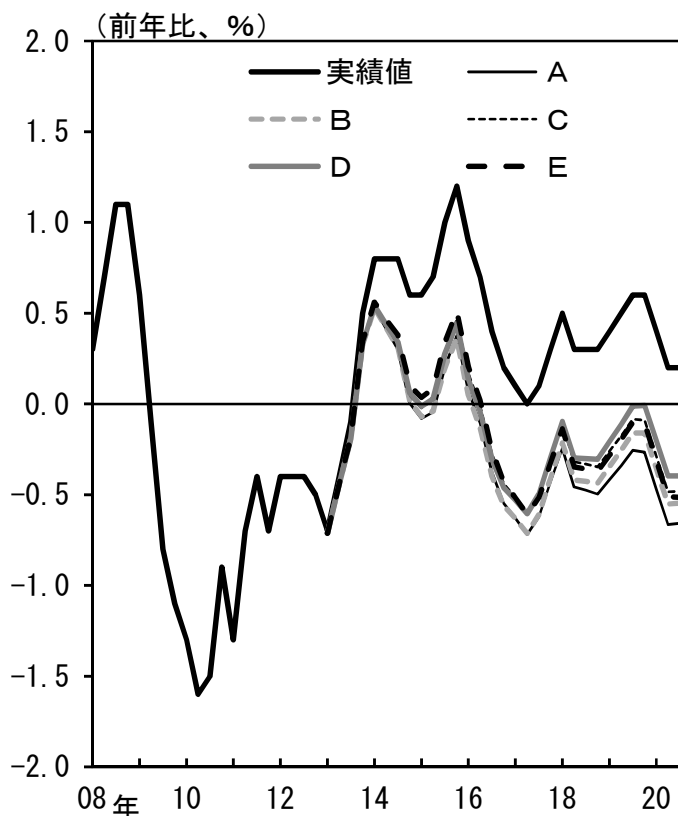
(1) 実質GDP



(2) 需給ギャップ



(3) CPI 除く生鮮食品・エネルギー



(4) 2013/2Q~2020/3Qにおける
押し上げ効果の平均

	シミュレーション				
	A	B	C	D	E
実質GDP (水準、%)	+1.3	+1.2	+1.0	+0.9	+1.0
需給 ギャップ (%ポイント)	+1.3	+1.2	+1.0	+0.9	+1.0
CPI 除く生鮮食品 ・エネルギー (前年比、 %ポイント)	+0.7	+0.6	+0.6	+0.6	+0.6

(注) CPIは、消費税率引き上げ・教育無償化政策・Go To トラベルの影響を除く(2020/2Q以降は、高等教育無償化等の影響も除いた日本銀行スタッフによる試算値)。

(出所) 内閣府、日本銀行、総務省

Q-JEMの主な関数(1)

○個人消費

【長期均衡】

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

【短期動学】

$$\text{実質個人消費(前期比)} = \langle \text{定数項} \rangle - 0.17 \times \text{長期均衡からの乖離率}$$

○設備投資

【長期均衡】

$$\begin{aligned} & \log(\text{実質設備投資} / \text{資本ストック}) \\ & = \langle \text{定数項} \rangle + 0.27 \times \log(\text{トービン}Q) \\ & \quad - 0.23 \times \log(\text{実質貸出金利} + \text{減耗率}) \\ & \quad + 0.001 \times \text{貸出態度判断}DI \end{aligned}$$

【短期動学】

$$\begin{aligned} & \text{実質設備投資(前期比)} \\ & = \langle \text{定数項} \rangle - 0.18 \times \text{長期均衡からの乖離率} \\ & \quad + 0.23 \times \text{実質輸出(前期比)} \\ & \quad - 0.01 \times \log(\text{株式ボラティリティ}) \\ & \quad + 0.35 \times \text{実質キャッシュ・フロー(前期比)} \end{aligned}$$

○住宅投資

【長期均衡】

$$\begin{aligned} & \log(\text{名目住宅投資} / \text{名目GDP}) \\ & = \langle \text{定数項} \rangle - 1.29 \times \log(\text{名目住宅ストック} / \text{名目GDP}) \\ & \quad - 3.38 \times \text{50歳以上人口} / \text{15歳以上人口} \\ & \quad - 0.05 \times \text{実質貸出金利} \end{aligned}$$

【短期動学】

$$\text{実質住宅投資(前期比)} = \langle \text{定数項} \rangle - 0.36 \times \text{長期均衡からの乖離率}$$

- (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. 修正可処分所得 = 可処分所得 - 財産所得(純)。

Q-JEMの主な関数 (2)

○輸出

【長期均衡】

$$\log(\text{実質輸出}) = \langle \text{定数項} \rangle + 1.02 \times \log(\text{世界貿易量}) \\ - 0.15 \times \log(\text{実質実効為替レート})$$

【短期動学】

$$\text{実質輸出(前期比)} = \langle \text{定数項} \rangle \\ - 0.29 \times \text{長期均衡からの乖離率} \\ + 1.59 \times \text{世界貿易量(前期比)}$$

○貸出態度判断DI

$$\text{貸出態度判断DI} = \langle \text{定数項} \rangle \\ + 1.08 \times \text{企業収益/名目GDP} \\ + 12.06 \times \text{株価(前年比)}$$

○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】

$$\text{労働分配率} = \langle \text{定数項} \rangle \text{ (長期的に一定の水準)}$$

【短期動学】

$$\text{名目賃金(前期比)} = \langle \text{定数項} \rangle - 0.07 \times \text{長期均衡からの乖離率} \\ - 0.37 \times \text{失業率}$$

○消費者物価

$$\text{消費者物価<除く生鮮食品・エネルギー>(前期比)} \\ = 0.69 \times \text{ラグ項(2期移動平均)} \\ + 0.31 \times \text{中長期の予想物価上昇率} + 0.11 \times \text{需給ギャップ} \\ - 0.37 \times \text{期間ダミー(1990~2012年)}$$

- (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. 労働分配率 = 名目雇用者報酬/名目GDP。