



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

わが国の非伝統的金融政策と為替レート変動

一方井宏汰*

kouta.ikkatai@boj.or.jp

川本卓司**

takuji.kawamoto@boj.or.jp

桜健一*

kenichi.sakura@boj.or.jp

No.24-J-26
2024 年 12 月

日本銀行
〒103-8660 日本郵便（株）日本橋郵便局私書箱 30 号

* 金融市場局

** 金融市場局（現・国際局）

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。

わが国の非伝統的金融政策と為替レート変動*

一方井 宏汰[†]・川本 卓司[‡]・桜 健一[§]

2024 年 12 月

【要旨】

本稿では、過去 25 年間に日本銀行が実施してきた各種の非伝統的金融緩和政策を中心に、名目為替レート（ドル／円レート）が金融政策にどのように反応してきたか実証的に考察する。具体的には、Inoue and Rossi (2019) の提案した手法を参考に、政策変更前後におけるイールドカーブ全体と為替レートの変化から、わが国の「金融政策ショック」を識別し、それらに対する為替レートの動学的な反応を推計する。結果をみると、①金融緩和ショックを受けて為替レートは円安方向に反応する場面が多くみられたものの、その際のチャネルとしては、将来の為替レートに関する予想の変化など、内外金利差以外の要因の方が定量的に重要であったこと、②非伝統的政策に対する為替レートの反応は、その時々国際金融市場の動向や投資家の群集行動によって大きく変化し得るという意味で、状態依存的（state dependent）であったこと、が示唆される。

JEL 分類番号：C32, E52, F31

キーワード：非伝統的金融政策、為替レート、Functional Local Projection

* 本稿の執筆に当たっては、中島上智氏（一橋大学）より推計手法の面で有益なアドバイスを頂いたほか、有賀涼氏、大西芙蓉子氏、國兼圭氏から支援を得た。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。

† 日本銀行金融市場局（kouta.ikkatai@boj.or.jp）

‡ 日本銀行金融市場局（現・国際局、takuji.kawamoto@boj.or.jp）

§ 日本銀行金融市場局（kenichi.sakura@boj.or.jp）

1. はじめに

わが国が変動相場制に移行した 1970 年代以降の実質実効為替レートの変動をみると、日本円の変動は、他の先進国通貨と比較して突出して大きくなっている（図表 1）。名目為替レートが購買力平価（Purchasing Power Parity : PPP）を概ね成立させるよう変動していれば、実質為替レートは安定的に推移するはずである。もっとも、わが国では、ファンダメンタルズでは説明できないミスアラインメントとみられる為替レートの不安定な動きがしばしば発生し¹、その時々々の景気や物価に重大なインパクトを及ぼしてきた（図表 2）。過去 25 年間を振り返ってみても、①国内で金融危機が発生した後の 1990 年代後半や、②リーマンブラザーズの破綻、東日本大震災、欧州債務危機等の負のショックが次々と起こった 2008～2012 年央という、わが国経済にとって極めて厳しい時期に、急激な円高が進行したことは、長引くデフレ圧力の一因となり、賃金抑制などの企業行動の慎重化にも繋がったとみられる。この間、日本銀行は、ゼロ金利（実効下限）制約から短期政策金利の引き下げ余地が限られる中、景気の下支えや物価の押し上げを図るべく、「量的緩和政策」、「包括的な金融緩和政策」、「量的・質的金融緩和」といった様々な非伝統的金融政策を講じてきた²。

本稿の目的は、過去 25 年間に日本銀行が実施してきた非伝統的金融政策を中心に、名目為替レートが金融政策に対してどのように反応してきたかを実証的に考察し、将来の金融政策運営にとって有益なインプリケーションを導き出すことにある。なお、本稿の分析の射程は、あくまでも金融政策と為替レートの関係にあり、為替レートの変動が景気や物価に与えた影響は、分析の対象としていない。

本稿の構成は以下の通りである。まず 2 節では、先行研究のサーベイを行い、本稿の位置づけを明確にする。3 節では、functional local projection の手法を用いてわが国

¹ Rogoff(1996) は、実際の実質為替レートの変動は理論が想定するよりも非常に大きく、PPP からの乖離が解消されるのに長い時間（半減期で 3～5 年）がかかることを、「PPP パズル」と呼んでいる。

² 1998 年から 2003 年まで日本銀行副総裁を務めた山口泰は、2002 年に開催された日本銀行金融研究所の国際コンファランスにおいて「為替レートの変動は、日本銀行にとって、しばしば頭痛の種であった。ブレトンウッズ体制の崩壊以降、円レートはしばしば唐突に大きく変動し、多くの人々にとって経済のファンダメンタルズとは不整合と思える水準に達した。過去のいくつかの局面において、日本銀行の政策当局者たちは、為替レートの安定化という不可能な課題に過度に心を奪われ、振り回されているといわれてきた。…＜中略＞…私が言えることは、日本銀行が景気や物価の安定を達成しようとする際に、為替変動は常にパズルであり、懸念材料であったということである」と率直なコメントを吐露している（山口 2002）。

2008 年から 2013 年まで日本銀行総裁を務めた白川方明も、同様に、為替レートについて「私が総裁在任中に行った金融緩和措置を振り返ってみても、大半の時期において円高は景気や物価の見通しに大きな影響を与えていただけに、金融緩和措置を決定する際の大きな判断材料のひとつであった」と振り返っている（白川 2018）。

の金融政策ショックに対する為替レートの反応を分析し、4節ではその結果について若干の議論を行う。5節はまとめである。

2. 先行研究と本稿の位置づけ

金融政策に対する為替レートの反応を分析した先行研究をみると、米国を対象に、金利（あるいは金利差）の変化が為替レートにどのような影響を与えるかを実証的に考察した研究が中心となっている。その際、最も重要なポイントのひとつは、金融政策の「ショック」をどのように識別するか、という点である。すなわち、金融市場の参加者は、常に、金融政策の先行きを予想しながら取引を行っているため、金融変数の動きから金融政策の効果を正確に抽出するには、まず、「事前に予想されていなかった金融政策ショック（サプライズ）」を識別することが前提となる。例えば、中央銀行が利下げを決定したとしても、その利下げ幅が市場予想対比で小幅であれば、市場においてはむしろ「引締め的なサプライズ」と受け止められ、自国通貨高の要因になる場合がある。こうした観点から、先行研究では、市場金利の「予想されなかった変化」を金融政策ショックとして捉えるアプローチが主流となっている（Eichenbaum and Evans, 1995 等）。

近年では、Gürkaynak et al. (2005) を嚆矢として、高頻度データを用いて金融政策決定（ステートメント公表）前後の短い時間帯における市場金利の変化を測定し、これを金融政策ショックとみなす手法が広く採用されている。金利変化の測定に当たっては、ステートメントの公表を挟んだ 30～90 分間程度といった非常に短期間の変化を用いる場合と、少し長めにみて金融政策の変更アナウンスメント後の 1 日を通じた変化（前日差）を用いる場合がある。前者には、金融政策ショック以外のノイズ（例えば経済指標の公表）の影響を受けにくいというメリットがある一方で、後者には、金融市場の参加者が金融政策に関するサプライズを十分に「消化」するまでにある程度の時間を要するケースを勘案できるというメリットがある。

世界金融危機以降、米国でも、短期金利がゼロ近傍まで低下し、長めの金利への働きかけを企図した非伝統的金融政策が実践されるようになると、金融政策ショックの識別に際しては、短期金利だけでなく、より幅広い年限の金利情報が用いられることが多くなっている（Glick and Leduc, 2018; Rogers et al., 2018; Ferrari et al., 2021; Swanson, 2021）。これらの文献では、FOMC のアナウンスメント前後の短い時間帯における、複数の年限の金利（例えば 3 か月物金利、2 年金利、10 年金利）の変化を用いて、①政策金利の変化、②2 年程度の政策金利予想に関するフォワード・ガイダンスの効果、③長期国債買入れによるターム・プレミアムの圧縮効果、という 3 つの経路を明示的に考慮した分析が行われている。このうち②と③が、いわゆる非伝統的金融政策の効果に該当するものと言える。これらの分析では、短期政策金利がゼロ下限に制約されるもとでも、米国の金融緩和政策は、フォワード・ガイダンスやタ

ーム・プレミアムの圧縮を通じて、為替レートに対し大きな影響を与えてきたことが指摘されている（Glick and Leduc, 2018; Rogers et al., 2018; Ferrari et al., 2021）。なお、非伝統的金融政策が為替レートに与える影響は、伝統的政策の場合に比べて、長期間持続しやすいと報告している文献も一部にみられる（Swanson, 2021）。

日本の金融政策に対する為替レートの反応についても、幾つかの先行研究が存在する。わが国では、1990 年代後半以降、短期金利が長らくゼロ%近傍で推移しているため、こうした状況でいかに金融政策ショックを識別するかが、実証分析上の重要な課題となってきた。例えば Iwasaki and Sudo (2017) は、shadow rate を用いて金融政策が各種変数に与える影響を分析し、非伝統的金融政策がもたらす 1bps の shadow rate の低下は、為替レートに対し、伝統的金融政策よりも大きな影響を与えると報告している。また、Nakamura et al. (2021) は、金融政策決定会合前後 30 分間の高頻度データ（1 年先までの円金利先物の変化）から識別した金融政策ショックの影響を分析し、非伝統的金融政策も、伝統的な金融政策と同様、為替レートに有意な影響を与えてきたことを示している。前出の Ferrari et al. (2021) は、日本を含む 6 つの主要中央銀行を対象として、高頻度データから金融政策ショックを識別し、為替レートの金融政策ショックに対する感応度（1bps の金利変化に対する反応）は、近年総じて高まっていると指摘している³。

本稿の分析ともっとも関係の深い先行研究である Inoue and Rossi (2019, 2021) は、上記の研究とはやや異なるアプローチとして、金利の期間構造（イールドカーブ）全体の変化を金融政策ショックとみなす手法を提案している。具体的には、イールドカーブをマチュリティに関する関数（function）とみなしたうえで、金融政策決定前後の同関数自体の変化（functional shock）を金融政策ショックとして捉えることにより、金融政策の効果を分析している。この手法では、イールドカーブ全体の変化が金融政策ショックとして識別され、そこではフォワード・ガイダンスや資産買入れの効果を区別することには重点が置かれていない。むしろ、近年の非伝統的金融政策は、短期金利の変化（マイナス金利の導入）やフォワード・ガイダンスによる政策金利の予想パスへの働きかけ、資産買入れによるリスク・プレミアムへの働きかけの組み合わせとして展開されることが多いという実情を踏まえ、非伝統的政策の効果全体を捉えることに主眼が置かれている。Inoue and Rossi (2019) は、米国の金融政策に対する為替レートの反応を分析し、為替レートの反応は時期による異質性が大きいことや、金利パスに関する経済主体の予想形成への影響に依存して変化し得ることを指摘している。

³ このほか、日本について、金融政策ショックを識別し、その波及効果を分析した研究としては、Kubota and Shintani (2022, 2023) や Nakashima et al. (2024) がある。Kubota and Shintani (2022, 2023) は、金融政策決定会合前後の 30 分間という高頻度データから、金融政策ショックを識別している。他方、Nakashima et al. (2024) は、各種の金融変数の前日からの変化について共通する主成分を抽出し、これを金融政策ショックとみなして、その影響を推計している。もっとも、これらの分析は、為替レートを直接の分析対象としていない。

本稿は、Inoue and Rossi (2019) の手法に則り、日本の金融政策に対する為替レート
の反応を分析する。筆者らの知る限り、為替レートが日本の金融政策にどのように
反応したかについて、functional shock の考え方にに基づき、イールドカーブ全体の情報
を用いて分析を行った研究は、本稿が初めてである⁴。さらに、本稿では、為替レ
ートが金融政策ショックに反応する経路として、「金利差の変化を通じた経路」だけ
でなく、「金利差を介さずに直接的に反応する経路」についても明示的に考慮している。
一般に、為替レートの変動を規定する最も重要な要因のひとつは、内外金利差であ
る。もっとも、実証的には、金利差以外の変数も為替レートを変動させる要因として
重要であることは、よく知られており、様々な理論的考察も行われている（例えば、
Itskhoki and Mukhin, 2021）。実際の金融市場をみても、短期金融市場、債券市場、為
替市場では活動するプレイヤーは異なっており、その結果として、金融政策の変更
に対する反応も、金利市場と為替市場で異なる（金利差と為替レートが必ずしも整
合的な動きを示さない）ことは、政策実務の現場ではしばしば観察される現象であ
る。こうした点も踏まえ、本稿では、金融政策ショックに対する為替市場の反応につ
いて、内外金利差を通じたオーソドックスな波及経路だけでなく、為替市場参加者
の期待など金利差以外の要因を通じた経路も取り込んだ推計手法を提案する。なお、
最近では Boehm and Kroner (2024) が、金融政策がイールドカーブの変化を経由せず、
為替レートに影響を及ぼすショックとして Non-Yield Shock という概念を導入してお
り、これは、推計手法は異なるが、本稿で導入する概念と類似したものと言える。

3. Functional Local Projection による実証分析

本節では、短期金利だけでなく、イールドカーブ全体の変化から、金融政策ショッ
クを識別する Inoue and Rossi (2019) の手法を参考に、わが国の金融政策変更に対す
る為替レートの反応を分析する。分析の対象とする為替レートとしては、名目実効
為替レートではなく、流動性が最も高く、日中の特定時間のデータのアベイラビリ
ティもあるドル／円レートを用いることにする。

3-1. 金融政策決定会合当日における為替レートの変動

最初に、1990 年代末以降の金融政策決定会合当日（政策アナウンスメント日、以
下同じ）に、実際どの程度の為替レートの変動が観察されたか、事実の確認を行っ
ておく⁵（図表 3）。

⁴ 宮本（2023）も、Inoue and Rossi (2019) の手法を参考に、ドル／円レートの変動要因を分析し
ているが、米国の金融政策の影響にもっぱら焦点を当てており、日本の金融政策の影響は分析し
ていない。

⁵ ここでは、各営業日の日本時間 9 時から 17 時にかけての為替レートの変化率を用いている（日
中為替レートのデータが利用可能な 1999 年以降が対象）。これは、金融政策のアナウンスメント

わが国の主要な金融緩和決定に対する為替レートの反応は、会合ごとにかなり異なっていることが確認できる。まず、2000年代前半の量的緩和（QE）期についてみると、緩和決定日の為替レートの変化は、必ずしも円安方向ばかりではなく、かつ変化率自体もさほど大きくなかったことがわかる。他方、2010～2012年頃の「包括的金融緩和」期の政策変更については、総じて円安方向の反応がみられるが、緩和決定と同日に為替介入が行われた2011年8月4日を除けば、変化率は1%以下にとどまっている。これに対し、「量的・質的金融緩和（Quantitative and Qualitative Monetary Easing、以下QQE）」期をみると、市場にサプライズと受け止められた政策変更が多かったこともあって、QQE導入時（2013年4月4日）やQQE拡大時（2014年10月31日）、マイナス金利政策導入時（2016年1月29日）には、緩和決定当日に、1%を超える大幅な円安が生じている。

以下では、代表的な政策変更として、図表4にある14の緩和決定時を取り上げ、それらに対する為替レートの反応に関する時系列分析を行う。具体的には、量的緩和と政策期の緩和決定として、当座預金残高目標が大幅に引き上げられた2003年4月と5月の2回の会合を取り上げる⁶。その後の緩和決定としては、（伝統的な金融緩和と政策という面もあるが）2008年に実施された2回の短期政策金利の引き下げに加えて、包括的な金融緩和政策を中心とした、リーマンブラザーズ破綻後に採られた主要な金融緩和イベントを取り上げる。「QQE」期については、その導入・拡大時だけでなく、マイナス金利政策やイールドカーブ・コントロールの導入決定時も分析の対象としている。なお、他の先行研究と同様であるが、以下の分析では、「金融政策決定会合当日の予期しない変化」のみをショックとして識別しており、事前に市場で織り込まれていた政策変更については、ショックとして認識していない点には、十分な注意が必要である。その意味で、サプライズ的に決定された政策変更の方が、「ショック」として大きくなりやすい点は、分析結果を解釈する際に留意を要する。

3－2．Functional Shock の考え方

Inoue and Rossi (2019, 2021) の提唱した functional shock の基本的なアイデアは、VAR や local projection モデルにおける「ショック」を、単一の変数（例えば短期金利）の変化として捉えるのではなく、関数全体の変化（functional shock）として捉える点にある。より具体的に、Inoue and Rossi (2021) は、イールドカーブをマチュリティ(τ)に関する関数 $f_t(\tau)$ として定式化し、関数 $f_t(\tau)$ の複数のパラメータ（切片、傾き、曲率）のイベント（金融政策決定等）前後における変化をショックとして捉え

（12時前後のことが多い）と記者会見（15時半～16時半頃）の両方の影響を考慮する一方で、米国時間入り後に公表される米経済指標やFOMCによる政策決定などの影響を取り除くためである。

⁶ ゼロ金利政策や量的緩和政策の導入時については、データのアベイラビリティの制約から分析対象としていない。

ている。これに対し、Inoue and Rossi (2019) は、イールドカーブの年限ごとの金利そのものをベクトルとして扱うことで、そのベクトルの変化をショックとして捉えている。本稿では後者のアプローチを採用する。

具体的には、 n 種類の年限の金利情報を持つ日本のイールドカーブを

$$Y_t^{JP} = \begin{pmatrix} i_{1,t}^{JP} \\ \vdots \\ i_{n,t}^{JP} \end{pmatrix}$$

と表すと、金融政策の変更アナウンスメント前後のイールドカーブの変化 (ΔY_t^{JP}) は、主として予期されていなかった政策変更を反映した「金融政策ショック」と考えることができる。この手法の利点は主として2点挙げられる。第1に、特定の年限の金利情報だけではなく、イールドカーブ全体の情報を用いることで、金融政策の影響について、より多くの情報に基づいて分析することが可能となる。第2に、短期金利を操作目標とする「伝統的金融政策」と、長期金利を含めて幅広い年限の金利に働きかける「非伝統的金融政策」を、同じ統一した枠組みで分析できる。本分析では、上記のように多次元の変数の変化をショックとして捉えることになるが、その際、個別の年限ごとの金利ショックについて、独立性の仮定を置く必要はない。すなわち、functional shock を構成する個別のショックについては、同時点間の相関の存在を許容している。

インパルス・レスポンスの推計に当たり、Inoue and Rossi (2019, 2021) は、functional VAR と functional local projection の両者を提案しているが、本稿では、比較的シンプルな functional local projection の方を採用する⁷。

3-3. Functional Local Projection の定式化

Inoue and Rossi (2019) は、米金融政策に対する為替レートの反応を分析する観点から、金利情報として米金利のみを用いているが、本稿では、日本の金融政策への反応を分析するため、日本の金利データも用いる必要がある。実際には、ドル／円レートは、日米双方の金利から影響を受けるため、本分析では日米金利差 $i_{k,t}$ (k は年限、 $k = 1, \dots, n$) を用いることとする⁸。日米の年限別金利をそれぞれ $i_{k,t}^{JP}$, $i_{k,t}^{US}$ とすると、 $i_{k,t} = i_{k,t}^{US} - i_{k,t}^{JP}$ として表され、以下のようにベクトル表示することができる。

⁷ なお、local projection は、VAR と比較して、モデルの定式化の誤りに対しても頑健とされている。一般的な local projection の手法については、Jordà (2005) を参照。

⁸ 頑健性をチェックするため、日米金利差ではなく、日本と米国の金利それぞれを別々の説明変数として扱ったケースについても推計を行ったが、結論に大きな違いはなかった。補論を参照。

$$Y_t = \begin{pmatrix} i_{1,t} \\ \vdots \\ i_{n,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} i_{1,t}^{US} \\ \vdots \\ i_{n,t}^{US} \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} i_{1,t}^{JP} \\ \vdots \\ i_{n,t}^{JP} \end{pmatrix} = Y_t^{US} - Y_t^{JP}$$

Inoue and Rossi (2019) に倣い、「日米金利差は同時点の為替レートに影響を与えるが、為替レートは同時点の金利差に影響を与えない」という短期制約をおくと、 t 期時点のドル／円為替レート(s_t)の変化を表すモデルは、以下のように定式化できる。なお、 s_t は対数で表示している。

$$\begin{aligned} s_t - s_{t-1} &= \alpha + \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_n \end{pmatrix}' \begin{pmatrix} \Delta i_{1,t} \\ \vdots \\ \Delta i_{n,t} \end{pmatrix} + \sum_{j=1}^p \begin{pmatrix} \gamma_{1,j} \\ \vdots \\ \gamma_{n,j} \end{pmatrix}' \begin{pmatrix} \Delta i_{1,t-j} \\ \vdots \\ \Delta i_{n,t-j} \end{pmatrix} + \sum_{j=1}^q \gamma_{s,j} \Delta s_{t-j} + u_t \\ &= \alpha + B_0' \Delta Y_t + \sum_{j=1}^p \Gamma_{0,j}' \Delta Y_{t-j} + \sum_{j=1}^q \gamma_{s,j} \Delta s_{t-j} + u_t \end{aligned}$$

ここで、 α は定数項、 $B_0 = (\beta_1, \dots, \beta_n)'$ および $\Gamma_{0,j} = (\gamma_{1,j}, \dots, \gamma_{n,j})'$ と $\gamma_{s,j}$ はパラメータ、 p, q はラグ次数⁹、 u_t は残差である。 t 期の為替レートに影響する日米金利差以外の要因は u_t に集約されることを踏まえると、推計された残差 $\hat{u}_t$ は、日米金利差とは独立な「為替レート固有の変動要因 (x_t)」と考えることができる ($x_t = \hat{u}_t$)。これは、金利と為替レートからなる VAR モデルにおいて、同時点 (コレスキー) 制約を課して為替レートに対する構造ショックを抽出するのと本質的には同様の手続きである。

日米金利差の変化 (ΔY_t) や為替レート固有の変動要因 (x_t) が $t+h$ 期 ($h \geq 1$) の為替レートに与える影響を分析するための local projection モデルは、 t 期時点の式と同様、以下のように定式化できる。

$$\begin{aligned} s_{t+h} - s_{t-1} &= \alpha_h + \begin{pmatrix} \beta_{h,1} \\ \vdots \\ \beta_{h,n} \end{pmatrix}' \begin{pmatrix} \Delta i_{1,t} \\ \vdots \\ \Delta i_{n,t} \end{pmatrix} + \beta_{h,s} x_t + \sum_{j=1}^p \begin{pmatrix} \gamma_{h,1,j} \\ \vdots \\ \gamma_{h,n,j} \end{pmatrix}' \begin{pmatrix} \Delta i_{1,t-j} \\ \vdots \\ \Delta i_{n,t-j} \end{pmatrix} + \sum_{j=1}^q \gamma_{h,s,j} \Delta s_{t-j} + u_{h,t+h} \\ &= \alpha_h + B_h' \Delta Y_t + \beta_{h,s} x_t + \sum_{j=1}^p \Gamma_{h,j}' \Delta Y_{t-j} + \sum_{j=1}^q \gamma_{h,s,j} \Delta s_{t-j} + u_{h,t+h} \end{aligned}$$

α_h は定数項、 $B_h = (\beta_{h,1}, \dots, \beta_{h,n})'$ と $\beta_{h,s}$ および $\Gamma_{h,j} = (\gamma_{h,1,j}, \dots, \gamma_{h,n,j})'$ と $\gamma_{h,s,j}$ はパラメータ、 $u_{h,t+h}$ は残差である。

この local projection モデルの推計結果を用いて、金融政策ショックに対する為替レ

⁹ 実際の推計では、 $p = q = 1$ としている。このラグ次数を変化させても、推計結果に大きな影響はなかった。

ートの動学的な反応（インパルス・レスポンス）を分析する。金融政策ショックとしては、①日米金利差に対するショック（ $\varepsilon_{y,t}^{mp}$ ）と、②金利差を介さずに直接為替レートに影響を与えるショック（ $\varepsilon_{s,t}^{mp}$ ）の2つを考える。これらの金融政策ショックは、日米金利差の変化（ ΔY_t ）や為替レート固有の変動要因（ x_t ）のうち、金融政策に起因する部分であり、モデルの外部で識別する（詳細は後述）。

パラメータ B_h の推計値を $\hat{B}_h$ とすると、日米金利差に対する金融政策ショック（ $\varepsilon_{y,t}^{mp}$ ）に対する 0 期後から h 期後までの為替レートの反応は、以下のように表される。

$$[\hat{B}_0' \varepsilon_{y,t}^{mp} \quad \hat{B}_1' \varepsilon_{y,t}^{mp} \quad \dots \quad \hat{B}_h' \varepsilon_{y,t}^{mp}]$$

一方で、 $\varepsilon_{y,t}^{mp}$ に加えて、金利差を介さずに直接為替レートに影響を与えるショック（ $\varepsilon_{s,t}^{mp}$ ）も含めて金融政策の影響を考えた場合の為替レートの反応は、以下のように表される。

$$\left[\begin{pmatrix} \hat{B}_0' \\ 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{y,t}^{mp} \\ \varepsilon_{s,t}^{mp} \end{pmatrix} \quad \begin{pmatrix} \hat{B}_1' \\ \hat{\beta}_{1,s} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{y,t}^{mp} \\ \varepsilon_{s,t}^{mp} \end{pmatrix} \quad \dots \quad \begin{pmatrix} \hat{B}_h' \\ \hat{\beta}_{h,s} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{y,t}^{mp} \\ \varepsilon_{s,t}^{mp} \end{pmatrix} \right]$$

3-4. データ

金利のデータは、幅広い年限の金利の情報を用いる観点から、日米とも、①3か月（OIS＜Overnight Index Swap＞）、②2年（国債金利）、③10年（国債金利）、④30年（国債金利）の4ゾーンの金利を用いた（図表5）。いずれも日次データであり、日本の金利は日本の終値ベース、米国の金利は米国の終値ベースである。推計期間は、日本の OIS データが利用可能な 2002 年 4 月から 2023 年 12 月までとした。為替レートは、ニューヨーク 17 時時点のドル／円レートの計数（Bloomberg）を利用した。また、日本時間 9 時、17 時時点のドル／円レートについては、日本銀行の公表値を使用した。

3-5. ショックの識別

金融政策ショックの識別は、モデルの外部で行う。ひとつの識別方法としては、金融政策決定会合当日における日米金利差の前日差（ ΔY_t ）と為替レート固有の変動要因（ x_t ）をそのまま用いることが考えられる。しかし、これらの変数は、米国の経済指標公表を受けた米金利や為替レートの変化など、日本の金融政策以外の要因にも影響を受けることになる。そこで以下では、このうち日本の金融政策に起因する部分だけを抽出する手法を検討する。

（金利ショック）

日本の金利に影響を与える金融政策ショック（ $\varepsilon_{y,t}^{mp}$ ）としては、Inoue and Rossi

(2019) に倣い、金融政策決定会合当日の日本のイールドカーブ全体の変化を用いる。すなわち、金融政策決定会合当日に 1 をとるダミー変数を d_t とすると、 $\varepsilon_{y,t}^{mp}$ は以下の n 変数ベクトル (functional shock) として定式化できる。同ショックは、日本の金利低下時（日米金利差の拡大時）にプラスの値をとるように定式化している。

$$\varepsilon_{y,t}^{mp} = - \begin{pmatrix} \Delta i_{1,t}^{JP} \\ \vdots \\ \Delta i_{n,t}^{JP} \end{pmatrix} d_t$$

識別のポイントは、日米金利差ではなく、日本の金利情報のみを用いる点にある。これにより、米経済指標の公表等に伴う米金利の変化の影響を除外し、日本の金融政策変更起因するショックをより正確に抽出することができる¹⁰。

2 節で述べた通り、最近の研究では、より純粋に金融政策の影響を抽出する観点から、金融政策のアナウンスメント公表を挟んだごく短い時間帯 (例えば前後 30 分) における金利の変化を「金融政策ショック」として用いることが多い。しかし、実際には、市場参加者は、日本の金融政策について、決定会合直後に公表されるステートメントだけでなく、総裁記者会見の説明を聞くことで、政策変更の考え方や背景を理解している。非伝統的政策は、伝統的政策に比べ、具体的措置の内容が複雑となりやすいだけに、市場参加者が消化するには、一定の時間を要すると考えられる。本稿では、こうした実情も踏まえ、Inoue and Rossi (2019) と同様、日本時間における金利の前日差をショックとして使用する。

分析対象として選定した金融政策決定会合当日における実際のイールドカーブの変化をみると (図表 6)、2000 年代前半における量的緩和政策期の日銀当座預金目標引き上げ決定当日の金利変化幅は、いずれのゾーンにおいても大きくない。リーマンブラザーズ破綻後の政策対応時をみると、2008 年の 2 回の利下げ時は、金利低下余地がまだ残っていた短期ゾーンを中心に金利の低下が観察される。その後の 2009～2012 年の政策対応では、短期ゾーンよりも中長期ゾーンの方が金利低下幅は大きくなっている。QQE 以降の緩和決定時をみると、短期ゾーンはほとんど変化していないが、長期ゾーンでは、QQE 導入時にかなり大幅な金利低下が生じている。なお、マイナス金利政策導入時は、全てのゾーンで金利の低下が生じているが、短期ゾーンよりも長期ゾーンの方が低下幅は大きくなっている点が特徴的である。

(為替レートへの直接的なショック)

金利差を介さずに為替レートに直接影響を与える金融政策ショック ($\varepsilon_{s,t}^{mp}$) としては、金融政策決定会合当日の日本時間中 (日本時間 9 時から 17 時まで) の為替レ

¹⁰ 米金利が日本の金利に連れて変動する場合、日本の金融政策決定を受けた日米金利差の変化は日本単独の金利の変化より小さくなる可能性があるが、こうした影響は軽微と考えている。

トの変化 ($\Delta s_{9 \rightarrow 17,t}$) を用いる。日本時間 17 時までの為替レートの変化をショックとして用いるのは、米国時間入り後の米経済指標の公表や FOMC 結果等を受けた変化を取り除き、日本の金融政策の変更に対する為替レートの反応をより正確に識別するためである¹¹。実際に、為替レート変動が大きかった QQE 導入時、QQE 拡大時、マイナス金利導入時について、為替レートの日本時間中の動きをみると、日本時間の 9 時から 17 時までの時間帯で、政策変更の直接的な価格インパクトは概ね出尽くしているようにも窺われる (図表 7)。

なお、内外金利差の変化により生じた為替レートの変化は、金利ショックの影響として捉えることが自然であり、為替レートショックからは除外する必要がある。そこで、日本時間の 9 時から 17 時までの為替レートの変化を内外金利差によって予測するモデルを別途推計し、同モデルから予想される為替レートの変化の予測値 ($\widehat{\Delta s}_{9 \rightarrow 17,t}$) を $\Delta s_{9 \rightarrow 17,t}$ から控除する。すなわち、為替レートに対する直接的な金融政策ショック ($\varepsilon_{s,t}^{mp}$) は以下のように計算される。

$$\varepsilon_{s,t}^{mp} = (\Delta s_{9 \rightarrow 17,t} - \widehat{\Delta s}_{9 \rightarrow 17,t}) d_t$$

ここで、 $\widehat{\Delta s}_{9 \rightarrow 17,t}$ は、以下の推計モデルを用いて得られた予測値である。

$$\Delta s_{9 \rightarrow 17,t} = \alpha + B' \Delta Y_t + \sum_{j=1}^p \Gamma_j' \Delta Y_{t-j} + \sum_{j=1}^q \gamma_j \Delta s_{9 \rightarrow 17,t-j} + u_t$$

3-6. 分析結果

図表 8 は、各金融政策決定について、2 種類のインパルス・レスポンスを示している。(A)は、金融政策変更に伴う日本のイールドカーブの変化、すなわち金利ショック ($\varepsilon_{y,t}^{mp}$) のみに対する為替レートの反応を表している。(B)は、金利ショックの影響に加えて、金利差を介さずに為替レートに直接影響するショック ($\varepsilon_{s,t}^{mp}$) もあわせて考慮した場合の為替レートの反応を示したものである。

まず、2003 年 4 月と 5 月の 2 回の量的緩和拡大時をみると、為替レートの反応は、(A)、(B)ともに、極めて限定的となっている (図表 8(1)(2))。この 2 回の政策変更に対する反応をみる限り、日銀当座預金目標の引き上げは、金利の引き下げを殆どもたらさなかっただけでなく、為替市場に直接的に与えたインパクトも大きくなかつ

¹¹ 金融政策決定会合の内容が、海外投資家を中心に米国時間にかけて消化される可能性も考慮すると、(米経済指標公表等のノイズの影響が大きくなる点には注意が必要だが)、ニューヨーク時間 17 時時点の為替レートの前日比を用いた方が望ましいという見方も可能である。こうした観点から、本稿では、為替レートの前日比のうち金利差では説明できない部分を用いた場合 ($\varepsilon_{s,t}^{mp} = x_t d_t$) についても、同様の分析を行ったが、以下に示す分析結果に大きな変化はみられなかった。

た可能性が示唆される¹²。

次に、リーマンブラザーズ破綻直後（2008 年 10 月、12 月）に実施された利下げについてみると、(A)のグラフから、利下げ自体は、内外金利差の拡大による円安効果を持ったことが示される。もっとも、(B)のグラフで、為替レートに対する直接的なショックの影響も含めてみると、全体では円高方向の反応となっている。すなわち、この時期の為替市場では、日本銀行の金融緩和による金利低下は、確かに円安圧力として作用したが、為替市場では必ずしも円安要因として受け止められなかった可能性を示唆している。他方、2009 年 12 月 1 日の臨時会合で決定された固定金利型の 3 か月物共通担保オペの導入は、金利ショックだけでなく、為替レートへの直接的なショックも経由して、持続的な円安圧力をもたらしている。その後の 2009 年 12 月 18 日の「中長期的な物価安定の理解」の明確化や、2012 年 2 月の「中長期的な物価安定の目途」の導入に対する為替レートの反応をみると、(A)で示される金利ショックの影響自体はかなり小さかったが、(B)が示すとおり、為替レートへの直接的なショックも含めれば、為替レートは相応に円安方向に反応したことがわかる（図表 8(6)(8)）。すなわち、これらの物価の数値目標に関する考え方の変更を伴った金融緩和は、日本のイールドカーブの変化にはさほど繋がらなかったが、為替市場では円安材料として捉えられたと言える。

2013 年 4 月の QQE 導入時や 2016 年 1 月のマイナス金利導入時をみると、これらの政策変更は、長期ゾーンも含めて幅広い年限の金利を押し下げたことから、(A)が示すとおり、金利チャネルを通じた円安方向への反応が、一定程度確認される（図表 8(9)(11)）¹³。もっとも、QQE 期の政策変更において、より大きな円安をもたらしたのは、(B)が示すとおり、為替レートに対する直接的なショックとなっている。2014 年 10 月の QQE 拡大時は、この点がより顕著であり、金利ショックを通じた円安効果はほとんどみられなかった一方で、為替レートに対する直接的なショックの影響はかなり大きなものとなっている（図表 8(10)）。

以上の推計結果をまとめると、為替レートは、わが国の非伝統的金融緩和政策に対し、円安方向に反応するケースが多かったことが確認できる。そのメカニズムとしては、長期金利も含めたイールドカーブ全体を押し下げること、内外金利差を通じて為替レートを減価させるというオーソドックスなチャネルが働いたのは確かであるが、為替レートの全体の反応は、金利ショックだけから想定されるものとは

¹² ただし、Watanabe and Yabu (2013) は、時系列分析の結果に基づき、量的緩和政策下の日銀当座預金目標の引き上げは、当時実施されていた大規模な為替介入資金の一部を市場に滞留させる（非不胎化する）ことで、為替介入の効果を強める役割を果たしたとの解釈を示している。

¹³ ただし、実際の為替レートの動きをみると、マイナス金利の導入が発表された 2016 年 1 月 29 日の 2 営業日後には、為替レートは大幅な円高に転じている。この点について、伊藤 (2016) は、マイナス金利政策の導入自体は円安効果を有していたが、その後に加わった別の新たなショック（グローバルな金融市場の不安定化）の影響から円高に転じたとの解釈を提示している。

大きく異なっていたことも確認された。すなわち、各政策変更を受けた為替レートの変動のうち、金利ショックで説明できる部分は相対的に小さくなく、むしろ、金利差を介さない「為替レートへの直接的なショック」の方が定量的に重要であったことが示された。同時に、そうした経路を通じた為替レートの反応は、時期によって大きく異なっていたこともわかった。

4. 分析結果を巡る議論

それでは、為替レートが、内外金利差を経由せずに金融政策に反応してきた経路は、どのように解釈すべきであろうか。本稿の分析結果だけから具体的な経路を特定することは難しいが、ひとつの仮説は、非伝統的金融政策のアナウンスを受けて、為替市場参加者の間で先行きの為替レートに関する予想に変化が生じた可能性である。為替レートに関する代表的理論である「カバー無し金利裁定式 (Uncovered Interest rate Parity: UIP)」によれば、市場参加者のリスク中立性を前提とした場合、現在の為替レート s_t (対数表示) は、以下のように表される¹⁴。

$$s_t = (i_t^{US} - i_t^{JP}) + E_t(s_{t+1})$$

ここで、 $E_t(s_{t+1})$ は、翌期の為替レートに関する当期の予想である。すなわち、為替レートは、内外金利差だけでなく、将来の為替レートに関する予想にも影響を受けて変動する。したがって、仮に、非伝統的金融政策が、内外金利差の変化をもたらさなくても、将来の為替レートに関する予想に何らかの影響を与えるのであれば、現時点の為替レートも変化する。こうした経路が、3 節の分析において、内外金利差を経由しない為替レートへの直接的なショックとして捉えられていた可能性がある。例えば、他の条件が一定のもと、わが国の非伝統的金融政策のアナウンスメントを受けて、為替市場参加者の間で、日本の予想インフレ率がはっきりと上昇するケースを考えてみよう。この場合、為替市場では、将来の日本の物価水準のパスが切り上がると予想されるため、為替レートが長期的に収束するとみられる「購買力平価」の予想水準は円安方向に変化し、それが足もとの為替レートも円安化させる、といったメカニズムが働く可能性がある。

¹⁴ 現実には、高金利通貨が翌期にかけて増価する傾向がある（米国の方が金利水準が高い場合、 $s_{t+1} - s_t > 0$ となる傾向がある）ことから、UIP は成立していないとの指摘は多い (UIP puzzle)。こうした問題点を踏まえ、UIP については、外貨資産投資にかかるリスク・プレミアムや、内外資産のコンベニエンス・イールドの差などを考慮した修正の必要性も指摘されている (Itskhoki and Mukhin, 2020; Obstfeld and Zhou, 2022; Boehm and Kroner, 2024 等)。例えば、市場参加者がリスク回避的な場合、リスク・プレミアムを ρ_{t+1} と表すと、UIP は以下のように修正される。

$$s_t = (i_t^{US} - i_t^{JP}) + E_t(s_{t+1}) - \rho_{t+1}$$

もっとも、UIP にこうした修正を加えた場合でも、将来の為替レートに対する予想の変化が、足もとの為替レートに影響を与えるという本質的な点は変わらない。

こうしたメカニズムが、分析期間中の為替市場で実際どの程度働いたかは大いに議論の余地があるが、より重要なポイントは、為替市場の「予想」は、必ずしも購買力平価のような「ファンダメンタルズ」に基づくものである必要はない、という点であろう。すなわち、企業収益（ないし PER）がベンチマークとなる株式市場や、短期政策金利がアンカーの役割を果たす債券市場と比べ、為替市場では、参加者間でファンダメンタルズに基づく「適正相場」の目線が定まりにくい。このため、為替市場において、将来の為替レートの予想に関する何がしかのナラティブがひとたび支配的になると、そのファンダメンタルズとの整合性はともかく、「皆が信じていれば、自分も信じる」のが合理的な行動となる。3 節の分析結果で確認された、内外金利差を経由しない為替レートの反応には、こうしたケインズの「美人投票」に基づくノイズトレーダーの群集行動（herding behavior）が影響していた可能性がある。この見方が正しければ、為替レートの非伝統的金融政策に対する反応は、その時々市場のストーリーや投資家の群集行動次第で大きく変化し得るという意味で、状態依存的（state dependent）な性格を持つことになる。

金融政策と為替市場の期待形成の関係についての厳密な検証は、本稿の分析の範疇を超えるが、以下では、世界金融危機時には非伝統的金融政策が実施されても円安が進みにくかった一方で、2013 年の QQE 以降は大幅な円安が進行した背景を探るため、当時の為替市場の動向や投資家の行動を振り返っておこう。

世界金融危機時に実施されたわが国の非伝統的金融政策のもとで、円安が進行しにくかった背景としては、第 1 に、グローバルにみて投資家のリスク回避姿勢が強まっていたことが指摘できる。すなわち、2008 年のリーマンブラザーズの破綻、それに続く欧州債務危機を受けて、国際金融市場の不確実性は著しく高まっていた（図表 9）。こうした状況では、それ以前に積み上がっていたキャリートレードのポジションには、強力な巻き戻し圧力がかかるとともに（Brunnermeier et al., 2009; Han and Westelius, 2019）、「安全通貨（safe-haven currency）」とみられていた日本円に対する需要が強まったことから、急激かつ大幅な円高が進行した。De Bock and de Carvalho Filho (2015) は、リスクオフ時には、「経常収支が良好」、「対外純資産が大きい」、「流動性が高い」等の特徴を有する通貨が増価する傾向が強く、日本円やスイスフランがそうした通貨に該当していたことを指摘している。このように、グローバル金融市場の不安定化時に支配的であった、「リスクオフは円買い材料である」というストーリーが、わが国の非伝統的金融政策に対して為替レートが円安方向に反応しにくい要因のひとつとなっていた可能性が高い¹⁵。

第 2 に、世界金融危機後には、基軸通貨国である米国も含めて、海外主要国の中央

¹⁵ 関連するストーリーとして、為替市場では、「負のショックが起きると、日本の金融機関は、円の流動性確保の観点から、海外資産を売って自国に送金する」というレパトリの可能性も、（その真偽はともかく）強く意識されていた。実際、東日本大震災直後に進行した円高は、そうしたレパトリを材料としたものであった。

銀行が、ほぼ同時に大規模な金融緩和政策を実行していた点も重要である。為替レートは通貨間の相対価格であるため、N 国が存在する世界経済において、独立した為替レートは $N-1$ 個となる（「 $N-1$ 問題」）。このため、N 国全てが、独立した金融政策によって自国通貨安を実現することは理論的に不可能である。言い換えれば、世界金融危機時のように、ほぼ全ての国が金融緩和を推進すると、いずれかの国が自国通貨の増価を受け入れざるを得ない。この点、日本円やスイスフランは、諸外国対比で政策金利の低下余地が極めて限定的であったため、多くの国が金融緩和を推し進める中では、増価圧力が強まりやすい通貨になっていた可能性がある（白川 2018）。こうした当時の海外主要国の金融政策の動向も、わが国で非伝統的金融政策が実施された際に、為替円安が進みにくい要因のひとつとなっていたとみられる¹⁶。

一方、QQE の導入・拡大が、内外金利差を超えて大幅な円安をもたらした背景には、上記 2 つの要因が逆転していたという事情が挙げられる。すなわち、①欧州債務危機が沈静化に向かう中で、市場のリスクオフは和らぎ、安全通貨需要は後退していたうえ、②米国経済が回復傾向を強める中で、FRB も資産買入のテーパリング開始を示唆するなど金融緩和を縮小させるスタンスに転じつつあった（Kano and Wada, 2017）。こうした国際金融情勢のもとで、③当時の円相場は、東日本大震災以降に進んだ貿易収支の赤字化というファンダメンタルズの変化を十分に反映した水準ではなかったことから（図表 10）、QQE の導入は、行き過ぎた円高を是正する触媒的、カタリスト的な役割を果たした可能性が高い（池尾 2016）。

実際に、為替市場で群集行動を示すことが多い海外ヘッジファンド等の短期勢の動向を示すとみられる IMM ネットポジションをみると、2008 年から 2012 年頃までは、ほぼ一貫して円ロングポジションが構築されていたが、QQE 導入頃にははっきりと転換し、比較的大規模な円ショートポジションが造成されている（図表 11）¹⁷。こうした為替市場における短期勢の群集行動は、わが国の非伝統的金融政策の効力を制約したり、促進したりする役割を果たしていた可能性が高い。

¹⁶ スイス中央銀行は、こうした通貨高圧力に対抗するため、2011 年 9 月、1 ユーロ＝1.20 スイスフランを超える自国通貨高を阻止する為替レート誘導を開始した。同政策は、Svensson (2001) が日本銀行金融研究所の国際コンファランスで提唱した「ゼロ金利制約下でも失敗しない流動性の罫からの脱出法 (Foolproof way)」を実行に移したものと解釈できる。これは、スイスが「小国開放経済」であるからこそ、採択できた政策であり、わが国にとって現実的な政策オプションであったとは考えにくい（山口 2002）。

¹⁷ 為替市場におけるヘッジファンド等の短期筋の動向を捕捉する指標としては、「シカゴ商業取引所 (CME) における通貨先物取引 (IMM ネットポジション) のうち、非商業目的 (non-commercial) の取引ポジション」が用いられることが多い。Brunnermeier et al. (2009) や Galati et al. (2007)、Klitgaard and Weir (2004) 等の研究は、IMM ネットポジションは、カバレッジが十分でないという問題があるものの、ヘッジファンド等の取引動向の代理変数 (proxy) としては有用であることを指摘している。

5. おわりに

本稿では、過去 25 年間に日本銀行が実施してきた各種の非伝統的金融緩和政策を中心に、名目為替レート（ドル／円レート）が金融政策にどのように反応してきたかを実証的に考察した。具体的には、政策変更前後におけるイールドカーブ全体の変化と為替レートの変化から、わが国の「予期されない金融政策ショック」を識別し、それらに対する為替レートの動学的な反応を推計した。結果をみると、①金融緩和ショックを受けてドル／円為替レートは円安方向に反応する場面が多くみられたものの、その際のチャネルとしては、オーソドックスな内外金利差よりも、将来の為替レートに関する市場参加者の予想の変化など内外金利差以外の要因の方が定量的に重要であったことが示唆された。さらに、②非伝統的政策に対する為替レートの反応は、その時々国際金融市場の動向や投資家の群集行動によって大きく変化し得るという意味で、状態依存的（state dependent）であったことが窺われた。

非伝統的金融政策は、短期金利の引き下げ余地がなくなった段階で、政策的に働きかける対象を、他の金融変数、すなわち、より長めの金利や資産価格に広げる政策である。わが国では、1990 年代後半以降、短期金利のみならず、長期金利についても追加的な低下余地が乏しくなっていたため、非伝統的金融政策の効果は、為替レートや株価といった資産価格がどう反応するか、に左右されやすい面が強まっていた。この点、本稿の分析結果は、非伝統的金融政策の効果が、為替市場における受け止め方ないし為替市場参加者の予想の変化によって大きく変化してしまうという難しい現実、日本銀行は直面してきたことを示唆している。市場の不安定化を避けつつ企図した政策効果を発揮し、政策運営のアカウンタビリティを果たしていく観点から、非伝統的金融政策が資産価格に及ぼす影響について更なる分析の蓄積が望まれる。

補論. ロバストネス・チェック

3 節の分析のロバストネスを確認するため、本補論では、①日米金利を別々の説明変数として扱った場合、②サンプル期間を分けた場合、について分析を行う。

（日米金利を別々に説明変数として用いた場合）

3 節では、日米金利差を用いて local projection モデルを推計した。しかし、日本の金利と米国の金利では、為替レートに与える影響度合いが異なる可能性もある。そこで、以下では、ロバストネス・チェックの観点から、日米金利を別々に変数として用いた local projection モデルを推計する。

$$\begin{cases} s_t - s_{t-1} = \alpha + \begin{pmatrix} B_0^{JP} \\ B_0^{US} \end{pmatrix}' \begin{pmatrix} \Delta Y_t^{JP} \\ \Delta Y_t^{US} \end{pmatrix} + \sum_{j=1}^p \Gamma_{0,j}' \begin{pmatrix} \Delta Y_{t-j}^{JP} \\ \Delta Y_{t-j}^{US} \end{pmatrix} + \sum_{j=1}^q \gamma_{s,j} \Delta s_{t-j} + u_t \\ s_{t+h} - s_{t-1} = \alpha_h + \begin{pmatrix} B_h^{JP} \\ B_h^{US} \end{pmatrix}' \begin{pmatrix} \Delta Y_t^{JP} \\ \Delta Y_t^{US} \end{pmatrix} + \beta_{h,s} x_t + \sum_{j=1}^p \Gamma_{h,j}' \begin{pmatrix} \Delta Y_{t-j}^{JP} \\ \Delta Y_{t-j}^{US} \end{pmatrix} + \sum_{j=1}^q \gamma_{h,s,j} \Delta s_{t-j} + u_{h,t+h} \end{cases} \quad \dots \text{ for } h \geq 1$$

ここで、ノーテーションは3 節と同様であり、 $x_t = \hat{u}_t$ としている。

上記モデルを推計した上で、金利に影響を与える金融政策ショックとしては、日本の金利の変化のみを利用する。

$$\varepsilon_{y,t}^{mp} = \begin{pmatrix} \Delta i_{1,t}^{JP} \\ \vdots \\ \Delta i_{n,t}^{JP} \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix} d_t$$

為替レートに直接的に影響する金融政策ショック ($\varepsilon_{s,t}^{mp}$) については、考え方は3 節と同様である。

推計結果をみると、金利ショックが為替レートに与える影響度合いは、3 節で示した結果よりも小さくなっている（図表 A-1）。これには、サンプル期間中の日本の金利の変動が総じて小さかったため、時系列分析による同影響の検出が難しくなっている可能性がある。一方で、為替レートの変動の大部分が、金利差経由ではない「為替レートへの直接的なショック」によりもたらされているという結果は不変である。

（期間を区切って分析した場合）

本稿の分析で用いた *functional local projection* の利点のひとつは、幅広いゾーンの金利の情報を取り込むことにより、伝統的金融政策と非伝統的金融政策を統一的に扱えることにある。したがって、この分析フレームワークでは、本来、伝統的金融政策と非伝統的金融政策の影響について、期間を分けて推計する必要はない。

もっとも、内外金利差が為替レートに与える定量的な影響度合いが、時間を通じて安定しているとは限らない。実際、近年は長期金利が為替レートに与える影響度が増していることを報告する研究もみられる（Ferrari et al., 2021 等）。そこで、ここでは、推計期間を 2012 年以前と 2013 年以降に分けた場合の推計結果を報告する。これは、QQE 前後で、金利が為替レートに与える影響度合いが変化している可能性を考慮するためである。結果をみると、為替レートの反応に大きな変化はないことが確認された（図表 A-2）。すなわち、期間を区切って推計してみても、金利ショックの影響の大きさに大きな変化はなく、「為替レートへの直接的なショック」の方が定量的に重要であるという結果は頑健であった。

参考文献

- Boehm, Christoph E. and T. Niklas Kroner (2024), "Monetary Policy without Moving Interest Rates: The Fed Non-Yield Shock," Board of Governors of the Federal Reserve System, *International Finance Discussion Papers*, No. 1392.
- Brunnermeier, Markus K., Stefan Nagel and Lasse H. Pedersen (2009), "Carry Trades and Currency Crashes," *NBER Macroeconomics Annual 2008*, vol.23, pp.313-347.
- De Bock, Reinout and Irineu de Carvalho Filho (2015), "The Behavior of Currencies during Risk-off Episodes," *Journal of International Money and Finance*, vol.53, pp.218-234.
- Eichenbaum, Martin and Charles L. Evans (1995), "Some Empirical Evidence on the Effects of Shocks to Monetary Policy on Exchange Rates," *The Quarterly Journal of Economics*, vol.110, pp.975-1009.
- Ferrari, Massimo, Jonathan Kearns and Andreas Schrimpf (2021), "Monetary Policy's Rising FX Impact in the Era of Ultra-low Rates," *Journal of Banking and Finance*, vol.129, 106142.
- Galati Gabriele, Alexandra Heath and Patrick McGuire (2007), "Evidence of Carry Trade Activity," *BIS Quarterly Review*.
- Glick, Reuven and Sylvain Leduc (2018), "Unconventional Monetary Policy and the Dollar: Conventional Signs, Unconventional Magnitudes," *International Journal of Central Banking*, vol.14, pp.103-152.
- Gürkaynak, Refet S., Brian Sack and Eric T. Swanson (2005), "Do Actions Speak Louder Than Words? The Response of Asset Prices to Monetary Policy Actions and Statements," *International Journal of Central Banking*, vol.1, pp.55-93.
- Han, Fei and Niklas J. Westelius (2019), "Anatomy of Sudden Yen Appreciations," *IMF Working Paper*, WP/19/136.
- Inoue, Atsushi and Barbara Rossi (2019), "The Effects of Conventional and Unconventional Monetary Policy on Exchange Rates," *Journal of International Economics*, vol.118, pp.419-447.
- Inoue, Atsushi and Barbara Rossi (2021), "A New Approach to Measuring Economic Policy Shocks, with an Application to Conventional and Unconventional Monetary Policy," *Quantitative Economics*, vol.12, pp.1085-1138.
- Itskhoki, Oleg and Dmitry Mukhin (2021), "Exchange Rate Disconnect in General Equilibrium," *Journal of Political Economy*, vol.129, pp.2183-2232.

- Iwasaki, Yuto and Nao Sudo (2017), "Myths and Observations on Unconventional Monetary Policy: Takeaways from Post-Bubble Japan," *Bank of Japan Working Paper Series*, No.17-E-11.
- Jordà, Òscar (2005), "Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections," *American Economic Review*, vol.95, pp.161-182.
- Kano, Takashi and Kenji Wada (2017), "The First Arrow Hitting the Currency Target: A Long-run Risk Perspective," *Journal of International Money and Finance*, vol.74, pp.337-352.
- Klitgaard, Thomas and Laura Weir (2004), "Exchange Rate Changes and Net Positions of Speculators in the Futures Market," *FRBNY Economic Policy Review*, May 2004.
- Kubota, Hiroyuki and Mototsugu Shintani (2022), "High-frequency Identification of Monetary Policy Shocks in Japan," *The Japanese Economic Review*, vol.73, pp.483-513.
- Kubota, Hiroyuki and Mototsugu Shintani (2023), "Macroeconomic Effects of Monetary Policy in Japan: An Analysis Using Interest Rate Futures Surprises," *CARF Working Paper*.
- Nakamura, Fumitaka, Nao Sudo, and Yu Sugisaki (2021), "A Quest for Monetary Policy Shocks in Japan by High Frequency Identification," *IMES Discussion Paper Series*, No.2021-E-2, Bank of Japan.
- Nakashima, Kiyotaka, Masahiko Shibamoto and Koji Takahashi (2024), "Identifying Quantitative and Qualitative Monetary Policy Shocks," *International Journal of Central Banking*, vol.20, pp.1-61.
- Obstfeld, Maurice and Haonan Zhou (2022), "The Global Dollar Cycle," *Brookings Papers on Economic Activity*, Fall 2022, pp. 361-427.
- Rogers, John H., Chiara Scotti, and Jonathan H. Wright (2018), "Unconventional Monetary Policy and International Risk Premia," *Journal of Money, Credit and Banking*, vol.50, pp.1827-1850.
- Rogoff, Kenneth (1996), "The Purchasing Power Parity Puzzle," *Journal of Economic Literature*, vol.34, pp.647-668.
- Svensson, Lars E. O. (2001), "The Zero Bound in an Open Economy: A Foolproof Way of Escaping from a Liquidity Trap," *Monetary and Economic Studies*, Bank of Japan, vol.19, pp. 277-312.
- Swanson, Eric T. (2021), "Measuring the Effects of Federal Reserve Forward Guidance and Asset Purchases on Financial Markets," *Journal of Monetary Economics*, vol.118, pp.32-53.

Watanabe, Tsutomu and Tomoyoshi Yabu (2013), "The Great Intervention and Massive Money Injection: The Japanese Experience 2003-2004," *Journal of International Money and Finance*, vol.32, pp.428-443.

池尾和人 (2016)、「変容する量的・質的金融緩和」、日本経済研究センター編『激論 マイナス金利政策』日本経済新聞出版社.

伊藤隆敏 (2016)、「非伝統的金融政策に限界はあるか、マイナス金利を中心として」、日本経済研究センター編『激論 マイナス金利政策』日本経済新聞出版社.

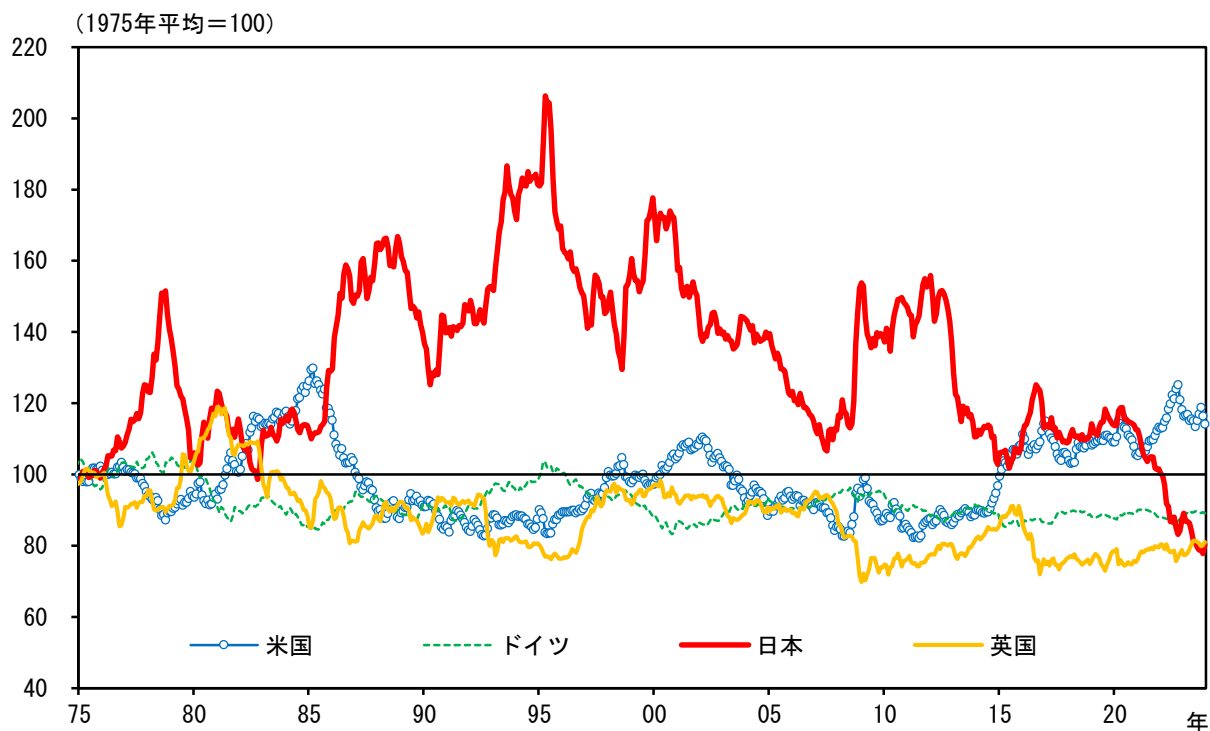
白川方明 (2018)、『中央銀行 セントラルバンカーの経験した 39 年』、東洋経済新報社.

宮本亘 (2023)、「日本の為替レートの動向と決定要因に関する分析」、東京大学金融教育研究センター・日本銀行調査統計局第 10 回共催コンファレンス発表論文..

山口泰 (2002)、「総括パネル・ディスカッション：21 世紀の為替相場制度における中央銀行の役割」、『金融研究』第 21 巻第 4 号、pp.145-148.

【図表 1】 実質実効為替レート

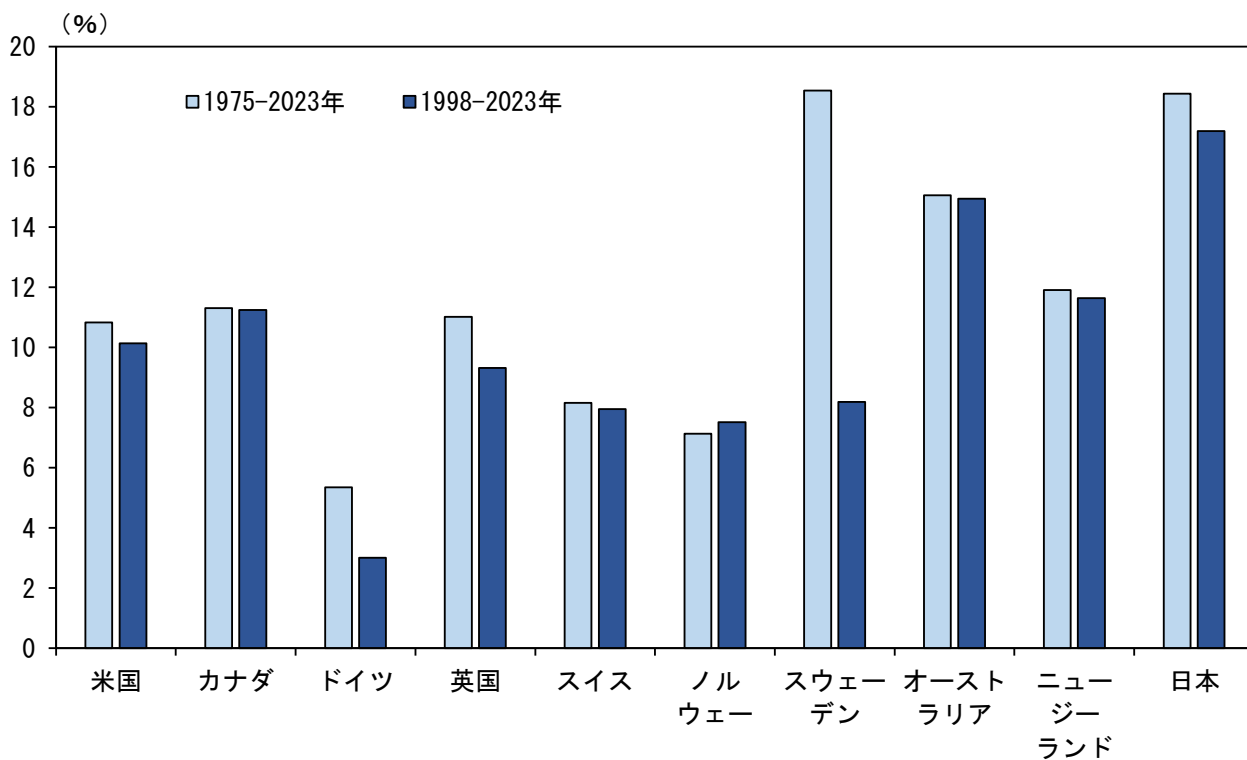
(1) 主要国の実質実効為替レート



(注) Narrow ベース。

(出所) BIS

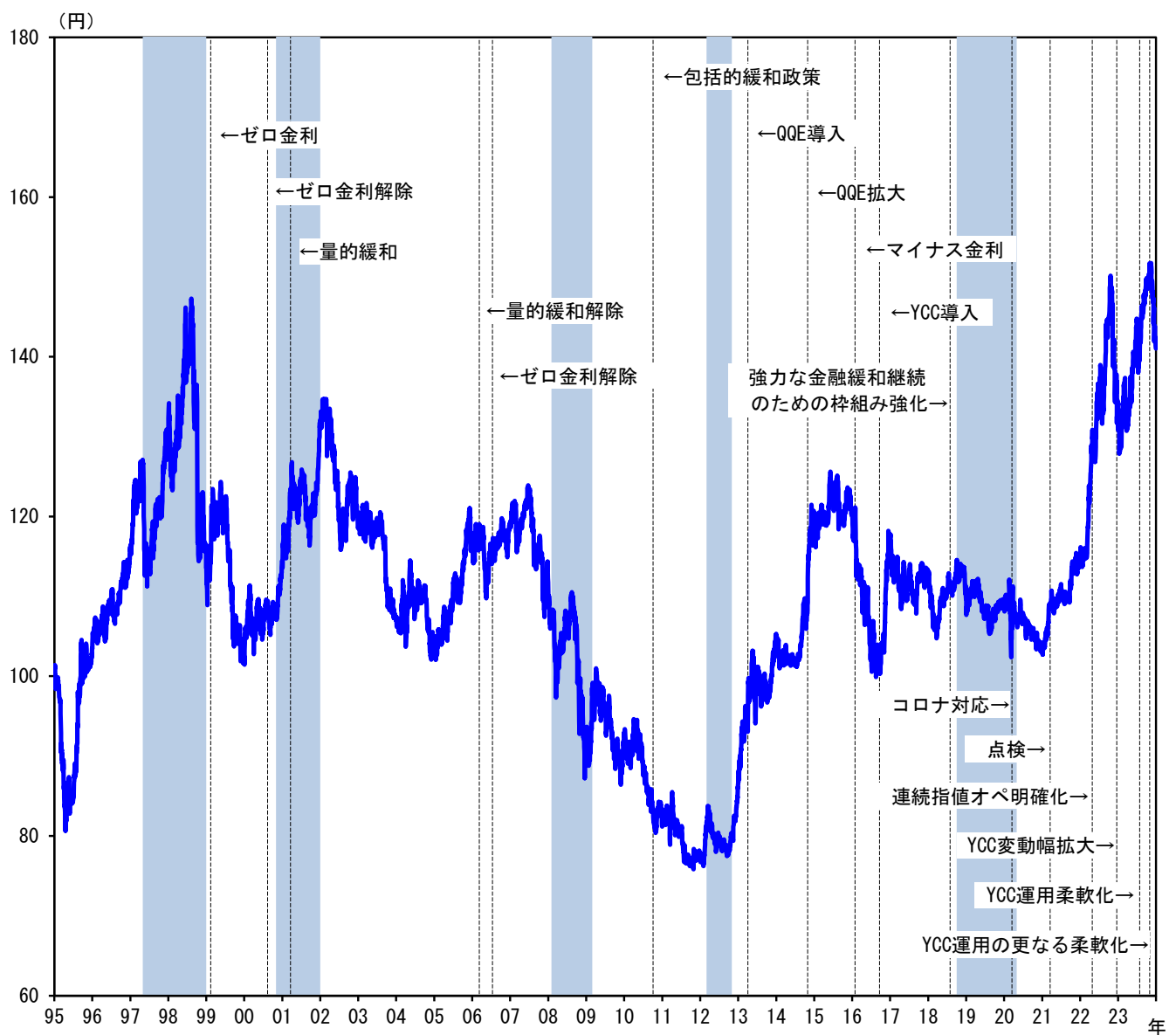
(2) 実質実効為替レートの標準偏差



(注) Narrow ベース。期間平均 (1975～2023 年または 1998～2023 年) からの乖離率の標準偏差。

(出所) BIS

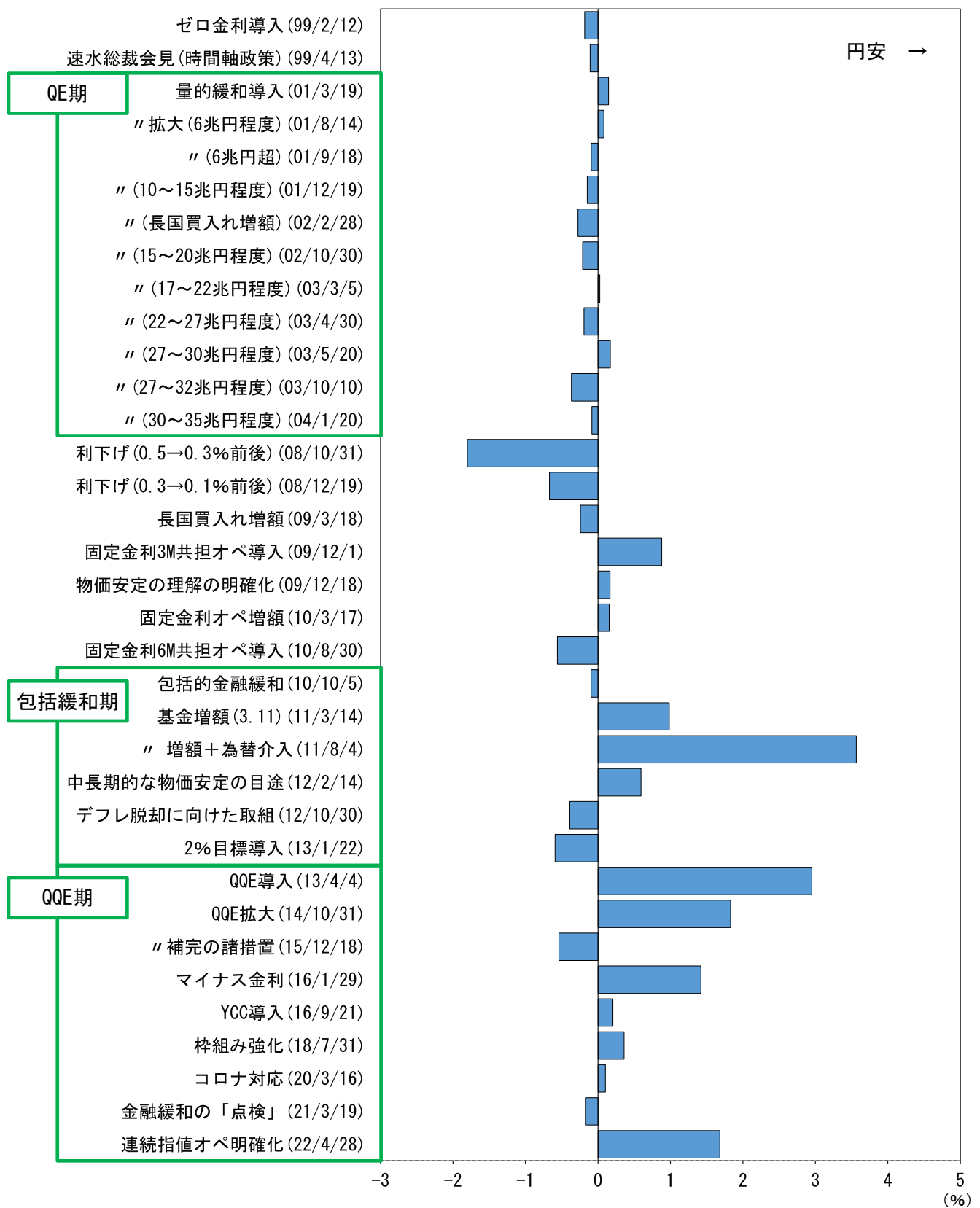
【図表 2】 ドル／円レートの推移



(注) シャドーは日本の景気後退局面。

(出所) Bloomberg、内閣府

【図表 3】 金融政策決定会合当日のドル／円レートの値動き



(注) 金融政策決定会合等の当日における東京時間 9 時から 17 時にかけての為替レートの変化。

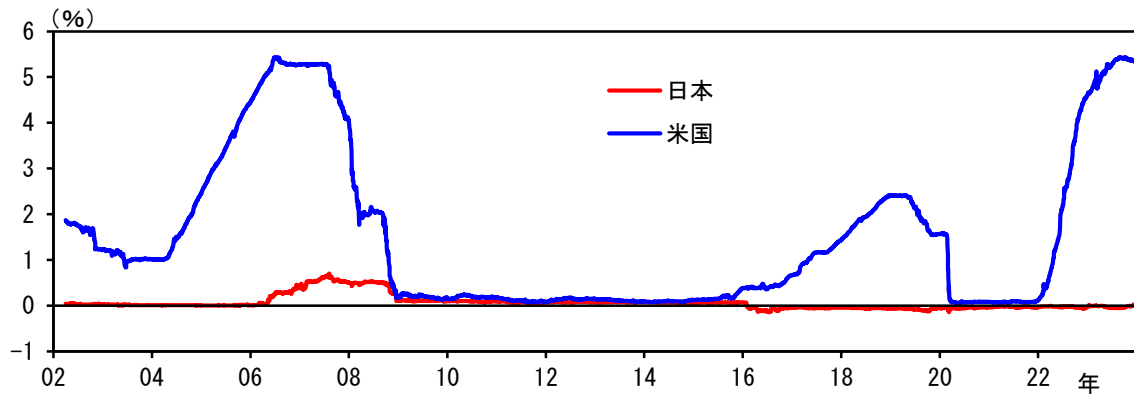
(出所) 日本銀行

【図表 4】 分析対象とする金融政策決定会合の一覧

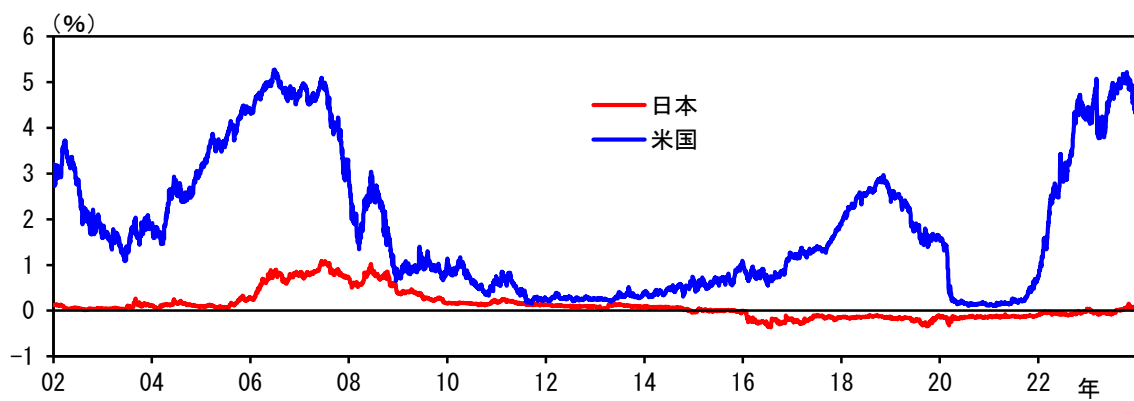
(1)	2003 年 4 月 30 日	量的緩和拡大（17～22 兆円→22～27 兆円程度）
(2)	2003 年 5 月 20 日	量的緩和拡大（22～27 兆円→27～30 兆円程度）
(3)	2008 年 10 月 31 日	政策金利目標の引き下げ（0.5%→0.3%前後）
(4)	2008 年 12 月 19 日	政策金利目標の引き下げ（0.3%→0.1%前後）
(5)	2009 年 12 月 1 日	金融緩和の強化（固定金利 3 か月共担オペ導入等）
(6)	2009 年 12 月 18 日	「中長期的な物価安定の理解」の明確化
(7)	2010 年 10 月 5 日	包括的金融緩和政策の導入
(8)	2012 年 2 月 14 日	「中長期的な物価安定の目途」の導入
(9)	2013 年 4 月 4 日	QQE 導入
(10)	2014 年 10 月 31 日	QQE 拡大
(11)	2016 年 1 月 29 日	マイナス金利政策導入
(12)	2016 年 9 月 21 日	イールドカーブ・コントロール（YCC）導入
(13)	2018 年 7 月 31 日	強力な金融緩和継続のための枠組み強化
(14)	2022 年 4 月 28 日	連続指値オペの運用明確化

【図表 5】 分析に用いた金利データ

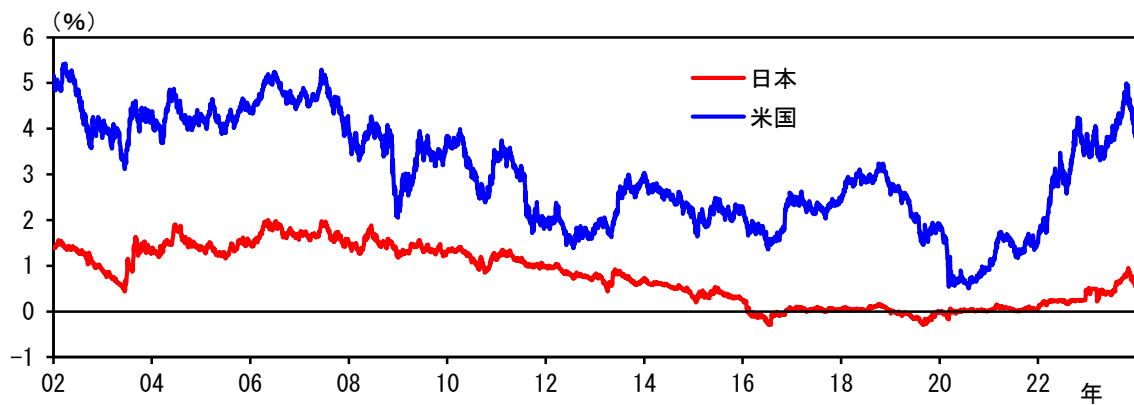
(1) 3 か月物 OIS



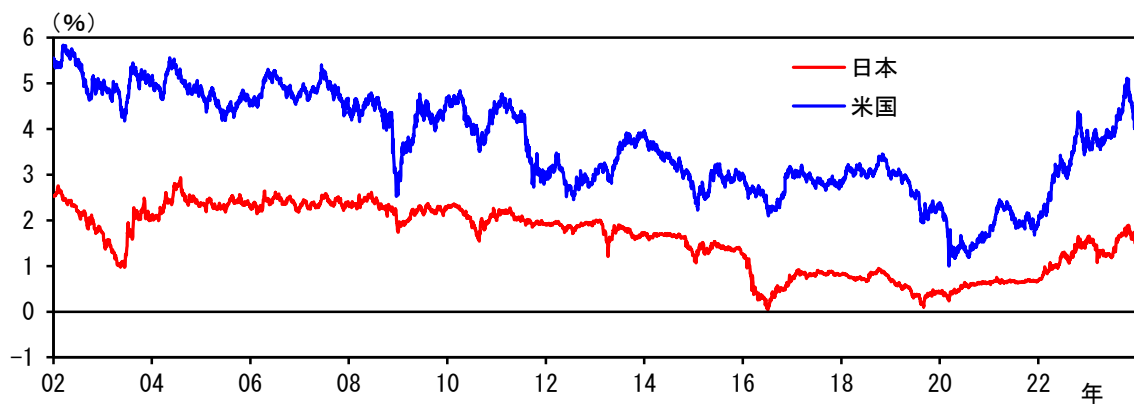
(2) 2 年物国債金利



(3) 10 年物国債金利



(4) 30 年物国債金利

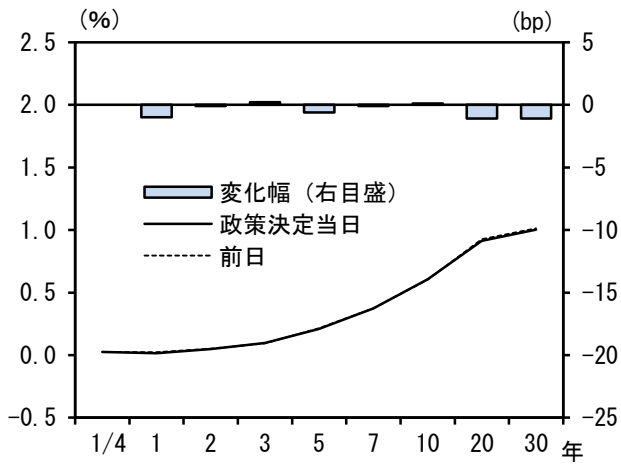


(出所) Bloomberg

【図表 6】 金融政策決定会合当日のわが国のイールドカーブの変化①

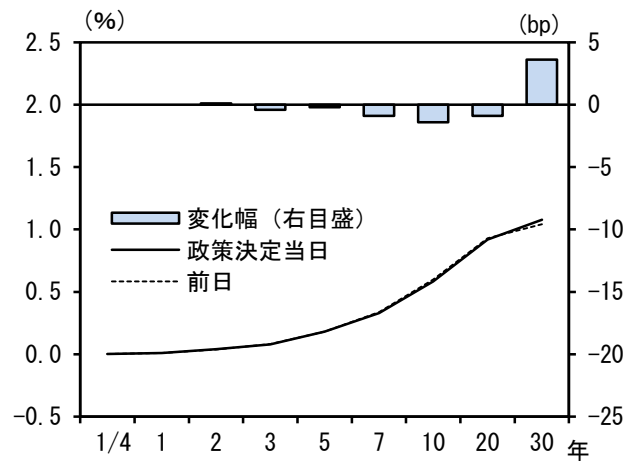
(1) 2003 年 4 月 30 日

量的緩和拡大 (22-27 兆円程度)



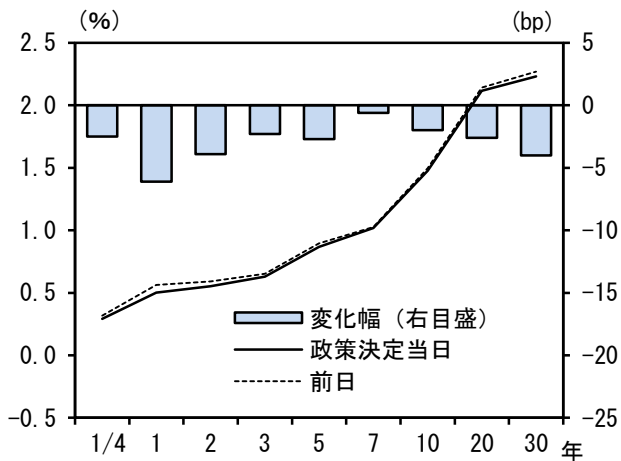
(2) 2003 年 5 月 20 日

量的緩和拡大 (27-30 兆円程度)



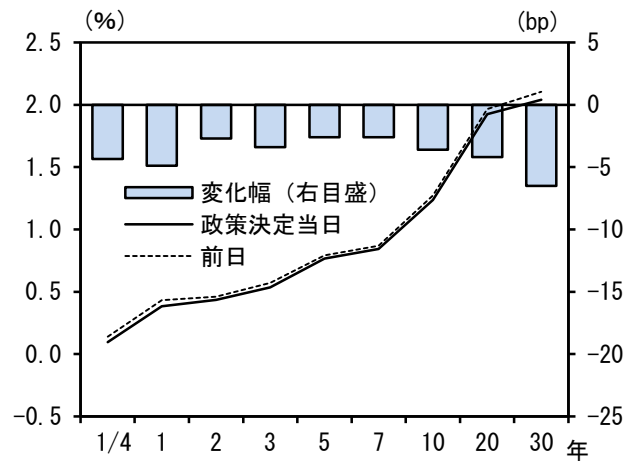
(3) 2008 年 10 月 31 日

政策金利目標の引き下げ (0.5%→0.3%前後)



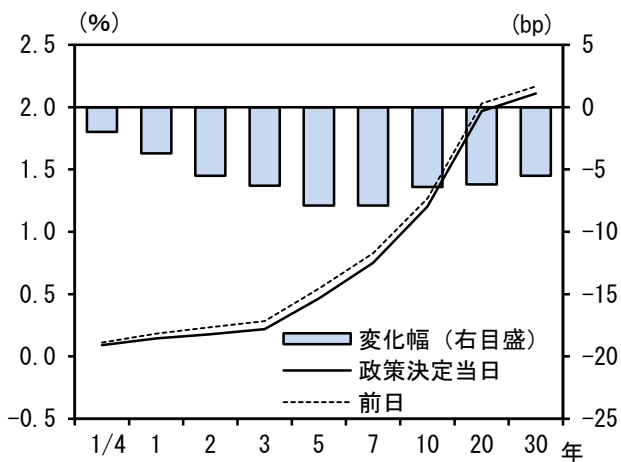
(4) 2008 年 12 月 19 日

政策金利目標の引き下げ (0.3%→0.1%前後)



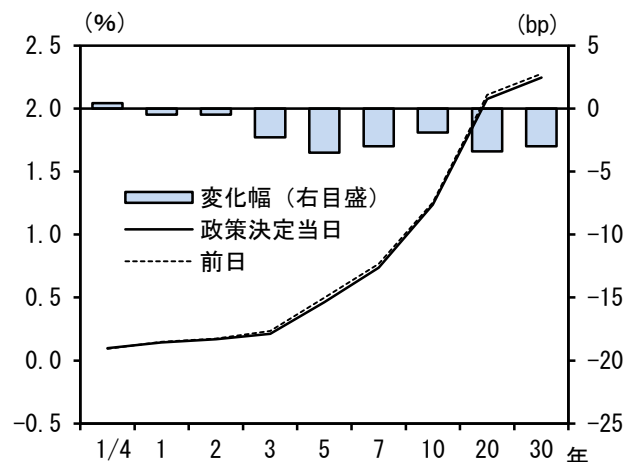
(5) 2009 年 12 月 1 日

固定金利 3 か月共担オペ導入



(6) 2009 年 12 月 18 日

「中長期的な物価安定の理解」の明確化

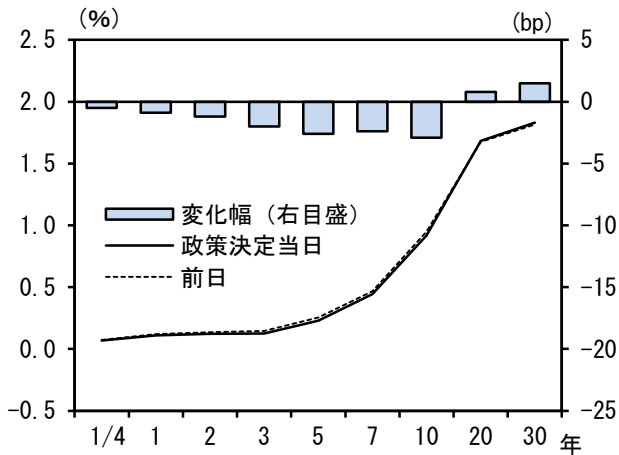


(出所) Bloomberg

【図表 6】 金融政策決定会合当日のわが国のイールドカーブの変化②

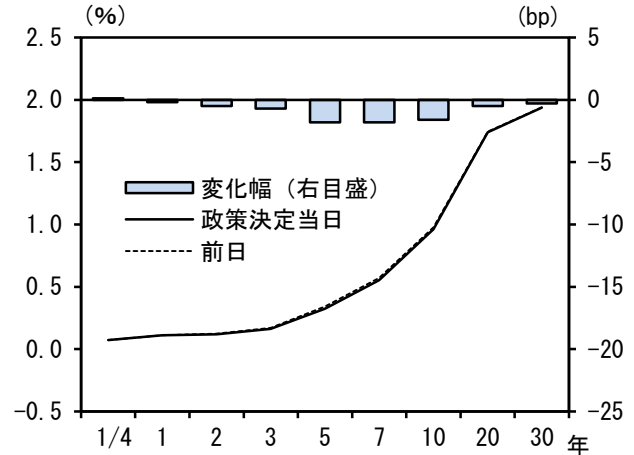
(7) 2010 年 10 月 5 日

包括的金融緩和政策の導入



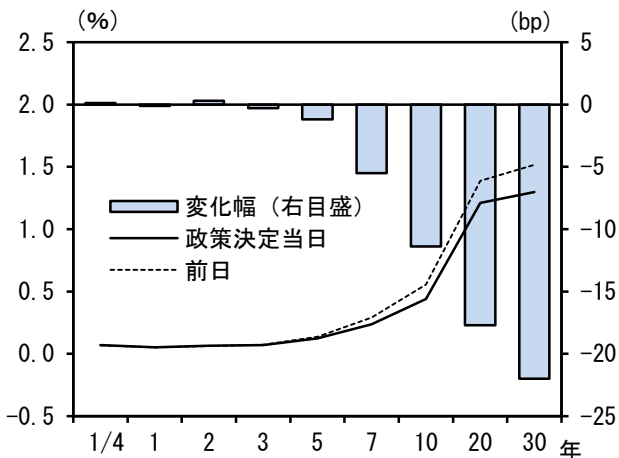
(8) 2012 年 2 月 14 日

「中長期的な物価安定の目途」の導入



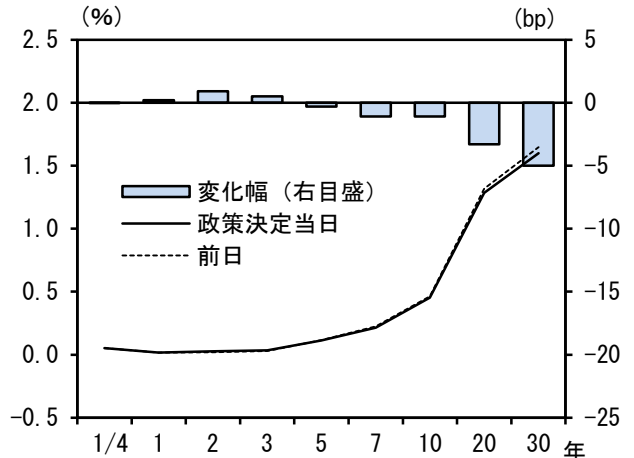
(9) 2013 年 4 月 4 日

QQE 導入



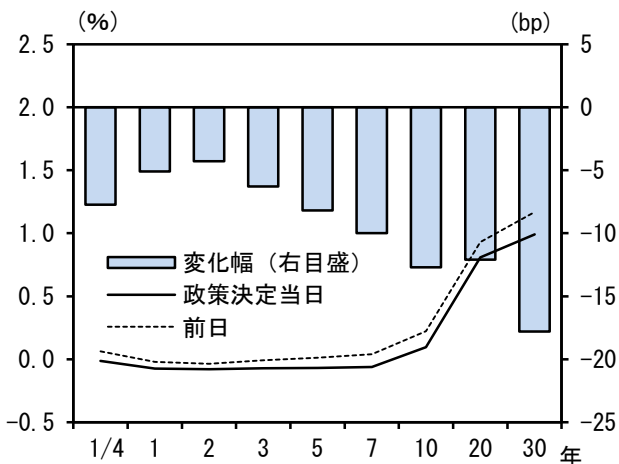
(10) 2014 年 10 月 31 日

QQE 拡大



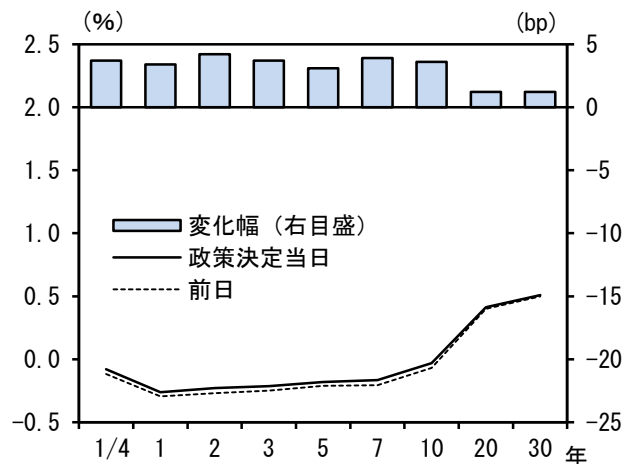
(11) 2016 年 1 月 29 日

マイナス金利政策導入



(12) 2016 年 9 月 21 日

YCC 導入

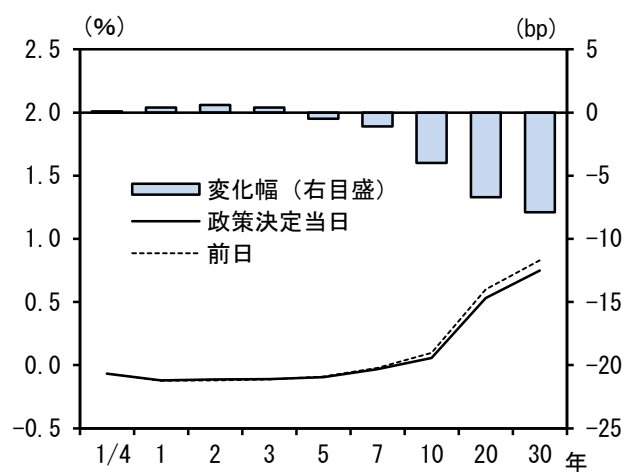


(出所) Bloomberg

【図表 6】 金融政策決定会合当日のわが国のイールドカーブの変化③

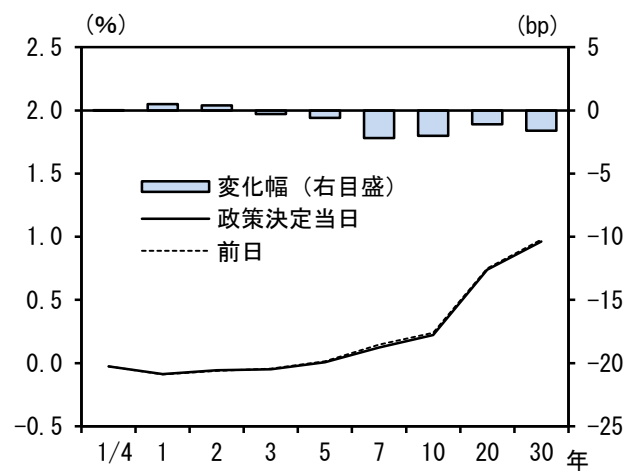
(13) 2018 年 7 月 31 日

金融緩和継続のための枠組み強化



(14) 2022 年 4 月 28 日

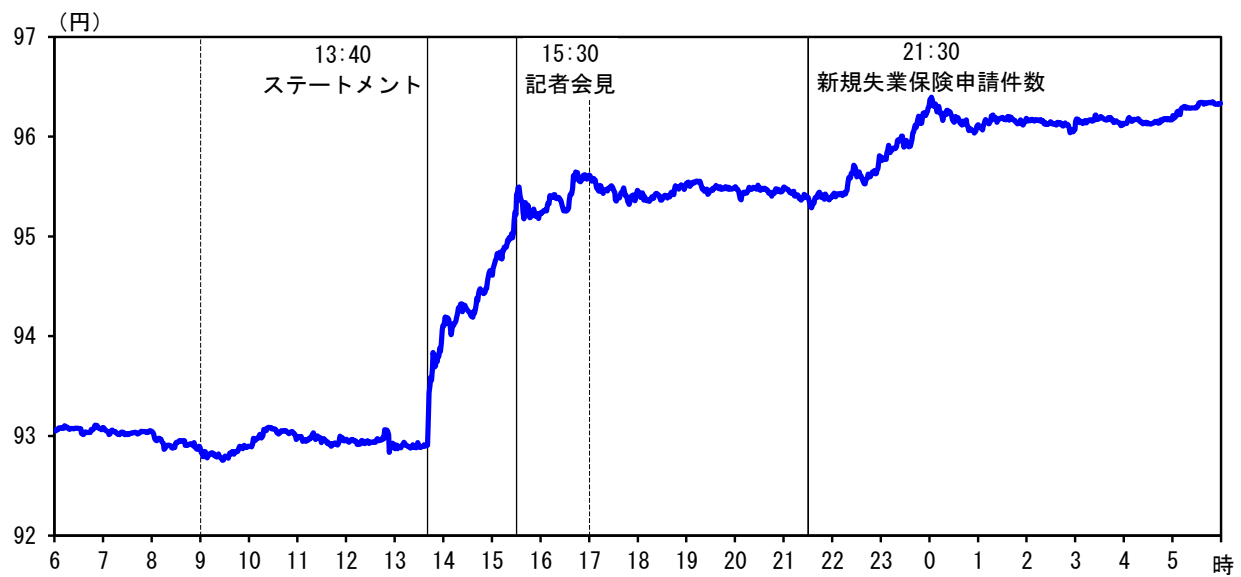
連続指値オペ運用明確化



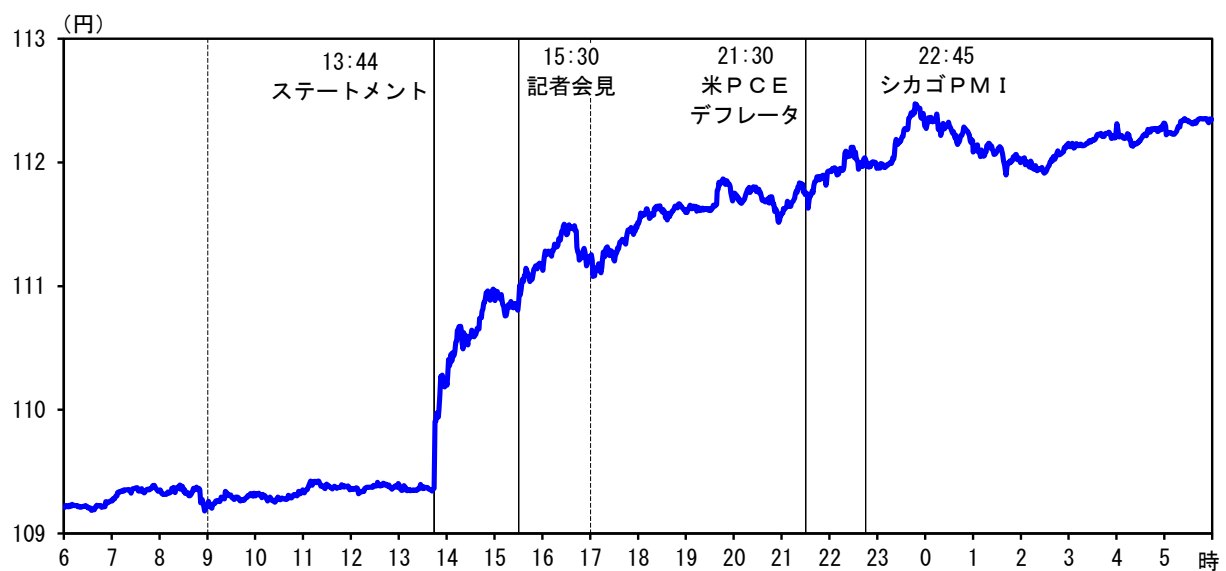
(出所) Bloomberg

【図表 7】 金融政策決定会合当日の為替レート（日中の動き）

(1) QQE 導入時 (2013 年 4 月 4 日)



(2) QQE 拡大時 (2014 年 10 月 31 日)



(3) マイナス金利政策導入時 (2016 年 1 月 29 日)

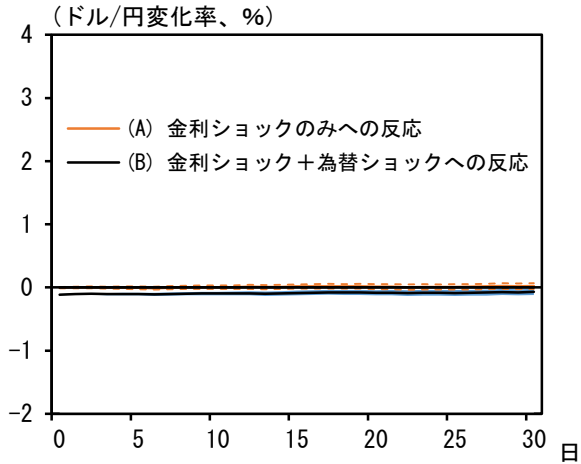


(出所) EBS

【図表 8】 金融政策ショックに対する為替レートへの反応①

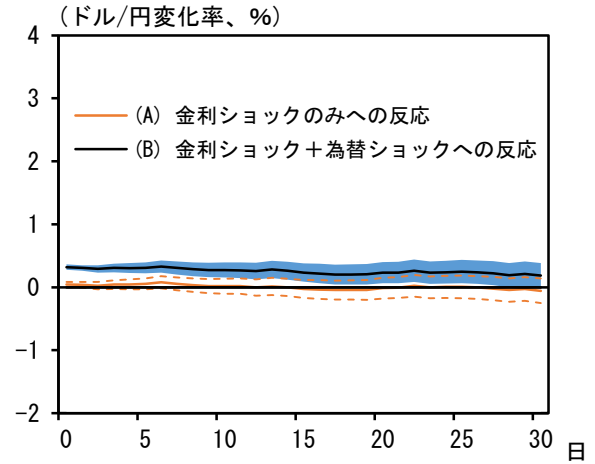
(1) 2003 年 4 月 30 日

量的緩和拡大 (22-27 兆円程度)



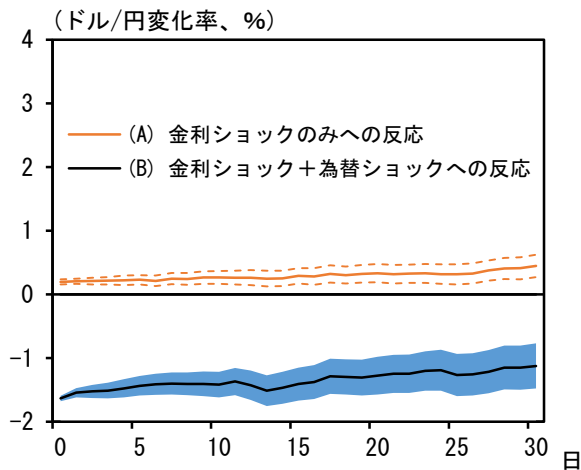
(2) 2003 年 5 月 20 日

量的緩和拡大 (27-30 兆円程度)



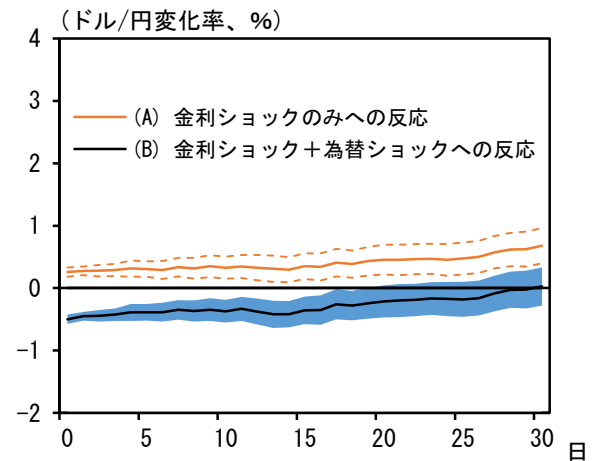
(3) 2008 年 10 月 31 日

政策金利目標の引き下げ (0.5%→0.3%前後)



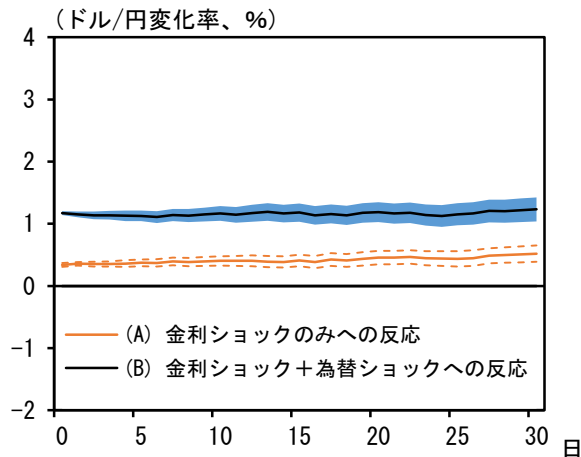
(4) 2008 年 12 月 19 日

政策金利目標の引き下げ (0.3%→0.1%前後)



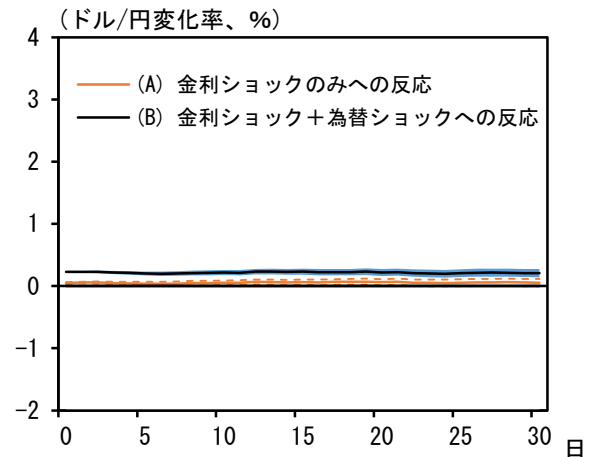
(5) 2009 年 12 月 1 日

固定金利 3 か月共担オペ導入



(6) 2009 年 12 月 18 日

「中長期的な物価安定の理解」の明確化

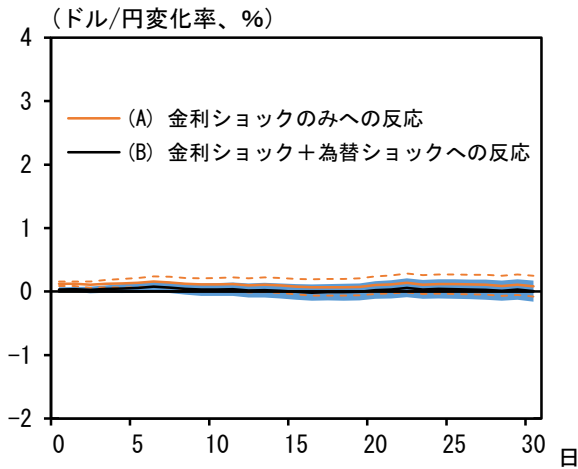


(注) シャドーおよび点線で示した信頼区間は 95% (Newey-West の標準誤差に基づき計算)。

【図表 8】 金融政策ショックに対する為替レートへの反応②

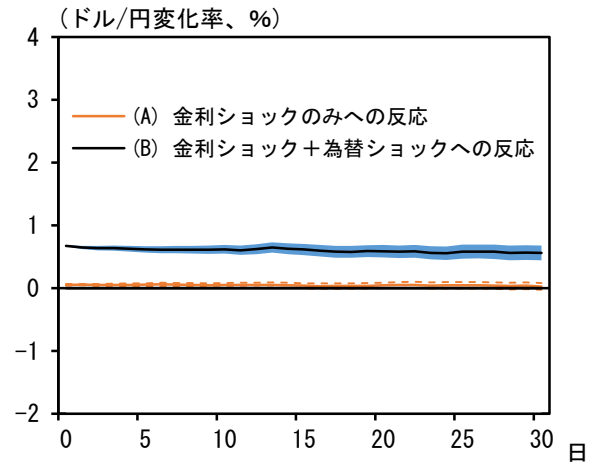
(7) 2010 年 10 月 5 日

包括的金融緩和政策の導入



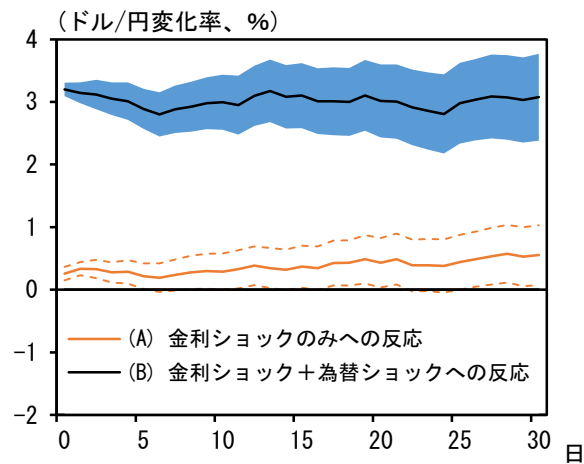
(8) 2012 年 2 月 14 日

「中長期的な物価安定の目途」の導入



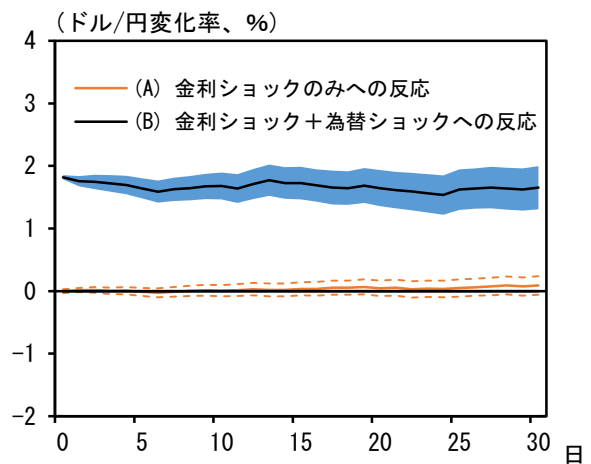
(9) 2013 年 4 月 4 日

QQE 導入



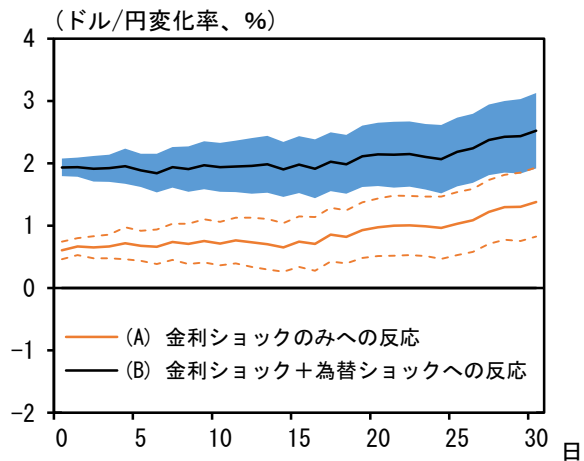
(10) 2014 年 10 月 31 日

QQE 拡大



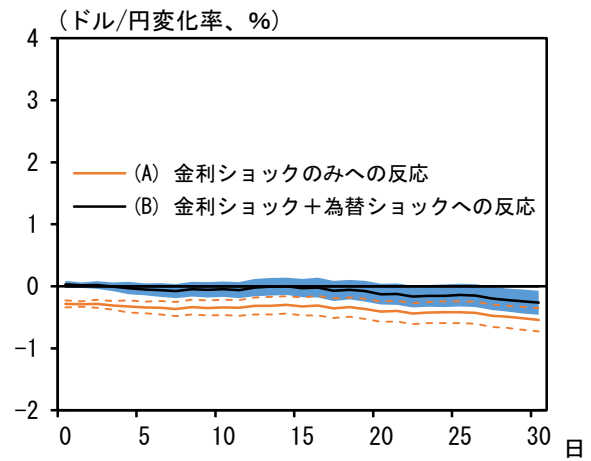
(11) 2016 年 1 月 29 日

マイナス金利政策導入



(12) 2016 年 9 月 21 日

YCC 導入

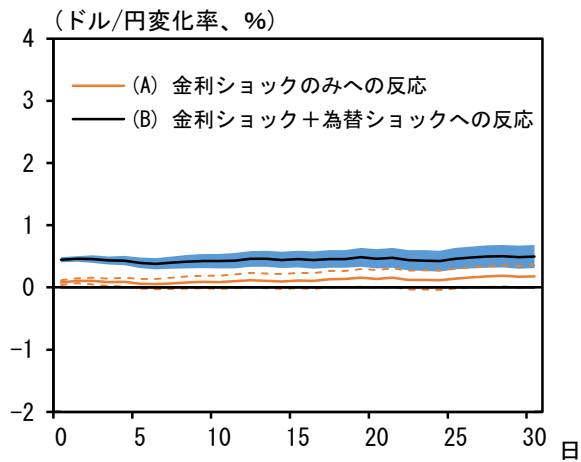


(注) シャドーおよび点線で示した信頼区間は 95% (Newey-West の標準誤差に基づき計算)。

【図表 8】金融政策ショックに対する為替レートへの反応③

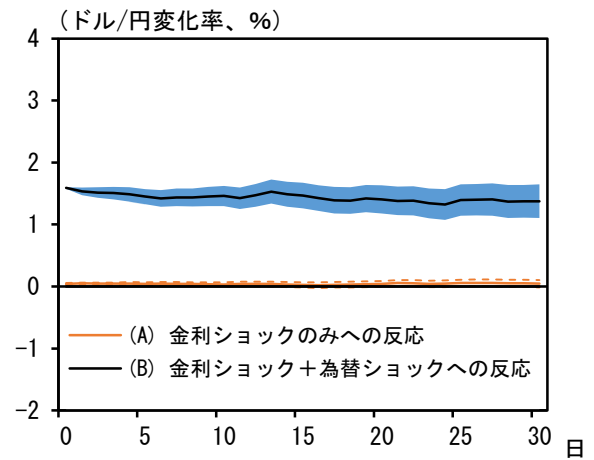
(13) 2018 年 7 月 31 日

金融緩和継続のための枠組み強化



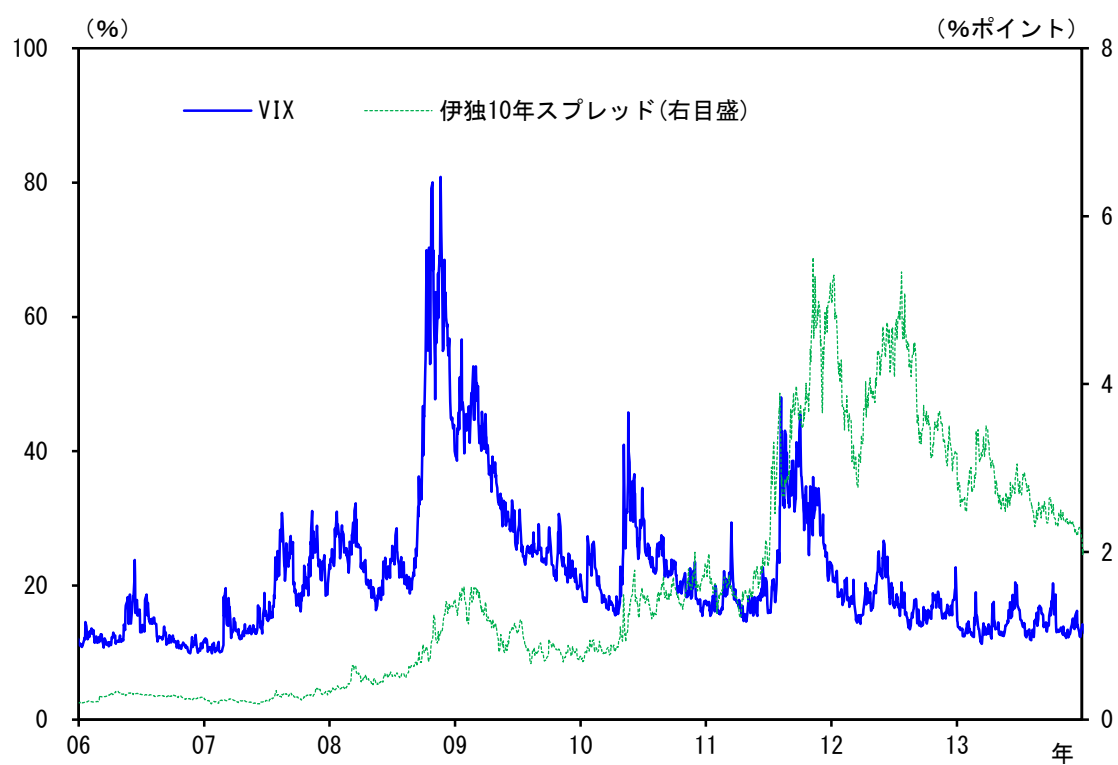
(14) 2022 年 4 月 28 日

連続指値オペ運用明確化



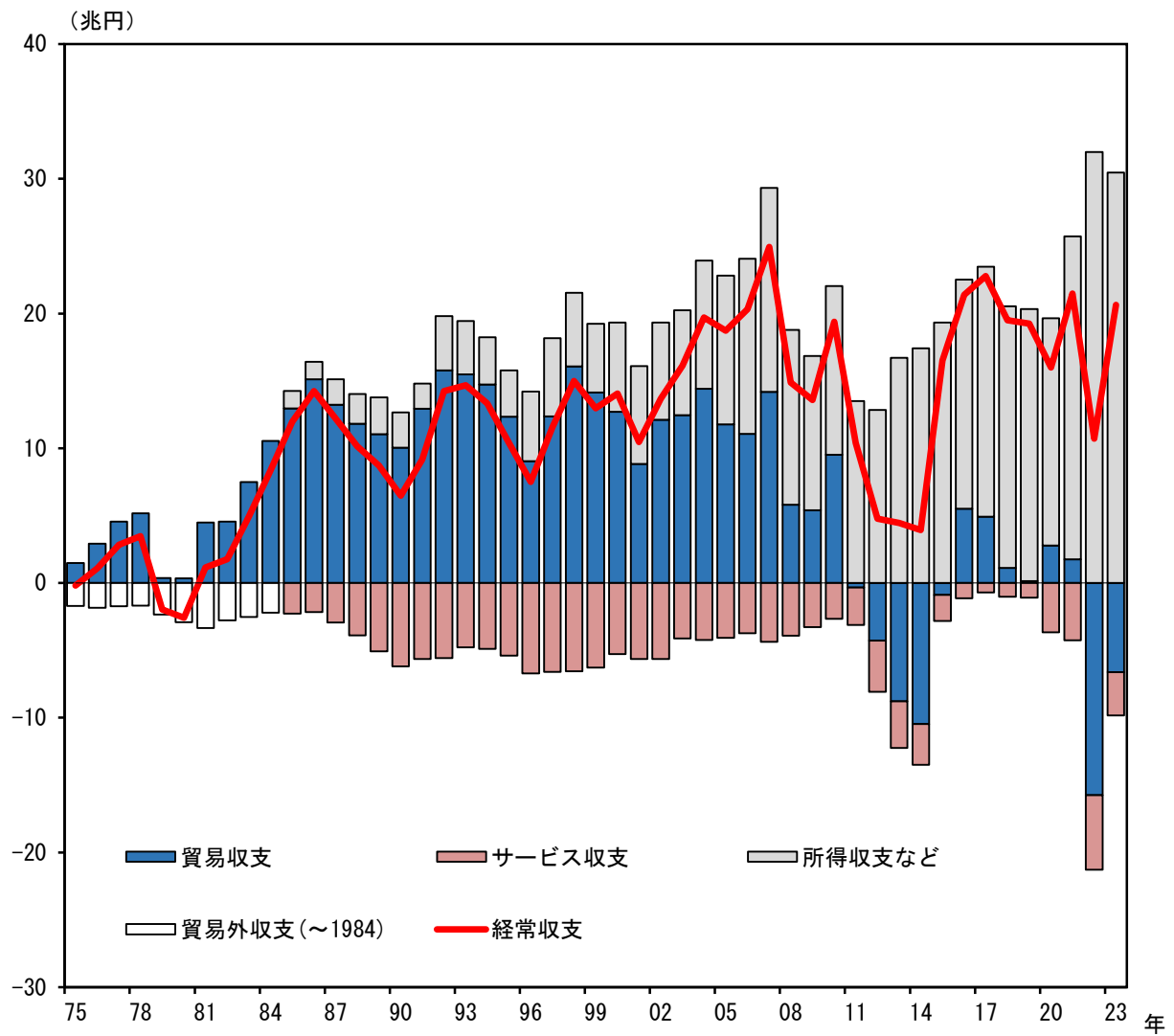
(注) シャドーおよび点線で示した信頼区間は 95% (Newey-West の標準誤差に基づき計算)。

【図表 9】 金融市場のセンチメント関連指標



(出所) Bloomberg

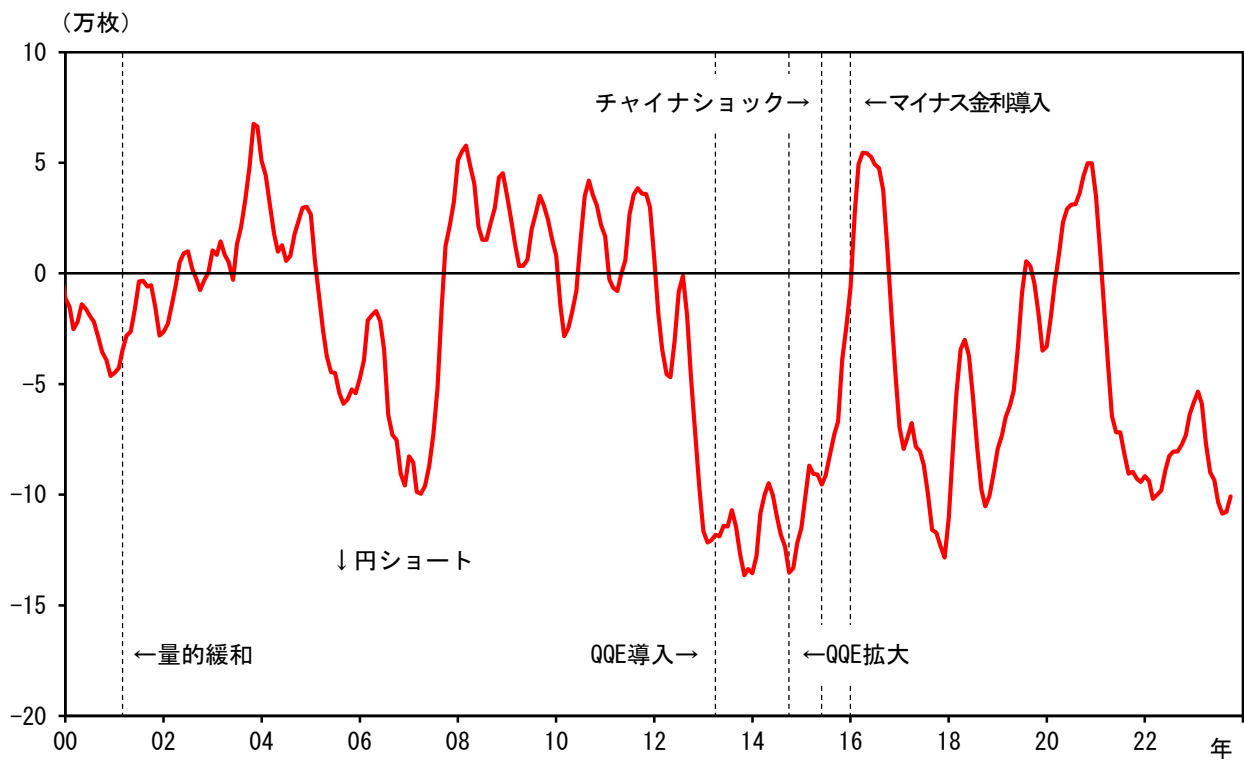
【図表 10】わが国の経常収支と貿易収支



(注) 1984 年以前については、貿易収支とその他で分類。また、国際収支統計のドル表示額を、ドル／円レートで円換算したものであり、1985 年以降の数値とは接続しない。

(出所) 財務省、日本銀行、内閣府

【図表 11】 IMM ネットポジション



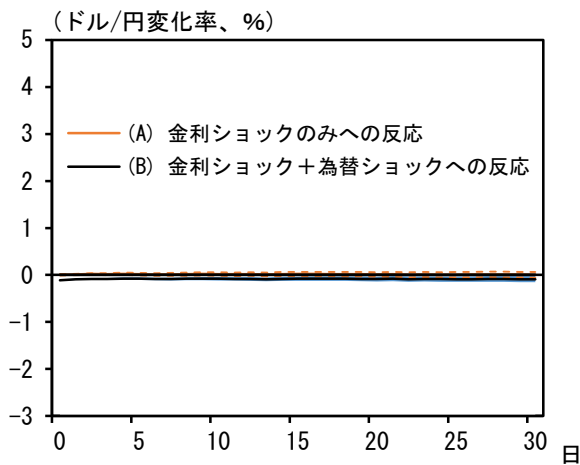
(注) IMM ネットポジションは、円の通貨先物取引におけるノン・コマーシャル（非商業目的）およびノン・レポーダブル（目的別計数非報告分）の対米ドル建玉の合算値。中心5か月移動平均。

(出所) Bloomberg

【図表 A-1】 金融政策ショックに対する為替レートの反応
(日米の金利を別に用いた場合) ①

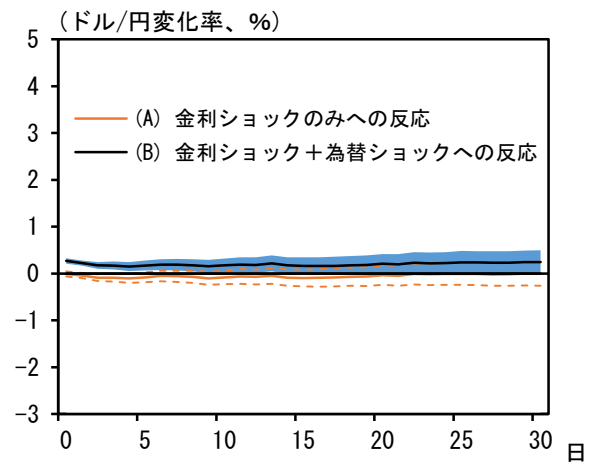
(1) 2003 年 4 月 30 日

量的緩和拡大 (22-27 兆円程度)



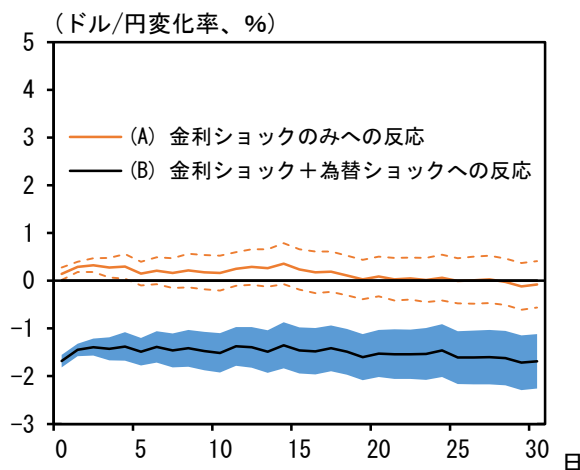
(2) 2003 年 5 月 20 日

量的緩和拡大 (27-30 兆円程度)



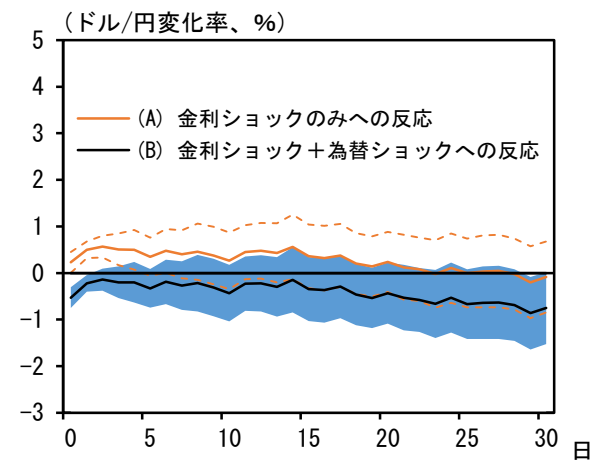
(3) 2008 年 10 月 31 日

政策金利目標の引き下げ (0.5%→0.3%前後)



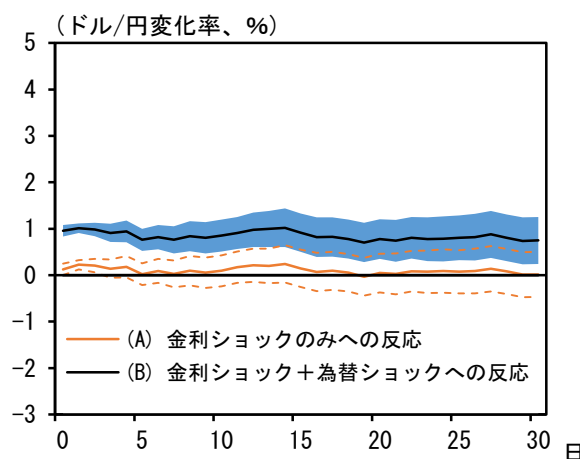
(4) 2008 年 12 月 19 日

政策金利目標の引き下げ (0.3%→0.1%前後)



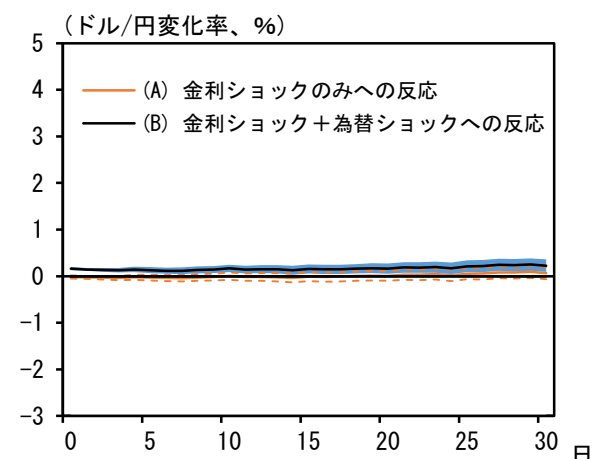
(5) 2009 年 12 月 1 日

固定金利 3 か月共担オペ導入



(6) 2009 年 12 月 18 日

「中長期的な物価安定の理解」の明確化

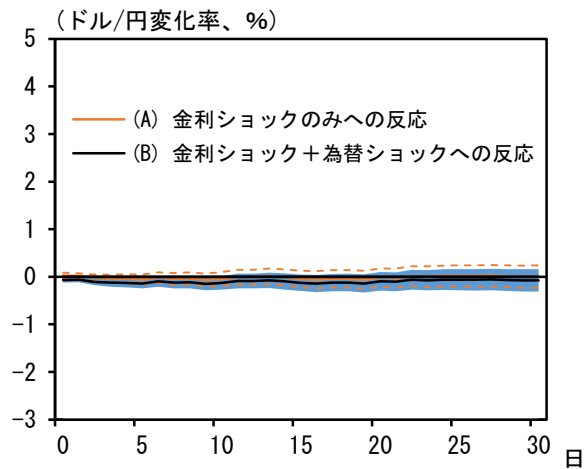


(注) シャドーおよび点線で示した信頼区間は 95% (Newey-West の標準誤差に基づき計算)。

【図表 A-1】 金融政策ショックに対する為替レートへの反応
(日米の金利を別に用いた場合) ②

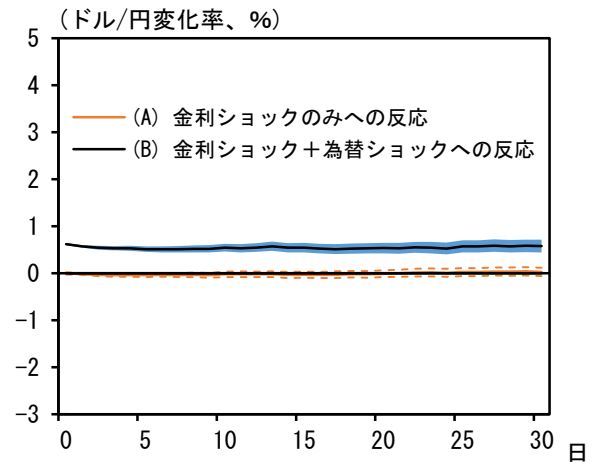
(7) 2010 年 10 月 5 日

包括的金融緩和政策の導入



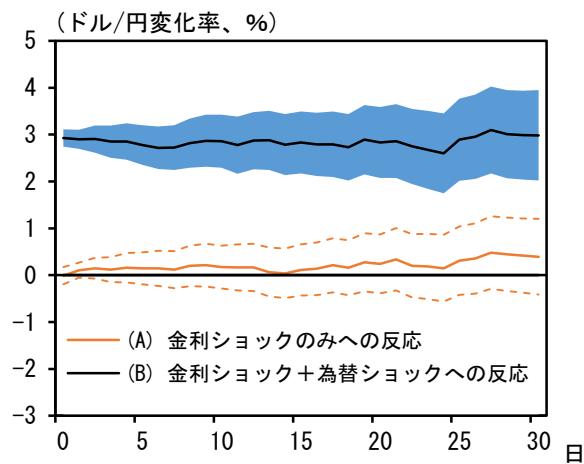
(8) 2012 年 2 月 14 日

「中長期的な物価安定の目途」の導入



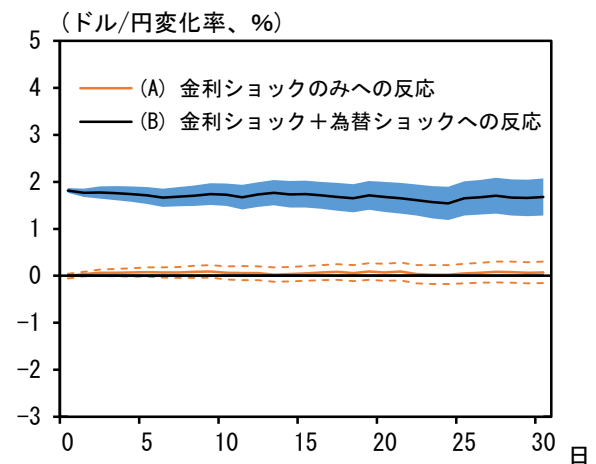
(9) 2013 年 4 月 4 日

QQE 導入



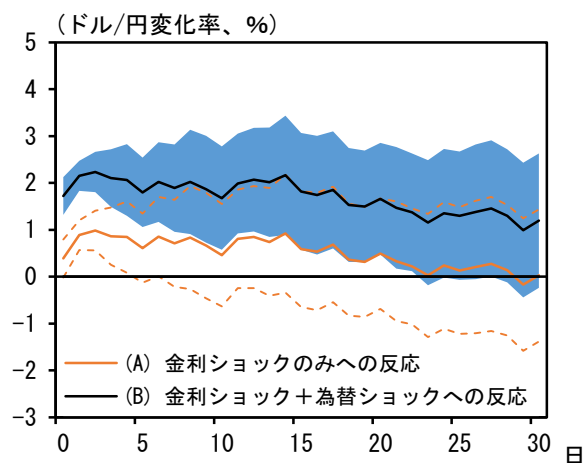
(10) 2014 年 10 月 31 日

QQE 拡大



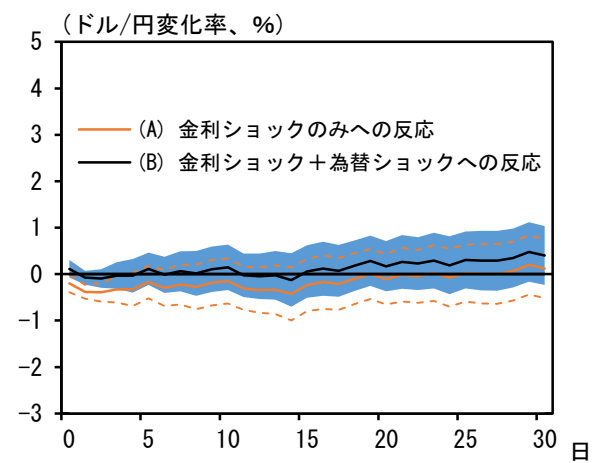
(11) 2016 年 1 月 29 日

マイナス金利政策導入



(12) 2016 年 9 月 21 日

YCC 導入

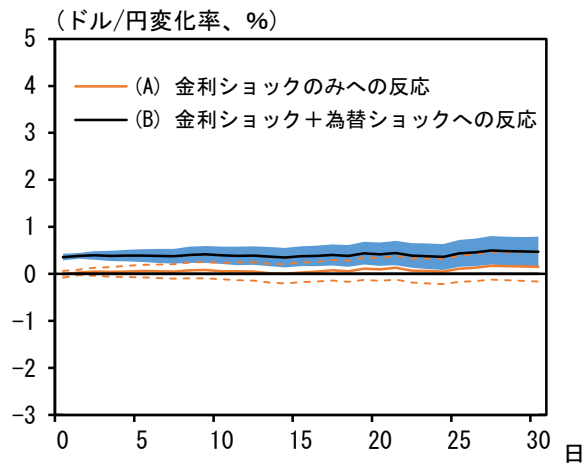


(注) シャドーおよび点線で示した信頼区間は 95% (Newey-West の標準誤差に基づき計算)。

【図表 A-1】 金融政策ショックに対する為替レートへの反応
(日米の金利を別に用いた場合) ③

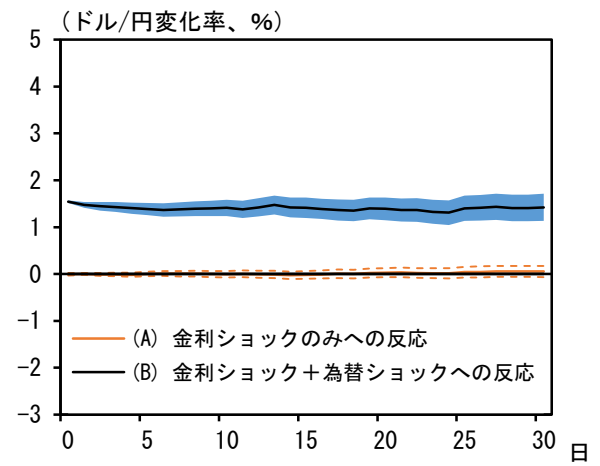
(13) 2018 年 7 月 31 日

金融緩和継続のための枠組み強化



(14) 2022 年 4 月 28 日

連続指値オペ運用明確化

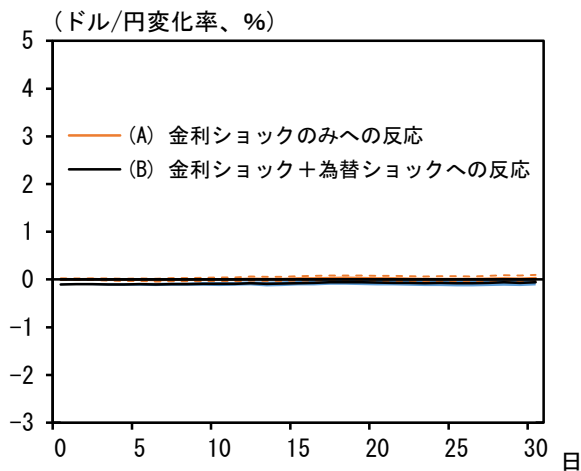


(注) シャドーおよび点線で示した信頼区間は 95% (Newey-West の標準誤差に基づき計算)。

【図表 A-2】 金融政策ショックに対する為替レートへの反応
(期間を分割して推計した場合) ①

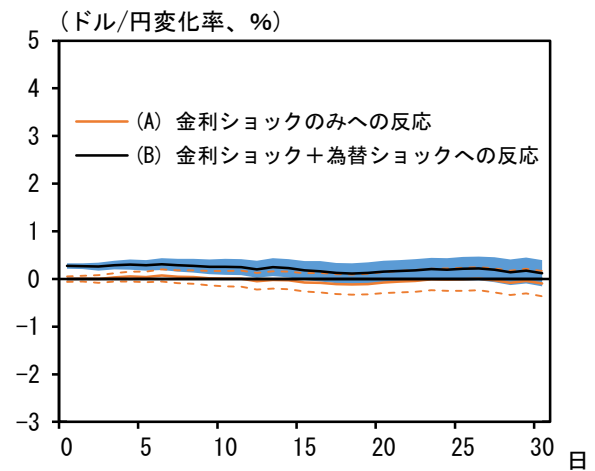
(1) 2003 年 4 月 30 日

量的緩和拡大 (22-27 兆円程度)



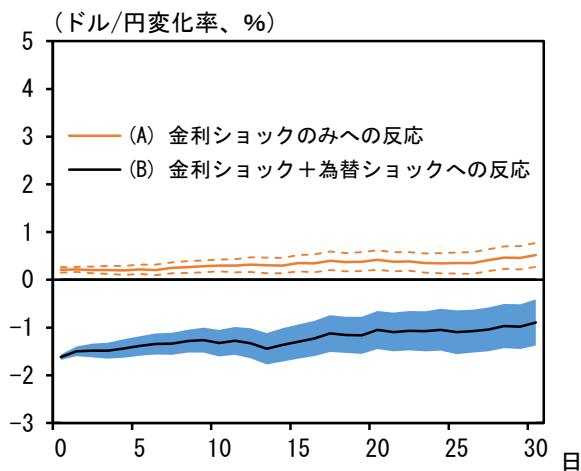
(2) 2003 年 5 月 20 日

量的緩和拡大 (27-30 兆円程度)



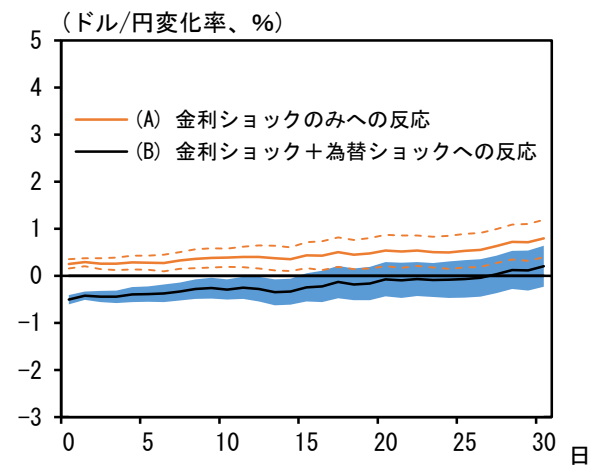
(3) 2008 年 10 月 31 日

政策金利目標の引き下げ (0.5%→0.3%前後)



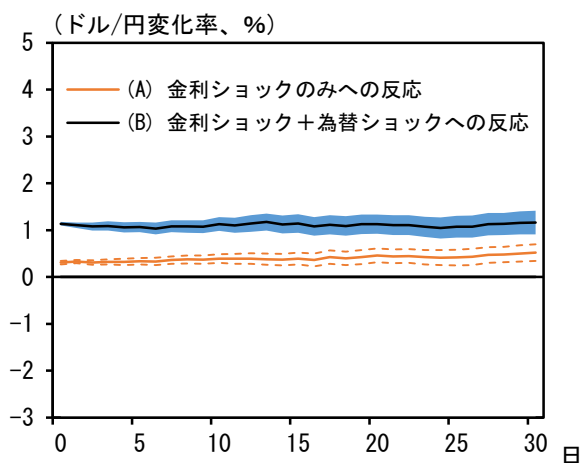
(4) 2008 年 12 月 19 日

政策金利目標の引き下げ (0.3%→0.1%前後)



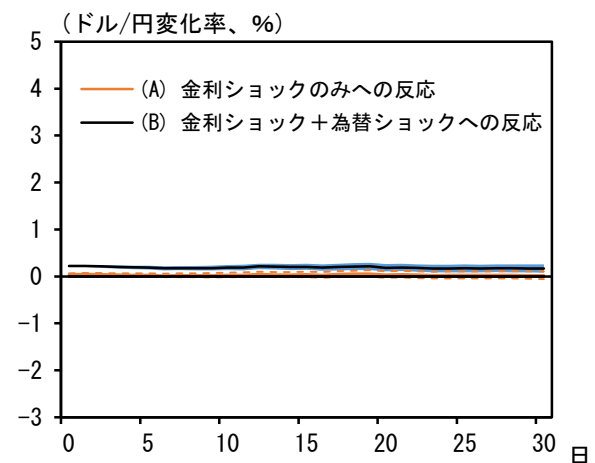
(5) 2009 年 12 月 1 日

固定金利 3 か月共担オペ導入



(6) 2009 年 12 月 18 日

「中長期的な物価安定の理解」の明確化

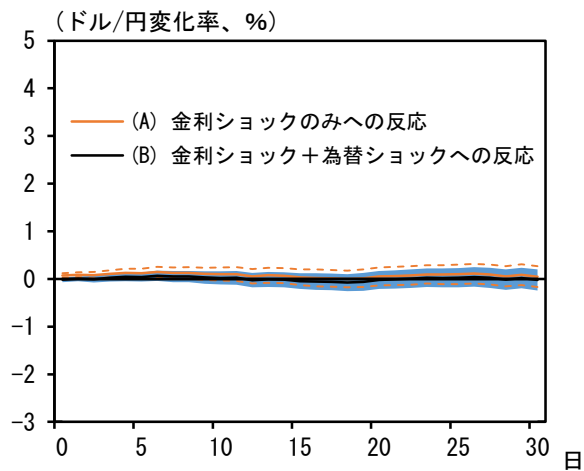


(注) シャドーおよび点線で示した信頼区間は 95% (Newey-West の標準誤差に基づき計算)。

【図表 A-2】 金融政策ショックに対する為替レートへの反応
(期間を分割して推計した場合) ②

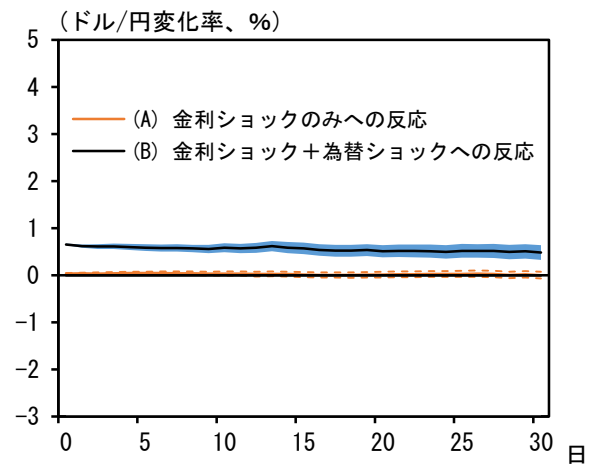
(7) 2010 年 10 月 5 日

包括的金融緩和政策の導入



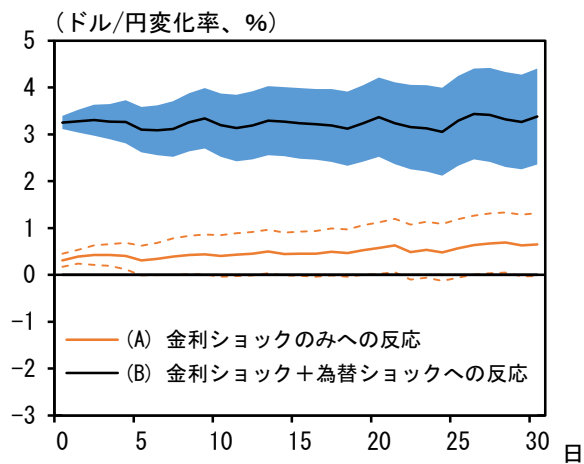
(8) 2012 年 2 月 14 日

「中長期的な物価安定の目途」の導入



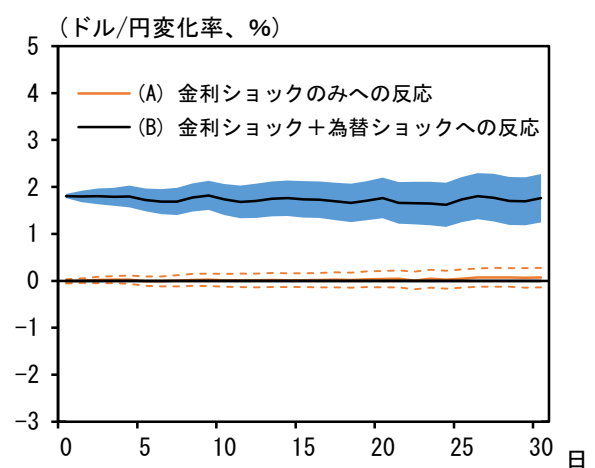
(9) 2013 年 4 月 4 日

QQE 導入



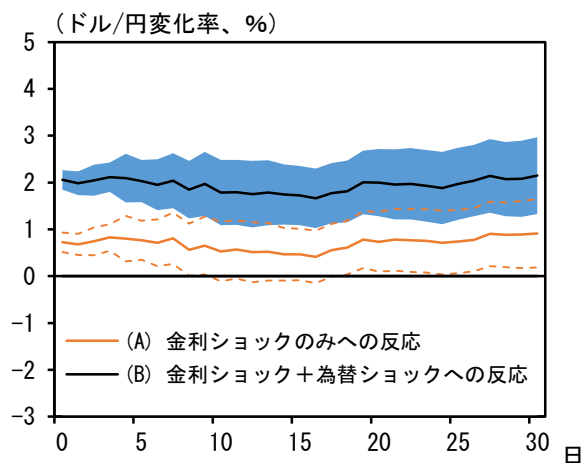
(10) 2014 年 10 月 31 日

QQE 拡大



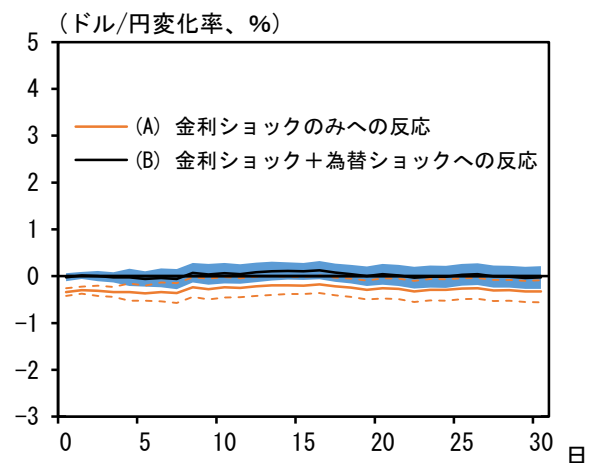
(11) 2016 年 1 月 29 日

マイナス金利政策導入



(12) 2016 年 9 月 21 日

YCC 導入

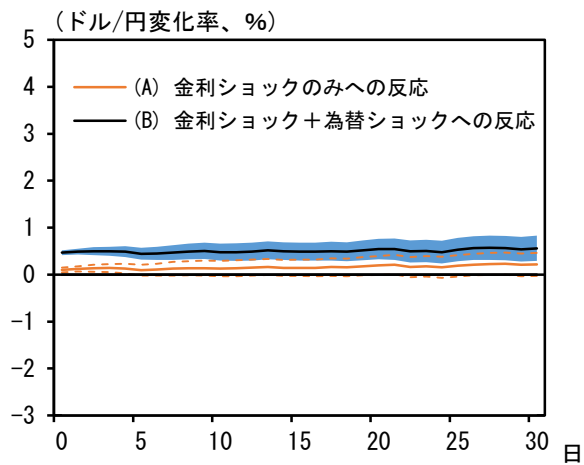


(注) シャドーおよび点線で示した信頼区間は 95% (Newey-West の標準誤差に基づき計算)。

【図表 A-2】 金融政策ショックに対する為替レートへの反応
(期間を分割して推計した場合) ③

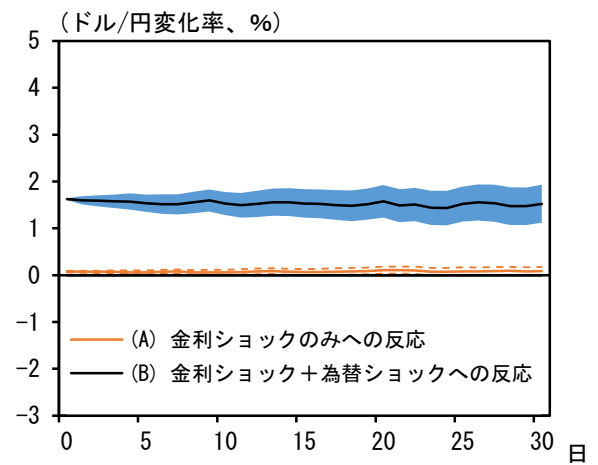
(13) 2018 年 7 月 31 日

金融緩和継続のための枠組み強化



(14) 2022 年 4 月 28 日

連続指値オペ運用明確化



(注) シャドーおよび点線で示した信頼区間は 95% (Newey-West の標準誤差に基づき計算)。