



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

大規模国債買入れのもとでのわが国の長期金利形成

長田充弘*

mitsuhiro.osada@boj.or.jp

中澤崇**

takashi.nakazawa@boj.or.jp

No.24-J-7
2024年6月

日本銀行
〒103-8660 日本郵便（株）日本橋郵便局私書箱30号

*企画局（現・金融機構局）

**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。

大規模国債買入れのもとでのわが国の長期金利形成*

長田 充弘[†] ・ 中澤 崇[‡]

2024年6月

【 要 旨 】

本稿では、日本銀行の国債買入れ、とくに2013年の「量的・質的金融緩和」導入以降の大規模な国債買入れが、わが国の長期金利形成に及ぼしてきた影響について、時系列分析の手法を用いて定量的に分析する。本稿の実証結果をまとめると、第一に、日本銀行による国債買入れの効果を「市場参加者が織り込む将来予想の影響」も勘案した定式化を用いて定量化したところ、国債買入れが金利に及ぼす影響は、日々の国債買入れ（フロー）が流通市場の需給等に影響を及ぼす経路よりも、国債保有（ストック）の増加が市中のリスク配分に影響を及ぼす経路でより強くみられた。第二に、2016年9月に導入されたイールドカーブ・コントロールのもとでは、上述のフロー・ストックの効果に加え、長期金利が許容変動幅の上限に迫った際に、日本銀行による対応が実施されたことやそれを市場参加者が織り込むことを通じて、金利上昇を抑制する効果がみられた。最後に、様々な年限の金利について同様の枠組みによる分析を行ったところ、国債買入れやイールドカーブ・コントロールの枠組みは幅広い年限の金利への影響を持っており、近年の大規模な金融緩和は、イールドカーブ全体を押し下げる効果をもたらしてきたことが確認された。

JEL 分類番号 : G12、E44、E52、E58

キーワード : 非伝統的金融政策、長期金利、国債買入れ、フロー効果、ストック効果、アナウンスメント効果、イールドカーブ・コントロール

* 本稿の作成過程では、荒尾拓人氏、伊藤雄一郎氏、上野陽一氏、落香織氏、開発壮平氏、小枝淳子氏、須藤直氏、高富康介氏、福永一郎氏、中島上智氏、長野哲平氏、中村康治氏、正木一博氏、山本弘樹氏らから有益なコメントを頂戴した。また、分析の初期段階では、吉澤謙人氏、久保倉康弘氏、伊達大樹氏からの尽力を得た。記して感謝の意を表したい。もちろん、本稿のあり得べき誤りは筆者ら個人に属する。また、本稿に示される内容や意見は、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。

[†] 日本銀行企画局（現・金融機構局、mitsuhiro.osada@boj.or.jp）

[‡] 日本銀行企画局（takashi.nakazawa@boj.or.jp）

These tools are often referred to as “unconventional” or “nonstandard” policies. Since I will argue that these tools should become part of the standard toolkit, I will refer to them here as “new” or “alternative” monetary tools. — Ben S. Bernanke [2020]

QE has now been used numerous times in the past two decades for extended periods when the policy rate was at the effective lower bound, so I would say it is no longer unconventional. — Christopher J. Waller [2024]

1. はじめに

日本銀行は、2013年4月に「量的・質的金融緩和」を導入し、そのもとで大規模な国債買入れを行ってきた。2016年9月には、長短金利の操作を行うイールドカーブ・コントロールの枠組みを導入し、長期金利目標を実現するために、より柔軟な形での国債買入れを実施——その意味で、イールドカーブ・コントロールは、量的緩和の一形態である——してきた。その後、2024年3月には、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、「長短金利操作付き量的・質的金融緩和」の枠組みを見直すとともに、国債買入れは、それまでと同程度の金額で継続することとした。こうした日本銀行による国債買入れは、イールドカーブ全体を押し下げ、それを起点として経済・物価に影響を与えてきたと考えられる¹。

世界における金融政策ツールとしての量的緩和(Quantitative Easing)の歴史は、日本銀行が、2001年3月19日に「量的緩和政策」を導入したことに遡る。その際には、金融市場調節の操作目標を短期金利(コールレート)から日銀当座預金残高という「量」の指標に変更したほか、消費者物価指数(除く生鮮食品)の前年比が安定的にゼロ%以上となるまで枠組みを継続するというフォワードガイダンスを導入した。もっとも、当時の「量」の拡大は、短期の資金供給を中心としたものであった。この間、長期国債の買入れを増額する方針も示されたが、これも円滑な資金供給を目的としており、長期金利の押し下げを企図したものは位置付けられていなかった(Shirakawa[2002]、植田[2005])²。その後、米国や

¹ 大規模緩和の経済・物価への影響については、日本銀行による2016年9月の「総括的な検証」や2021年3月の「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」等を参照。「点検」では、大規模な金融緩和が行われなかった場合と比べ、実質GDPの水準は平均+0.9~1.3%程度、消費者物価の前年比は平均+0.6~0.7%程度押し上げられたとの試算結果が報告されている。また、井澤ほか[2024]は、金利の期間構造を勘案したマクロ経済モデル(Q-JEM)を開発したうえで、本稿の結果も用いつつ再評価を実施し、概ね同様の結論を得ている。

² 日本銀行は、2008年秋以降の世界金融危機局面においても、金融市場の安定確保のための措置と位置付けたうえで、長期国債買入れの増額を実施した。

欧州を始めとする主要先進国でも、2000年代後半の世界金融危機への対応をきっかけとして、国債やリスク性資産の買入れを実施するケースが増え、こうした「非伝統的」なツールは、標準的なツールキットの一部とみなされるようになってきた（Bernanke [2020]、Waller[2024]）。そのもとで、長期金利形成への影響に関する学術的知見の蓄積も進んできており、とりわけ近年の研究では、中央銀行が大規模に国債を保有することにより、長期金利を押し下げる効果があるとのコンセンサスが得られるようになってきている（Bernanke [2020]、BIS[2023]等）。

本稿では、こうした学術的な進展を踏まえつつ、日本銀行の国債買入れ、とくに2013年の「量的・質的金融緩和（QQE）」導入以降の大規模な国債買入れが、わが国の長期金利形成に及ぼしてきた影響について、実証的な分析を行う。主な結果は以下の3点にまとめられる。第一に、国債買入れの効果を「市場参加者が織り込む将来予想の影響」も勘案した定式化を用いて定量化したところ、国債買入れが金利に及ぼす影響は、日々の国債買入れ（フロー）が流通市場の需給等に影響を及ぼす経路よりも、国債保有（ストック）の増加が市中のリスク配分に影響を及ぼす経路でより強くみられた。第二に、2016年9月に導入されたイールドカーブ・コントロール（YCC）の枠組みについては、オプション市場に織り込まれている「長期金利の許容変動幅を超過する確率」をその効果の代理変数として用いた定式化により定量化したところ、上記のフロー・ストックの効果に加えて、長期金利が許容変動幅の上限に迫った際に、日本銀行による対応が実施されたことやそうした対応を市場参加者が事前に織り込むことを通じて、金利上昇を抑制する効果がみられた。第三に、様々な年限の金利について同様の枠組みによる分析を行ったところ、国債買入れやイールドカーブ・コントロールの枠組みには幅広い年限の金利に対する影響がみられ、近年の大規模な金融緩和は、イールドカーブ全体を押し下げる効果をもたらしてきたことが確認された。

本稿の以降の構成は、次の通りである。第2節では国債買入れについて、第3節ではイールドカーブ・コントロールについて、それぞれ、先行研究をサーベイしたうえで、わが国の長期金利形成に及ぼす影響経路を整理する。第4節では、そうした考え方と統合的な時系列モデルを構築し、長期金利やイールドカーブ全体への影響について、定量的な評価を試みる。第5節は、結論である。

2. 国債買入れが長期金利形成に及ぼす影響

(中央銀行による国債買入れの影響経路)

中央銀行による国債買入れは、様々な経路を通じて市場における長期金利形成に影響を及ぼすと考えられる。先行研究では、その影響経路について様々な整理がされているが、大別すると、以下の3つの観点に着目したものとなっている³。第一は、その現象面から、①中央銀行が国債を流通市場で買い入れることにより、買入れ時点の国債需給等に影響を与える「フロー効果 (flow effect)」と、②中央銀行が国債を大規模に保有することにより、市中における国債供給等に持続的な影響を与える「ストック効果 (stock effect)」に分ける方法である。この整理は、実際の政策手段(毎月の国債買入れ額やバランスシート上の国債保有額)と対応したものであるため、実務的な利便性が高い。第二は、影響の生じるメカニズムに焦点をあて、①市場の流動性に影響を与えることを通じた「流動性効果 (liquidity effect)」、②市中のリスク配分に影響を与えることを通じた「ポートフォリオ・バランス効果 (portfolio-balance effect)」、③市場参加者が将来の短期金利に関する金融政策スタンスを織り込む「シグナリング効果 (signaling effect)」に分ける方法である。学術研究では、こうした理論的な考え方に基づく構造モデルを構築したうえで分析を行うことが多い。第三は、影響が生じるタイミングの観点から、①実際に買入れや保有が生じたときに発生する「実施効果 (implementation effect)」と、②市場参加者が将来の中央銀行の行動を予想して事前に価格形成に織り込む「アナウンスメント効果 (announcement effect)」に分ける方法である⁴。多くの先行研究で、アナウンスメント効果の重要性が指摘されており、例えば、イベントスタディ分析などの実証結果の解釈にあたっては市場の事前の織り込み度合いについて考慮することが重要である。

国債買入れの効果を論じるうえで、上記の整理はいずれも排反な考え方ではなく、それぞれ密接に関連しあっている。このため、これらの様々な観点を併せみていくことが有用であると考えられる(図表1)⁵。具体的に、国債買入れの

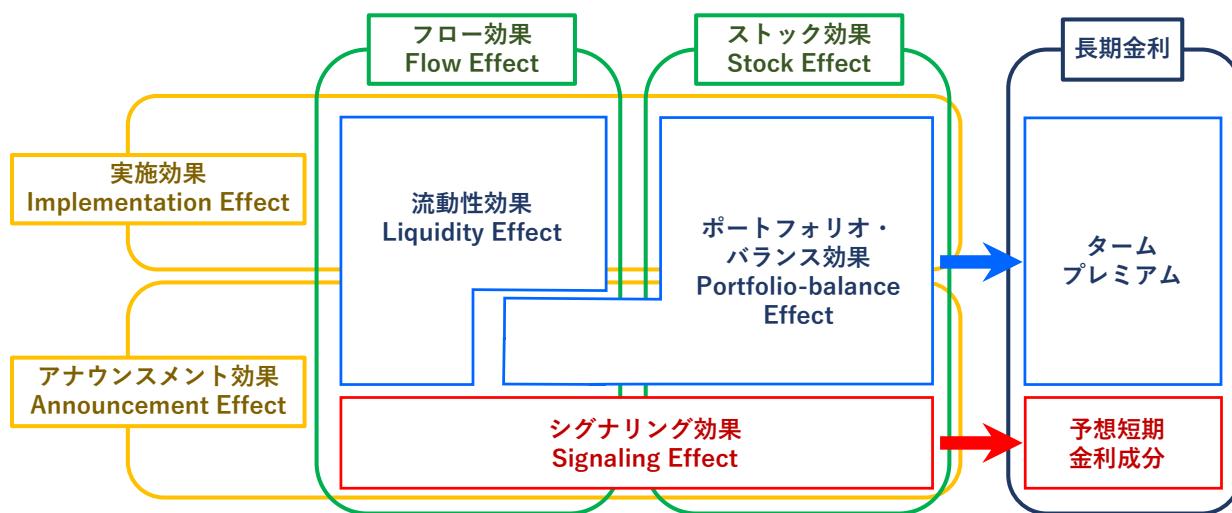
³ 例えば、2000年代の文献としては、Eggertson and Woodford [2003]、Bernanke et al. [2004]、植田 [2005]、鶴飼 [2006]、白川 [2008]、最近の文献としては、Bernanke [2020]、Aoki [2023]、BIS [2023]、Logan [2024]、Schnabel [2024]などが、本稿と概ね同様の観点から整理している。

⁴ ここでの「アナウンスメント」は、中央銀行が買入れ方針等を公表することだけでなく、同様に市場における予想形成に影響を与える中央銀行の行動や情報発信と、広く捉えることとする。

⁵ これらの分類は、図表1に示されるように重なり合う部分が多いほか、必ずしも厳密な定義

「フロー効果」については、買入れ時点の需給に影響を及ぼすことを通じて、対象銘柄の利回りを押し下げると考えられることから、「流動性効果」や「実施効果」との関係が強いと考えられる。また、国債保有による「ストック効果」は、中央銀行が国債を市中（中央銀行を除く経済主体）から買い上げ、市中に供給される金利リスク量を吸収することによって金利を押し下げる「ポートフォリオ・バランス効果」を通じる面が大きいと考えられる。最後に、「アナウンスメント効果」は、買入れや国債保有に関するアナウンスメントが、先行きの金融政策スタンスを示唆することを通じて、長期金利形成に影響を与えると考えられる。先行きの買入れや国債保有の効果が事前に織り込まれる場合には、「流動性効果」や「ポートフォリオ・バランス効果」が実際の買入れの前に生じる可能性があるほか、それによって先行きも金融緩和が継続するとの予想が形成されるような場合には、「シグナリング効果」として金利形成に影響を与える可能性もある⁶。

図表 1. 国債買入れの長期金利形成への影響経路の整理



が存在するわけではないため、論者や場面によって各分類の意味する範囲が幾分異なりうることに留意が必要である。また、図表 1 で示している影響経路のほかにも、例えば、景気の改善期待やインフレ予想の変化を通じた効果（default risk channel、inflation channel）等が指摘されている（Krishnamurthy and Vissing-Jorgensen [2011]、Ueda [2012]）。

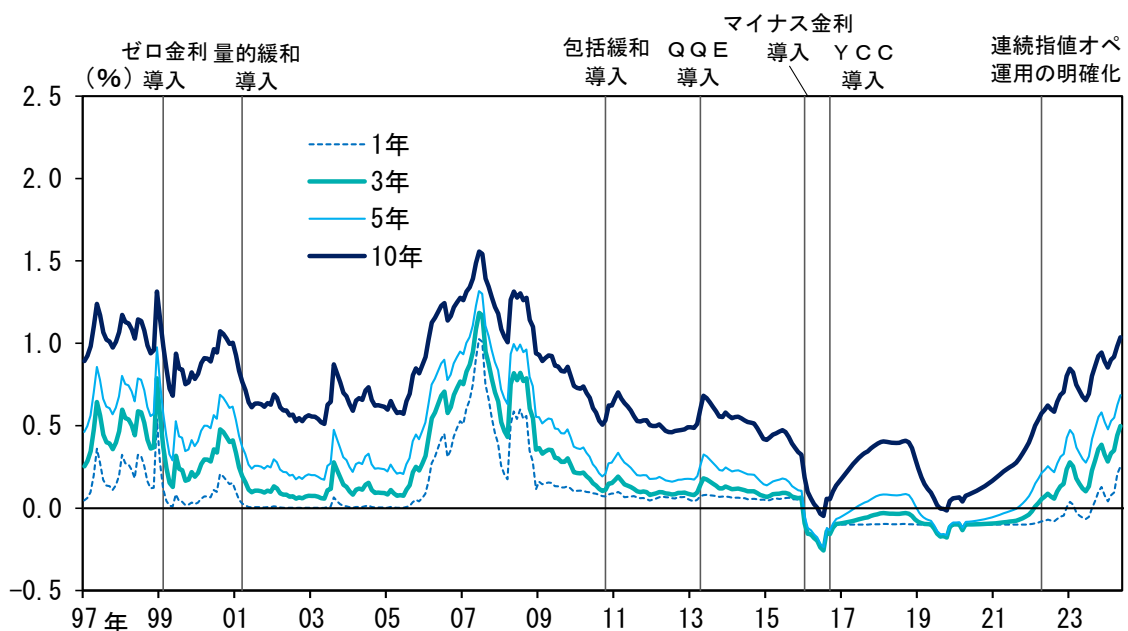
⁶ そもそも、各国の中央銀行が非伝統的な金融政策ツールを採用するようになった背景は、短期金利が実効金利下限（effective lower bound）に近づき、短期金利操作という伝統的な手段を用いて金融調整を行うことができなくなったことにある。短期金利のフォワードガイダンスや「量」へのコミットメントにより、短期金利が長期間にわたって低位に保たれるという予想を形成することで（「シグナリング効果」を通じて）中長期金利を押し下げ、経済・物価動向に働きかける試みについては、わが国のゼロ金利政策導入当時（1999 年）から議論されていた（白塚・藤木 [2001]、Bernanke and Reinhart [2004]、植田 [2005]）。

(シグナリング効果と長期金利の予想短期金利成分)

以上の整理のもと、多くの先行研究では、金利の期間構造モデルを用いることによって、長期金利を「先行きの短期金利予想の平均値として計算される部分（予想短期金利成分）」とそれ以外の部分である「タームプレミアム」に、分解したうえで分析するアプローチが採用されている。シグナリング効果は、その定義により「予想短期金利成分」への影響として捕捉され、それ以外の効果は「タームプレミアム」への影響として捕捉されることになるため、分析結果を解釈しやすいという利点があるためである。

図表 2 は、Imakubo and Nakajima [2015]による実効金利下限制約を勘案した金利の期間構造モデルを用いて推計した「予想短期金利成分」である⁷。

図表 2. 年限別金利の予想短期金利成分



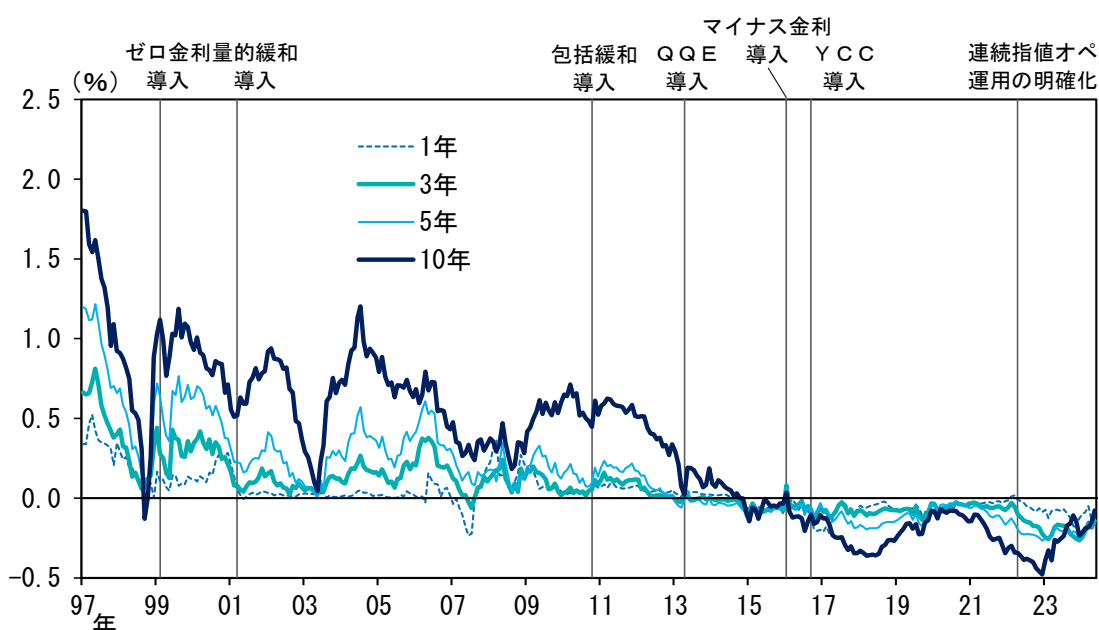
(注) 直近は 2024 年 5 月。

(出所) Bloomberg

⁷ 本稿では、Imakubo and Nakajima [2015]による金利の期間構造モデルについて、近年の状況を踏まえ、以下の 2 点を変更している。第一に、「マイナス金利政策」導入後にはその実効金利下限が低下したと考えられることから、2016 年 1 月以降の値を、各時点における 1~6 か月 O I S レートとコールレート、政策金利残高の付利金利 (▲0.1%) のうち、最も低い値としている (市場で考えられる実効金利下限が時とともに変化すると想定)。第二に、金利の期間構造を推計するため 2、5、7、10 年金利が用いられていたが、イールドカーブ・コントロールでは 10 年国債金利が操作対象となっているため、推計結果がその直接的な影響を受けないように、10 年金利の代わりに 15 年金利を用いることとした。

その動きをみると、先行研究（鶴飼[2006]や Aoki [2023]等）において指摘されるように、2000 年代の量的緩和導入後に、長期金利の予想短期金利成分が大きめに低下しており、短期金利が長期間にわたって低位に保たれるという予想形成を通じた「シグナリング効果」が生じていたことが示唆される⁸。他方、その後の「包括的な金融緩和政策（包括緩和）」やQQEの導入時には、むしろ上昇しているが、これには当時みられた米金利の上昇の影響や、緩和による景気改善期待が生じたことなども背景にあった可能性がある。

図表 3. 年限別金利のタームプレミアム



(注) 直近は 2024 年 5 月。

(出所) Bloomberg

他方、長期金利のタームプレミアムの推移をみると（図表 3）、2000 年代は、やや振れが大きいなかで、0.5%から 1.0%程度で推移した後、2012 年頃から大きく低下し、2015 年以降の過去 10 年程度はマイナス圏での推移となっている。この点、先行研究では、Oda and Ueda [2007]は、2005 年までの国債買入れの効果について、タームプレミアムを通じた効果は統計的に有意に検出されなかった

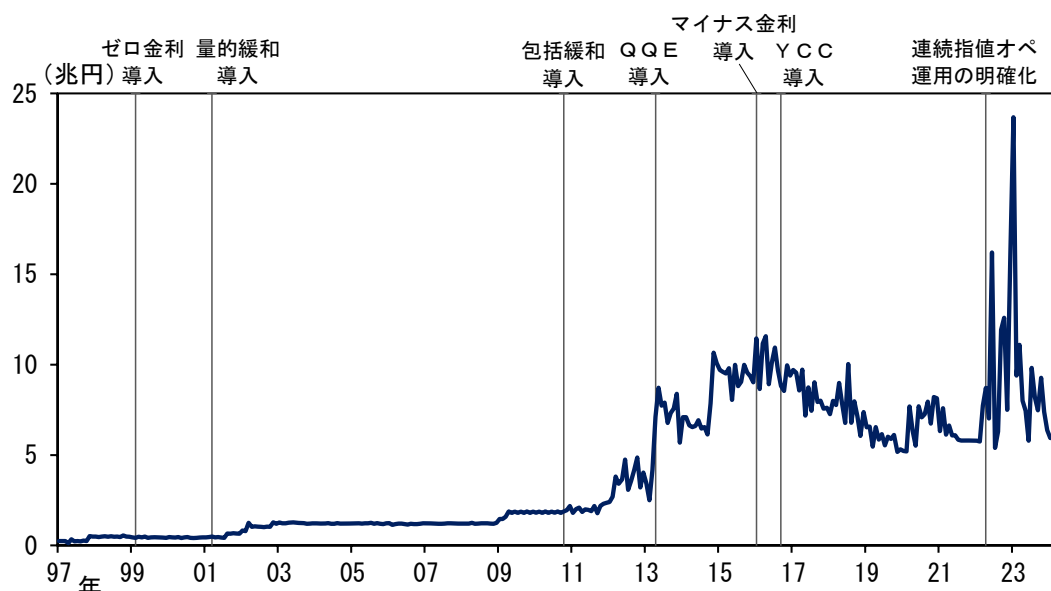
⁸ 1999 年のゼロ金利導入後にも、「デフレ懸念の払拭が展望できるような情勢になるまでゼロ金利政策を継続する」とのコミットメント（時間軸政策）のもとで、予想短期金利成分の低下がみられている（白塚・藤木[2001]、鶴飼[2006]等）。また米国でも、Bauer and Rudebusch [2014]等が、米国で実施された LSAPs (Large-Scale Asset Purchases)が、予想短期金利成分への影響を通じて長期金利を押し下げる効果がみられたと報告している。

と報告しており、同時期の長期金利の低下は、基本的に予想短期金利成分を通じたものであったと指摘している。その背景として、Shirakawa [2002]は、日本銀行の買入れ額が国債市場全体に占める比率がそもそも小さかったことを指摘している。他方、2013 年以降の大規模な国債買入れについては、タームプレミアムを中心に長期金利の低下がみられたとの報告が多い（Fukunaga et al. [2015]、Katagiri and Takahashi [2017]、Sudo and Tanaka [2021]等）。

（国債買入れのフロー効果）

日本銀行による毎月の国債買入れの規模をみると（図表 4）、①2001 年 3 月の量的緩和導入、②2010 年 10 月の包括緩和導入時に増加がみられているが、③2013 年 4 月の QQE 導入、④2014 年 10 月の QQE 拡大時の増加と比べると小規模となっている。その後、⑤2016 年の YCC 導入以降は、国債買入れ額が幾分減少してきたが、⑥2022 年以降の内外金融市場において金利上昇圧力がみられた局面では、YCC の許容変動幅の上限において指値オペを実施したこともあって、国債買入れ額が大幅に増加した。

図表 4. 国債買入れ額（実額、月次）



（注）直近は 2024 年 4 月。決済日ベース。

（出所）日本銀行

2022 年以降に頻繁に実施された指値オペによる多額の買入れは、2022 年 4 月に連続指値オペの運用を明確化し、指値オペによって長期金利の許容変動幅の上限を厳格に定めたことによって生じたものである。その意味で、本稿では、こ

の時期の国債買入れフローの増加が金利形成に及ぼした影響は、後述する Y C C の効果に含めて整理することとする。

こうしたやや特殊な状況以外でも、一般的に、中央銀行による国債買入れは、買入れ時点の流通市場の需給に直接的な影響を及ぼすことを通じた効果（「流動性効果」）を持つと考えられる。とくに、2013 年以降については、長めの年限の国債が買入れ対象に加えられたこともあって、長期金利を押し下げる効果が相応に生じていた可能性がある。また、先行研究では、こうした効果は、国債に限らず幅広い資産買入れにおいて、流動性プレミアムやリスクプレミアムが高まる危機時に強まる傾向があるとも指摘されている⁹。

ただし、同時に様々な先行研究では、こうした効果は基本的に、買入れ対象銘柄とその代替資産に対する一時的な影響に止まる面が大きいとも指摘されている。例えば、Bernanke [2020] は、流動性効果は、理論的には短期的な影響に止まるはずであるが、様々な実証研究は国債買入れが持続的な効果を持つことを示唆しており、ストック効果が大きいとみた方が理論と整合的であると指摘している。この点、わが国においては、Sudo and Tanaka [2021] が、動学的一般均衡モデルを用いた分析により、フロー効果と比して、ストック効果の影響が支配的（金利押し下げ効果の 9 割以上を占める）との結果を報告している。他方で、BIS [2023] 等が指摘するように、中央銀行が買入れを行うと、市場でその買入れスタンスが注目され、そこから先行きの金融政策スタンスや国債買入れスタンスが予想されることを通じて金利形成に影響を及ぼす面もあると考えられる。後述の実証分析では、こうした可能性についても勘案しつつ効果の定量化を行う。

（国債保有によるストック効果）

中央銀行の国債保有（ストック）が「ポートフォリオ・バランス効果」を通じて長期金利形成に与える影響について考察するうえでは、理論面から以下の 3

⁹ 例えば、BIS [2023] は、新型コロナウイルス感染症拡大期の各中銀の大規模な資産買入れの効果について整理しているほか、Logan [2024] や Schnabel [2024] は、局面による資産買入れの効果の違いについて論じている。資産買入れが社債利回りに及ぼす影響については、中銀による危機対応策が、景気改善期待を生じさせることを通じて信用リスクプレミアムに影響する経路（default risk channel）も指摘されている（Gilchrist and Zakrajšek [2013]、Gilchrist et al. [2021] 等）。わが国における社債買入れについても、そのフロー効果・ストック効果により社債市場の機能度を改善させる経路が存在するとの実証結果が報告されている（落・長田[2024]）。

つのポイントがある。第一に、「特定期間選好を有する投資家」の存在である (Vayanos and Vila [2021])。金融部門の中でも年金・保険などは、その負債構造から、すべての年限の債券を無差別に需要するわけではなく、比較的長めの年限の債券を需要する傾向にあるが、そうしたもとで長期年限の債券の市中供給量が減少すると、年限間の不完全な代替によって、長期金利が押し下げられることとなる¹⁰。第二に、投資家はバランスシート運営にあたって、「金利リスク (duration risk)」を勘案することである (Krishnamurthy and Vissing-Jorgensen [2011])。債券の年限が長いほど、その金利リスクは大きいため、年限の短い国債の買入れと、年限の長い国債の買入れは、同額であっても後者の方が金利への影響は大きくなると考えられる。

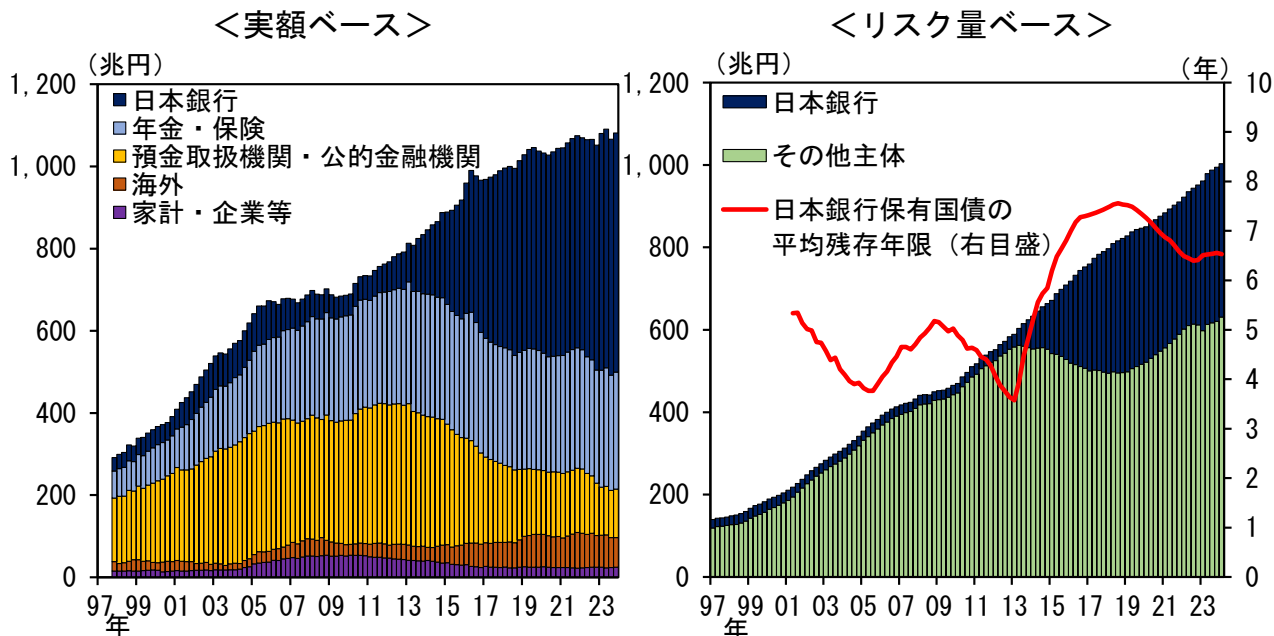
これらの点について、わが国における国債発行残高の推移をみると (図表5)、全体では増加トレンドがみられるなかで、2013年のQQE導入後、日本銀行による保有が大幅に増加し、その保有比率は、2017年以降は4割を超え、最近では5割程度となっている。その一方で、日本銀行以外の主体 (預金取扱機関、家計・企業等) の保有は減少している。リスク量ベースに換算した場合でも、2013年以降、日本銀行は年限が長めの債券の買入れを増やしており、保有国債の平均デュレーションも大きく上昇していることから、市中の金利リスク量を吸収していることがわかる。ただし、2019年以降は、日本銀行以外の保有主体の平均デュレーションも上昇しており、市中の金利リスク量はやや増加している。

第三は、「アナウンスメント効果」の存在である (Bernanke [2020])。すなわち、国債買入れの効果は、フォワード・ルッキングな側面を有しており、市場における将来の国債供給量の予想の変化を通じて各時点の長期金利に影響を及ぼしうる。この点を、需要・供給曲線の枠組みで整理すると (図表6)、まず、①上述のとおり、中央銀行の保有国債残高 (ストック) の増加は、市中の金利リスク量を減少させ、市場参加者の新たなリスクテイクを通じて金利 (タームプレミアム) を低下させると考えられる。ここで、②市場参加者が先行きの国債買入れを予想した場合には、将来の金利低下が予想されるために、これを事前に織り込む形で需要曲線がシフトすると考えられる。こうした場合、ストック効果による金

¹⁰ 中央銀行の国債買入れの効果に関する学術研究においては、Vayanos and Vila [2021]による特定期間選好 (preferred-habitat) モデルによる整理が広く受け入れられている。米国についてはKrishnamurthy and Vissing-Jorgensen [2011]やGagnon et al. [2011]、D'Amico and King [2013]などが、欧州についてはAltavilla et al. [2015]などが、わが国についてはFukunaga et al. [2015]などが、この考え方を踏まえながら実証分析を行っている。

利低下は、実際の買入れが行われる前に——すなわちアナウンスメント効果が——生じる可能性がある。

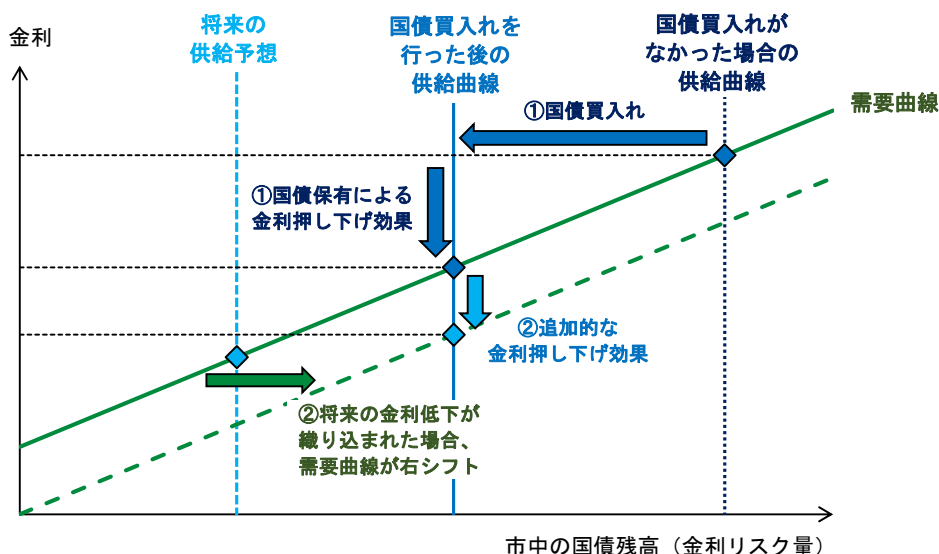
図表5. 主体別の国債保有額



- (注) 1. 左図は、資金循環統計における国債保有残高（時価ベース。国庫短期証券を除く。2010年3月までは、統計上の制約から割引短期国庫債券を含む）。直近は2023年第4四半期。
 2. リスク量ベースは、年限別の残高データを用いてリスク量を10年物換算した値。直近は2024年第1四半期。日本銀行保有分の2001年5月以前は一定の仮定に基づく試算値（計算方法については補論1を参照）。

(出所) 日本銀行

図表6. 国債保有によるストック効果（概念図）



国債保有のストック効果について、アナウンスメント効果も勘案してその効果を定量化した先行研究をみると、Li and Wei [2013]や Ihrig et al. [2018]は、米国について、FRBの将来の資産保有残高についての予想に係るショックが、市場参加者の期待形成を通じて、各時点のタームプレミアムに与える影響を実証的に分析した。これらの研究では、市場参加者が、①FRBが、公表している国債買入れ計画に沿って行動すると仮定し、先行きの国債保有残高を予想する、②さらにその背後で生じる市中の国債保有残高についての予想も形成される、と想定しており、FRBが国債買入れを継続する（オープンエンド型の国債買入れを実施する）と発表した際ほど、発表時点の長期金利水準を大きく押し下げる効果がみられたと報告している¹¹。また、Chung et al.[2023]は、FRBの国債買入れルールを比較的機械的な形で仮定したうえで¹²、その将来のバランスシート規模について予想される変化が、現在のタームプレミアムに影響を与える、というメカニズムを組み込んだマクロ経済モデル（FRB/US）を開発し、国債買入れ政策が経済・物価情勢や市場動向に与える影響を試算している。

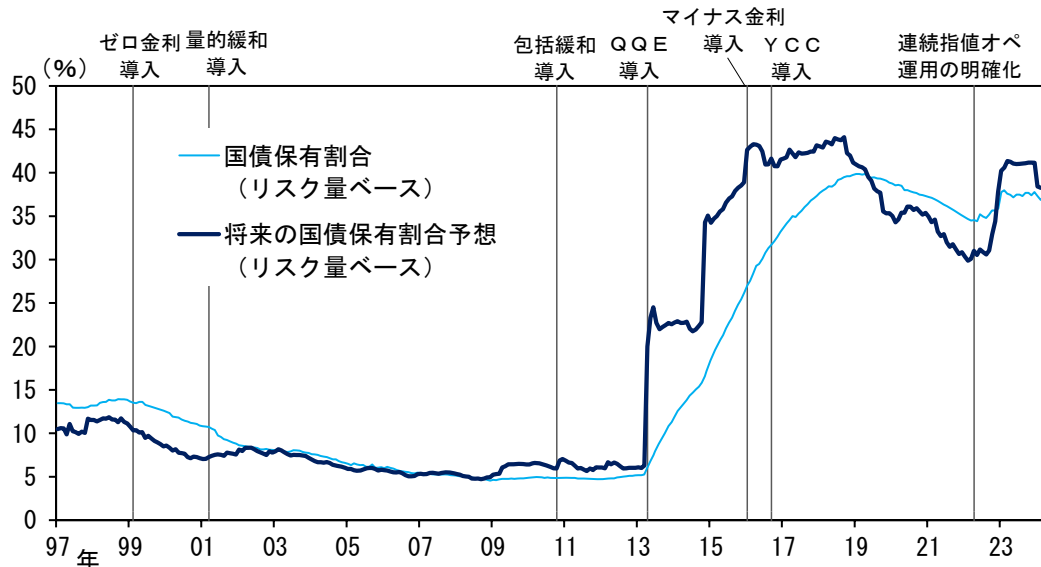
本稿では、これらの先行研究を参考にして、市場参加者が織り込む将来予想の影響も勘案したストック効果を計測するため、一定の仮定のもと、「日本銀行の国債保有額に関する将来予想」というデータを作成した¹³。これは、市場参加者が、日本銀行による実際の国債買入れや月間買入れ予定額をみて、将来の国債保有残高を予想すると仮定し、各時点における2年後の予想保有額を算出したものである。さらに、その間の国債発行額についても機械的な仮定を置いたうえで、「将来の国債保有割合予想」を算出した（図表7）。その推移をみると、2013年4月のQQE導入時には、急激に高まる形となっていた。このように、将来の予想保有割合は、政策アナウンス時に、実際の保有割合の変化を先取りする形で大きく変化することがわかる。

¹¹ Li and Wei [2013]や Ihrig et al. [2018]は、国債買入れだけでなく、住宅ローン担保証券（MBS）買入れの効果についても、同様のフレームワークで分析を行っている。

¹² Chung et al. [2023]における国債買入れルールは、①FF金利が実効金利下限に到達した場合にバランスシートの拡大を進める、②経済・物価動向が改善して利上げした後には、一定の期間を置いてQTを実施する、というものである。短期金利に関する政策ルールは、経済・物価情勢に依存してきまるモデルとなっていることから、国債買入れについても、同様に経済・物価情勢次第で先行き予想が変わることとなる。

¹³ 作成方法の詳細は、補論1を参照。

図表 7. 日本銀行の国債保有割合の将来予想（リスク量ベース）



(注) 推計方法は補論 1 を参照。直近は 2024 年 4 月。

(出所) 日本銀行

後述の第 4 節では、このように「市場参加者が織り込む将来予想の影響」も勘案しつつ、本節で論じた各種の経路を通じた効果が、実際にどの程度の寄与で長期金利に影響を与えていたかについて、定量化を試みる。以上の理論的な考え方に沿って政策効果を定量的に評価していくことは、その結果の解釈や政策インプリケーションを得ていくうえで、有益な視座を与えると考えられる。

3. イールドカーブ・コントロールが長期金利形成に及ぼす影響

(イールドカーブ・コントロールの枠組みのもとでの長期金利の動向)

日本銀行が2016年9月に導入したイールドカーブ・コントロール（YCC）は、短期政策金利を▲0.1%、10年物国債金利の操作目標をゼロ%程度とする「金融市場調節方針」に沿ってイールドカーブが形成されるよう、国債買入れを実施する枠組みである。YCCの導入時には、その実効性を高めるため、新たな調節手段として「指定利回りによる国債買入れ（指値オペ）」を導入し、金利が大きく上昇した場合など、必要に応じて、イールドカーブが「金融市場調節方針」と整合的になるように指値オペを実施できるようにした。

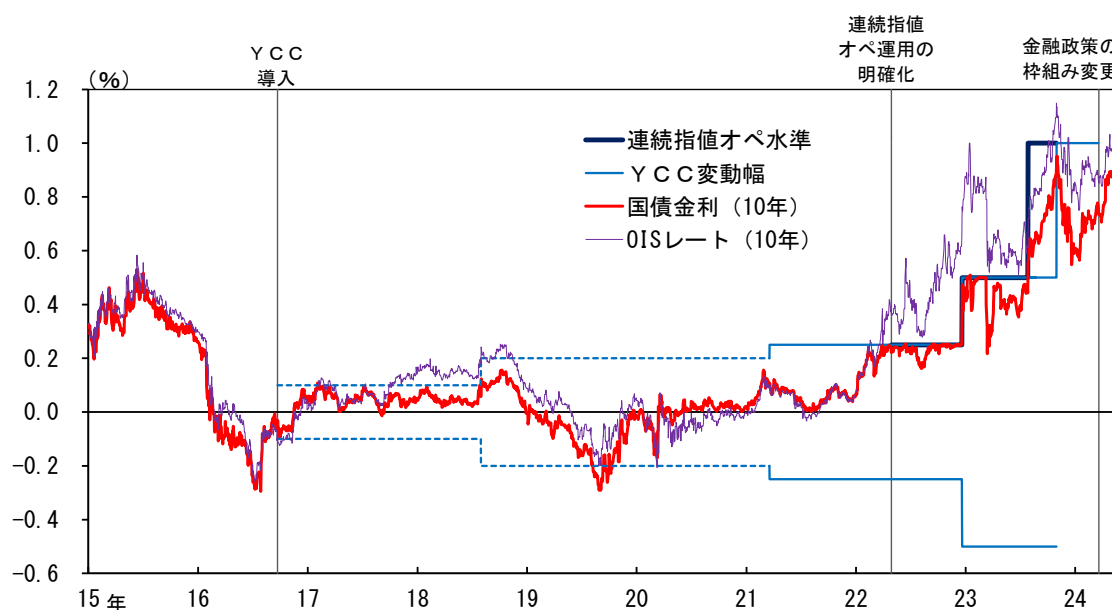
YCCの枠組みにおける10年物国債金利の許容変動幅は、導入時から2018年7月にかけては明示されていなかったものの、市場からは、指値オペの実施動向などから「±0.1%程度」と認識されており、実際にそうした狭いレンジの範囲内で推移していた。その後、日本銀行は、2018年7月に「強力な金融緩和継続のための枠組み強化」を決定した際に、長期金利の変動幅について、「概ね±0.1%の幅から、上下にその倍程度変動しうる」ことを示した。また、2021年3月に「より効果的で持続的な金融緩和を実施していくための点検」を実施した際には、変動幅を「±0.25%程度」と明確化したうえで、必要な場合に強力的に金利の上限を画すための「連続指値オペ制度」を導入した。

更に、2022年以降は世界的な金利上昇を受けて、わが国の長期金利にも上昇圧力がかかり、0.25%程度まで上昇する局面もみられた。こうしたもと、2022年4月には、連続指値オペの運用を明確化し、明らかに応札が見込まれない場合を除き、毎営業日、「0.25%」の利回りでの指値オペを実施することとした。その後、①変動幅を「±0.5%程度」に拡大（2022年12月）、②変動幅の用途を「±0.5%程度」としたうえで、毎営業日の指値オペを実施する利回り水準を「1.0%」と設定（2023年7月）、③長期金利の上限の用途を「1.0%」とし、機動的なオペ運営で金利操作（2023年10月）¹⁴、とYCCの枠組みのもとで、運用の柔軟化を行った。前述のように、2024年3月には、日本銀行は、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り、YCCの枠組みはその役割を果たしたと判断し、金融政策の枠組みを見直している。

¹⁴ 2023年10月には、指値オペの利回りは、金利の実勢等を踏まえて、適宜決定することとした。

この間の長期金利の推移をみると（図表8）、2022年以前は概ね許容変動幅の範囲内で推移していたが、海外からの金利上昇圧力にみまわれるようになると、長期国債金利が変動幅の上限近傍で推移する局面がみられた。こうした局面では、同時に、10年物のスワップ金利（OISレート）は、その値を大きく上回り、10年物国債金利と大きく乖離する傾向が生じた。

図表8. 10年物国債金利の許容変動幅と長期金利の推移



(注) 直近は2024年5月22日。YCC変動幅の点線部分について、2016年9月21日～2018年7月31日は±0.1%、2018年7月31日～2021年3月19日は±0.2%（±0.1%の倍程度）としている。

(出所) Bloomberg

(イールドカーブ・コントロールの影響経路)

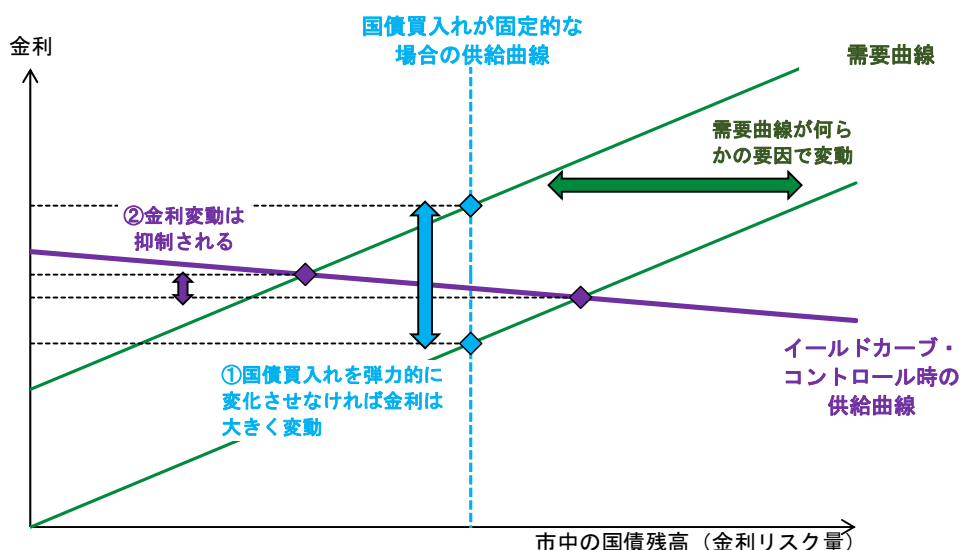
YCCの枠組みは、大規模な国債買入れを通じて市場の金利形成に影響を与える点は、それ以前と同様であり、その意味で、国債買入れの一類型と呼ぶことが可能である。すなわち、長期金利に影響を及ぼす経路についても、前節の議論が当てはまるはずである¹⁵。一方で、YCCの枠組みは、それまでのQQEにお

¹⁵ Lucca and Wright [2024]は、Vayanos and Vila [2021]による特定期間選好モデルに基づき、YCCの効果を、①broad channel: 将来の期待短期金利パスを通じて買入れ対象資産以外を含む幅広い金利カーブに働きかける効果 (signaling effect) および買入れ対象である国債市場の市中リスク供給量に働きかけ、国債のイールドカーブ全般を安定させる効果 (portfolio-balance effect) と、②narrow and supernarrow channels: 直接の買入れ対象資産ないし対象銘柄の需給バランスだけに影響を与える効果 (asset-specific liquidity effect) に大別したうえで、オーストラリア準備銀行(RBA)

ける先行きの買入れ方針を示すもとで金融市場調節を実施することによって長期金利に働きかける枠組みとは異なり、「長期金利水準そのもの」を直接の目標としていることから、その長期金利形成に与える影響が異なる面もある。

まず、「買入れ量」を定める以前の枠組みでは、国債需要が変動した場合、金利の変動も大きくなるが、「長期金利の変動幅」を固定化するイールドカーブ・コントロールでは、国債需要の変動に応じて、内生的に買入れ量が決まることから、基本的には、金利の変動は小さくなると考えられる。図表9は、こうしたメカニズムを、シンプルな需要・供給曲線の関係で描写したものである。

図表9. イールドカーブ・コントロールの金利変動抑制効果（概念図）



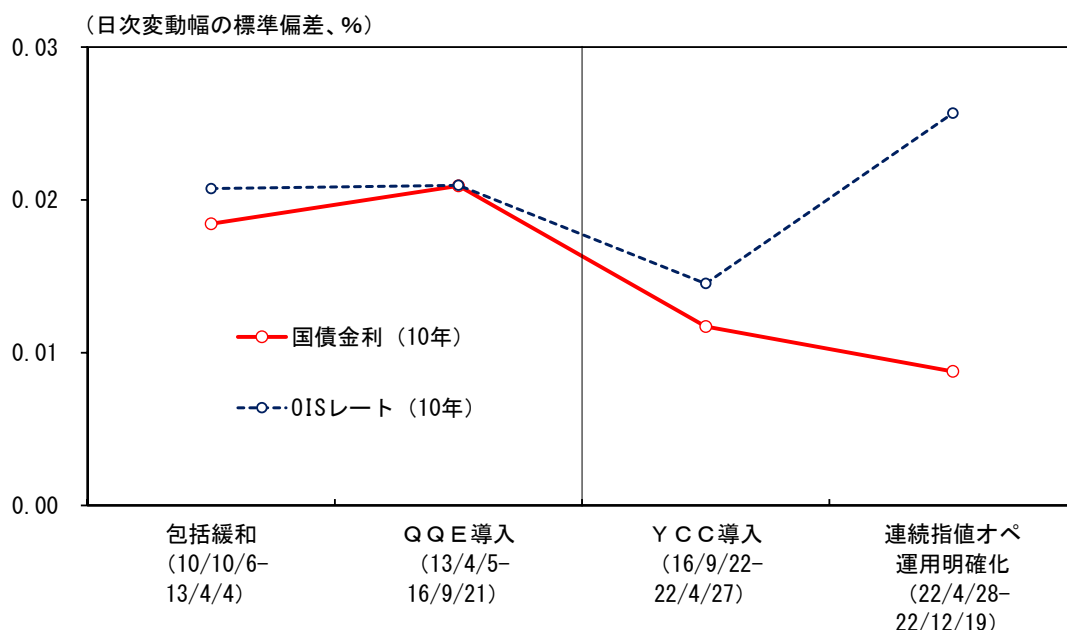
YCC導入以前のQQEのように、国債買入れ額の目標が毎回の金融政策決定会合で決まる場合、その市中における保有量が短期的に固定されるもとは供給曲線は垂直となることから、国債需要が何らかの要因で変動する、すなわち需要曲線がシフトした際には、長期金利は需要見合いで大きく変動することとなる。一方、長期金利目標やその変動幅を設定するYCCのもとでは、その許容変動幅が狭かったり厳格であるほど供給曲線は水平に近づき、結果として、需要曲線がシフトした際の金利変動は抑制されることになる（一方で買入れ量は大きく変動するようになる）。さらに、こうした枠組みについての理解が市場に十

によるイールド・ターゲット政策の影響を分析している。

分に浸透した場合には、実際の国債買入れが行われなくても、金利変動が小さくなる可能性もある。すなわち、金利変動が抑制されるという予想が市場に十分織り込まれた場合には、需要曲線の傾きがフラット化することを通じて、金利がさらに変動しにくくなる、というメカニズムが作用することが考えられる。

こうした整理について学術研究の蓄積は少ないが、日本銀行がYCCを導入して以降、海外の中央銀行において同政策を政策オプションとして採用しうるか等が検討されたり¹⁶、YCCの影響についての実証研究などもみられるようになってきている。第一に、長期金利のボラティリティへの影響については、Hattori and Yoshida [2023]が日中取引データを用いた実証分析を行い、YCCの導入後に、長期金利の確率過程としての性質が変化し、定常化やボラティリティの低下がみられたと報告している。この点は、2013年以降の10年国債金利のヒストリカル・ボラティリティの推移からも示唆される（図表10）。

図表10. 長期金利のヒストリカル・ボラティリティ



(出所) Bloomberg

このように市場金利のボラティリティが低下すると、資金調達コストに関する不確実性も低下することから、企業の事業計画策定などを円滑にすることな

¹⁶ 例えば、Federal Open Market Committee [2020]や Reserve Bank of Australia [2022]における議論を参照。過去の類似の政策事例は限られており、1942～1951年の米国における長期金利目標政策（2.5%）が比較対象として挙げられることが多い（雨宮[2017]、Rose [2021]）。

どを通じて、実体経済に好影響を与える可能性も考えられる¹⁷。

第二に、YCCのメカニズムが市場で十分に信頼されている場合には、国債の買入れ規模を抑えつつ金利コントロールを行うことができる可能性も指摘されている。例えば、Bernanke [2016]や Higgins and Klitgaard[2020]は、長期金利を直接の誘導目標とすることによって、少額の国債買入れで十分な金利押し下げ効果を得ることができる可能性を指摘している。また、上野・小枝 [2022]は、特定期間選好を考慮した金利の期間構造モデルを用いることにより、その長期金利目標が市場において信任されている限り、実際の国債買入れを伴わなくとも、長期金利が目標付近で推移するほか、その効果がイールドカーブ全体に生じるメカニズムを説明している。

もっとも、こうした市場の期待形成に依存するメカニズムがうまく働くかは、状況次第であることに留意が必要である。Lucca and Wright [2024]は、オーストラリア準備銀行（RBA）において、2020年から2021年にかけて導入されたイールド・ターゲット政策（3年物国債金利の誘導目標を設定）が長期金利形成に与えた影響について分析し、その導入当初は金利安定効果が観察されたものの、2021年以降にインフレ率がRBAの想定以上に上昇し、その長期金利目標の維持に対する市場からの信認が失われると、買入れ対象銘柄以外の年限の国債金利を押し下げる効果は有意にみられなくなり、金利カーブ上の裁定が十分に働かない事態に陥ったと指摘している。この点、わが国においても、2022年半ば頃から2023年初にかけて、長期金利がその許容変動幅の上限近くまで上昇した際には、OISレートと国債利回りの間や、国債の銘柄間・年限間で裁定が生じにくくなるなど、市場機能度の悪化がみられ、そうした影響は他の金融市場にも波及した可能性が指摘される（日本銀行金融市場局 [2023]、北村ほか[2024]、Shiratsuka [2024]、落・長田[2023、2024]）¹⁸。

最後に、RBA [2022]によるイールド・ターゲット政策の振り返りでは、導入当初において、「政策金利を当面低位のまま据え置く」というフォワードガイダンスとの親和性の高さから、金融緩和の継続に関するコミットメントを強める働

¹⁷ 日本銀行が2021年3月に実施した「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」では、金利のボラティリティの低さが設備投資にプラスの影響を与える可能性が論じられている（日本銀行 [2021]）。

¹⁸ こうした状況を受けて、日本銀行は、国債市場の機能度に配慮する観点から、国債補完供給（SLF）を柔軟に運用したほか、前述のように、2022年12月以降はYCCの枠組みのもとの運用の柔軟化を実施した。

きがみられたとの報告も聞かれている。

（ＹＣＣの枠組みのもとで許容変動幅等を設定することの影響）

以上では、理論的な観点からＹＣＣの枠組みが長期金利形成に及ぼしうる影響を論じてきたが、本稿では、実務的な観点から、ＹＣＣが各時点の長期金利に対してどの程度の影響を与えてきたかについて、時系列モデルを用いることによる定量化を試みている。

前述の国債買入れの効果であれば、国債買入れ額ないし保有額と長期金利との単調な関係（金額が増えれば増えるほど金利を押し下げる効果が高まる）を想定しうるが、ＹＣＣの効果は局面次第で異なりうる。すなわち、①市場において、長期金利が許容変動幅の範囲内で推移することが十分に予想されている局面では、図表 9 に示したような需要・供給曲線の交点で長期金利形成がなされると考えられる。この場合、ＹＣＣの効果は、基本的に「国債買入れの効果」として識別されると考えられる¹⁹。一方、②長期金利の水準が許容変動幅の上限・下限に近い状況や、市場で——ＹＣＣがなければ——長期金利が先行き許容変動幅を超えて変動するとの見方が強まる状況では、日本銀行が機動的なオペ対応で長期金利を許容変動幅の範囲内に抑えるよう対応するとの見方が市場に織り込まれることを通じて、ＹＣＣの政策効果が高まると考えられる。実際に、2022 年以降に金利上昇圧力が生じた際には、日本銀行は指値オペを毎営業日実施することによって、長期金利が許容変動幅の上限を超えないように厳格にＹＣＣを運用しており、そうした対応がなかった場合と比較すると、長期金利を抑えていたはずである²⁰。

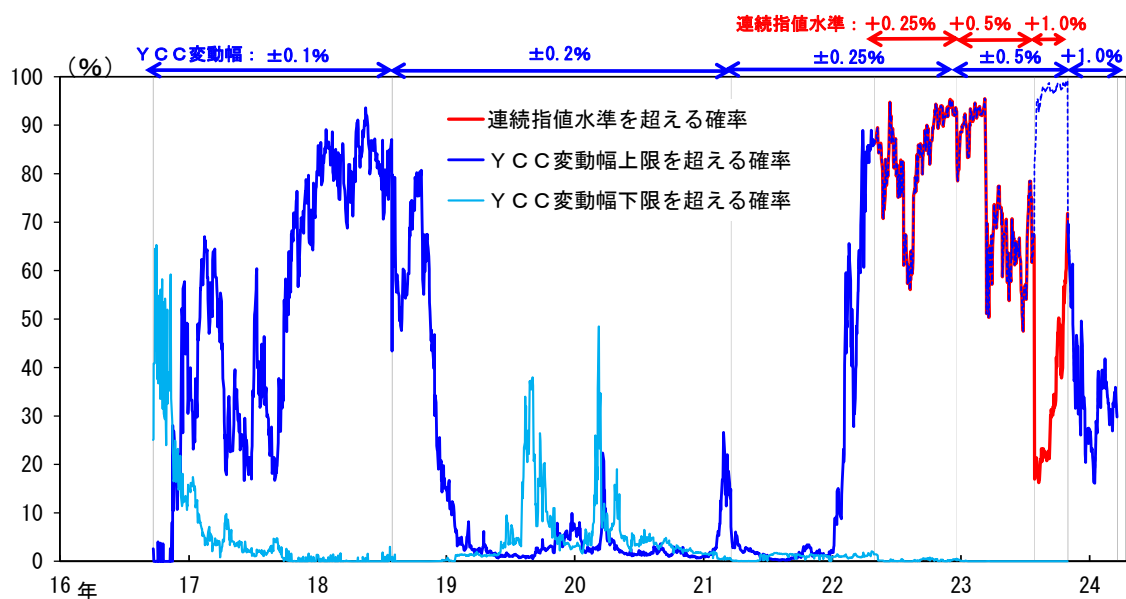
こうした観点から、本稿では、市場データから「長期金利が、ＹＣＣの許容変動幅の上限や下限等を超過する確率」を計算したうえで、後述の第 4 節の実証分

¹⁹ これは、市場における「ＹＣＣへの信認度合い」が十分に高い場合とも言える。この点、上野・小枝 [2022]による構造モデルでは、ＹＣＣが厳格に運用されるほど、需要曲線の傾き（特定期間選好をもつ投資家の国債需要の価格半弾力性）がフラット化することを通じて、ＹＣＣの効果が高まることが示唆される。こうした構造モデルを用いることにより、例えば、「ＹＣＣへの信認度合い」が高まることが金利に与える影響を反実仮想的に計算することも考えられるが、そのためには様々な追加的な仮定を置く必要があることから、本稿の分析対象としないこととする。

²⁰ このほか、前述したように、フォワードガイダンスを補強する形で予想短期金利成分を押し下げられる可能性（シグナリング効果）も考えられる。Koeda and Wei [2023]は、マクロ経済変数を取り込んだ金利の期間構造モデルを用いた反実仮想分析により、こうしたシグナリング効果の定量化に取り組んでいる。

析において、「同確率が高まった場合に、YCCの効果も高まる」との仮説を確かめることとする。具体的に、オプション価格データを用いて、市場参加者が織り込んでいる「3か月後の長期金利がYCCにおける許容変動幅等を超過する確率」を試算してみると（図表 11）²¹、まず、YCC導入当時は、その変動幅（±0.1%）の上限でなく、下限を下回る確率が相応にみられていた。その後の推移をみると、2018年には許容変動幅の拡大観測などから上限を上回る確率が高まったほか、新型コロナウイルス感染症拡大期からの回復局面にあった2022年以降は、海外金利の上昇等を受けて本邦長期金利にも金利上昇圧力がかかり、上限突破確率は2022年後半には9割を超えるところまで上昇した。なお、2023年7月から10月にかけては、変動幅の上限の目途を「0.5%程度」としたうえで、毎営業日の指値オペを実施する利回り水準は「1.0%」と設定していた。図表 11では、この期間では、両者を分けて確率を計算している。

図表 11. 3か月後の長期金利がYCCの許容変動幅等を越える確率



（注）直近は2024年3月18日。「YCC変動幅上限を超える確率」の点線部分は、毎営業日の連続指値オペが実施されている期間。推計方法は補論2を参照。

（出所）LSEG Eikon、Bloomberg

²¹ 作成方法の詳細は、補論2を参照。

4. 時系列モデルを用いた実証分析

本節では、以上の議論を踏まえつつ、国債買入れとYCCについて、理論モデルとも整合的な、いくつかの時系列モデルを構築する。それらの結果を比較検討することで、国債買入れやYCCが長期金利やイールドカーブ全体に及ぼす影響経路について、定量的な評価を試みる。

4-1. 国債買入れの長期金利への影響

(局面ダミーを用いた推計)

まず、シンプルな局面ダミーを説明変数とした定式化を用いることにより、過去の緩和局面における平均的な長期金利押し下げ効果を概観する。具体的には、以下の長期金利関数をOLS（最小二乗法）により推計する。

$$y_t^{10Y} = c + \alpha \cdot Controls_t + \beta \cdot QEdummies_t + \varepsilon_t$$

ここで、被説明変数 y_t^{10Y} としては、10年物国債金利(i_t^{10Y})に加え、先行研究の議論に基づき、金利の期間構造モデルを用いて推計した、10年金利の内訳項目である予想短期金利成分(ES_t^{10Y})とタームプレミアム(TP_t^{10Y})をそれぞれ用いる。また、長期金利の動きを規定する要因($Controls_t$)として、米国10年国債金利、無担保コールレート(オーバーナイト物)、インフレ率(消費者物価指数の前年比、除く生鮮食品・エネルギー、消費税調整済みベース)、の3つの変数を利用する²²。そのうえで、過去の緩和局面についてのダミー($QEdummies_t$)は、①2001年3月～2006年2月の「量的緩和」期、②2010年10月～2013年3月の「包括緩和」期、③2013年4月～2015年12月の「量的・質的金融緩和」期、④2016年1月～2016年8月の「マイナス金利付き量的・質的金融緩和」期、⑤2016年9月～2024年3月の「長短金利操作付き量的・質的金融緩和」期、の5つの時期について、該当期間に1をとる(それ以外の期間は0をとる)変数とする。

推計結果をみると(図表12)、まず、被説明変数を10年金利全体としたモデル1では、いずれの緩和局面ダミーにかかる係数もマイナスとなっており、長期

²² 長期金利の変動を規定する変数としては様々なものが考えられるが、ここでは、実務上、わが国10年金利の短期的な動きを説明するうえで注目されることの多い3変数を採用している(これらを用いた定式化による自由度修正済決定係数は0.85程度と、説明力も高い)。

金利を低下させる傾向がみられた。とくに、QQE導入以降の局面でその影響度合いが大きく、有意な効果がみられている。次に、被説明変数を予想短期金利成分とタームプレミアムに分けた場合の結果（モデル2、3）をそれぞれみると、いずれもモデル1による全体の結果の傾向と同様であるが、量的緩和期・包括緩和期ダミーは、予想短期金利成分に対して有意な影響を持つ一方で、タームプレミアムの押し下げ効果はみられない。この結果は、当時の国債買入れが、比較的短い年限の銘柄を対象としていたことを反映していると考えられる。また、シグナリング効果を中心とした効果がみられると考えられる点は、先行研究と同様である（鵜飼[2006]、Oda and Ueda [2007]等）。推計期間をQQE導入前の2013年3月までとした推計からも、同様の結果が得られている（モデル4から6）。

図表 12. 長期金利関数（ダミー変数を用いた推計）

被説明変数：	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	10年金利	10年予想短期金利成分	10年タームプレミアム	10年金利	10年予想短期金利成分	10年タームプレミアム
定数項	0.558 ***	0.587 ***	-0.018	0.495 ***	0.733 ***	-0.232
米国長期金利	0.203 ***	0.061 ***	0.151 ***	0.230 ***	0.023	0.220 ***
コールレート	0.485 **	0.576 ***	-0.121	0.271	0.694 ***	-0.514 **
インフレ率	0.014	0.082 ***	-0.067 ***	0.089 ***	0.025	0.091
局面ダミー：						
量的緩和期	-0.151 **	-0.159 ***	0.011	-0.164 **	-0.168 ***	0.005
包括緩和期	-0.094	-0.181 ***	0.097	-0.022	-0.288 ***	0.292 **
量的・質的金融緩和期	-0.569 ***	-0.325 ***	-0.260 **	—	—	—
マイナス金利付き 量的・質的金融緩和期	-1.010 ***	-0.708 ***	-0.328 *	—	—	—
長短金利操作付き 量的・質的金融緩和期	-0.907 ***	-0.410 ***	-0.529 ***	—	—	—
修正R ²	0.931	0.827	0.798	0.746	0.747	0.482
AIC	-0.526	-1.032	-0.209	-0.319	-1.126	-0.086
推計期間	1997/1~2024/3月			1997/1~2013/3月		

(注) ***は1%、**は5%、*は10%水準で有意であることを示す。

(出所) Bloomberg、総務省、日本銀行

(国債買入れのストック効果とフロー効果)

以上の結果は、日本銀行による国債買入れの効果が、大規模な国債買入れが始まったQQE導入以降の局面で高まったことを示している。そこで、次に、国債買入れの影響が、ストック効果によるものかフロー効果によるものかについて確認するため、各局面ダミーの代わりに、国債保有額や国債買入れ額を説明変数

とした以下の定式化を用いて推計を行う。

$$y_t^{10Y} = c + \alpha \cdot Controls_t + \gamma_1 \cdot JGBstock_t + \gamma_2 \cdot JGBflow_t + \varepsilon_t$$

まず、ストック効果の有無を確認するため、日本銀行の国債保有に関する指標 ($JGBstock_t$) として、第2節での議論を踏まえ、(A)「日本銀行の国債保有割合 (日本銀行の国債保有額の国債発行残高に占める割合)」、(B)「金利リスクを勘案した国債保有割合 (分子、分母ともに10年物換算したうえで割合を算出)」、さらに(C)「将来予想を踏まえた国債保有割合 (リスク量ベース)」の3つの変数を用いた推計を順に行う^{23, 24}。

推計結果をみると (図表13)、モデル1から4のいずれの変数にかかる係数も統計的に有意な結果が得られているなか、リスク量を勘案した場合 (モデル3) や将来予想も勘案した場合 (モデル4) の方が、推計された係数が大きく、関数の当てはまり (自由度修正済み決定係数) もより高くなっている。モデル5で、ストック効果を把握する上で重要とされるリスク量や将来予想に追加的な情報が含まれているかを確認するため、「国債保有割合の将来予想(C)」を「金利リスクを勘案しない実績部分(A)」と「金利リスクを勘案した場合と勘案しない場合の実績の差(B-A)」、「先行きの変化幅に関する予想(C-B)」に分けて推計すると、いずれの要因もそれぞれ金利を有意に低下させる効果を持つことがわかる。実際、QQE導入時には、日本銀行は、長期国債の保有額を2年間で2倍に拡大するとの情報発信を行っており、市場ではそうした方針が比較的速やかに織り込まれたと考えられる。将来予想を勘案した定式化 (モデル4と5) では、ストック効果の生じるタイミングについて、こうしたアナウンスメントの効果も勘案することで、より精度の高い推計になっていると考えられる。

²³ 「国債保有割合」等の変数について単位根検定を行うと、「非定常過程である」との帰無仮説は棄却できなかった。この点、各モデルが「みせかけの回帰 (spurious regression)」となっていないことを確認するために共和分検定を行ったところ、図表13のいずれのモデルでも「共和分が存在しない」との帰無仮説は有意水準5%水準で棄却された。

²⁴ 先行研究では、「市中の国債保有残高」を名目GDPで基準化したものが分析に用いられることが多いが、本稿では、国債発行残高を分母とした割合を利用している (日本銀行の国債保有割合 = 「1 - 市中の国債保有残高 ÷ 国債発行残高」)。これは、わが国の国債発行残高が増加を続けてきたもとの、割合としている後者と比べて、前者はトレンドを持ちやすいためである。なお、国債発行残高と長期金利の関係について、中村・八木[2017]は、OECD加盟23か国のパネルデータからは、政府債務残高と長期金利の間に単純な関係はみられず、実証分析においては将来の財政再建に対する期待などを勘案する必要があると指摘している。Ichiue and Shimizu [2012]は、政府の保有する金融資産や政府債務の対外依存度を勘案することが重要であると論じている。

図表 13. 長期金利関数（国債買入れのストック効果）

被説明変数：	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	10年金利				
定数項	-0.307 ***	0.390 ***	0.310 ***	0.522 ***	0.480 ***
米国長期金利	0.329 ***	0.255 ***	0.270 ***	0.229 ***	0.240 ***
コールレート	1.329 ***	0.697 ***	0.759 ***	0.738 ***	0.719 ***
インフレ率	-0.152 ***	-0.002	-0.019	0.020	0.013
A 国債保有割合 (実額ベース)		-0.018 ***			-0.025 ***
B 国債保有割合 (リスク量ベース)			-0.022 ***		
C 将来の国債保有割合予想 (リスク量ベース)				-0.024 ***	
B-A 国債保有割合・リスク量ベ ースと実額ベースの差					-0.026 **
C-B 2年後にかけての国債 保有割合変化幅予想					-0.016 ***
修正R ²	0.847	0.918	0.926	0.933	0.935
AIC	0.259	-0.364	-0.465	-0.567	-0.596
推計期間	1997/1～2024/3月				

(注) ***は1%、**は5%、*は10%水準で有意であることを示す。

(出所) Bloomberg、総務省、日本銀行

次に、フロー効果がみられるかを確認するため、日本銀行の国債買入れに関する指標 ($JGBflow_t$) として、保有国債の償還も勘案した（ネットの）国債買入れフローを示す「国債保有割合の前月差（季節調整済値）」を、上記のモデル4に追加した推計を行う²⁵。

推計結果をみると（図表14）、モデル1では、ストック変数である「国債保有割合の将来予想」にかかる係数は図表13の結果と同程度で統計的に有意な値となっている一方、フロー変数である「国債保有割合の前月差」については有意な影響はみられず、符号条件も満たしていない。この点は、推計期間を変化させたモデル2でも同様であるが、QQE導入以前のデータを用いたモデル3では、有意ではないものの負の影響がみられている。次に、モデル4で、被説明変数を予想短期金利成分とタームプレミアムに分けてみると、「国債保有割合の前月差」

²⁵ 国債買入れのフローを示す指標としては、グロスの国債買入れ額も考えられる。この点、銘柄別データから作成した残存期間9～10年の国債の買入れ額（除く指値オペ額、新規国債発行額対比の比率）を説明変数としたロバストネスチェックを行ったところ、ごく一部の定式化を除き、符号条件を満たしたうえで統計的に有意な影響はみられず、解釈可能な結果は得られなかった。

は、予想短期金利成分に対する推計では有意な負の影響をもつ一方、タームプレミアムに対する推計では符号条件をみたさない、という特徴がみられる。すなわち、実績からみた買入れペースに関しての情報は、当面の短期金利に関する政策スタンスを示唆することを通じて長期金利に影響を与える可能性（「シグナリング効果」）を示唆している。この傾向は、「国債保有割合の将来予想」を「実績部分（金利リスクを勘案した国債保有割合、前述の(B)）」と「国債保有割合の先行き変化幅に関する予想（前述の(C-B)）」に分けた場合の定式化（モデル5）でも同様にみられる。なお、ややテクニカルになるが、「国債保有割合の先行き変化幅に関する予想」は各時点における買入れペースが継続した場合の将来のストックの変化を示すものという意味で、フローとストック双方の情報を含んでいるが、その影響は、タームプレミアムに対する推計では有意な負の影響をもつ一方、予想短期金利成分に対する推計では符号条件をみたさない。このことは、先行きの国債買入れに関する予想形成が、国債市場における「ポートフォリオ・バランス効果」を通じて、長期金利に影響を与えていることを示唆している。

図表 14. 長期金利関数（国債買入れのフロー効果）

被説明変数：	(1)			(2)			(3)			(4)			(5)		
	10年金利			10年金利 (係数合計)			10年予想 短期金利成分	10年ターム プレミアム	10年金利 (係数合計)			10年予想 短期金利成分	10年ターム プレミアム		
定数項	0.515 ***	0.500 ***	0.590 ***	0.525	0.478 ***	0.047			0.513	0.468 ***	0.046				
米国長期金利	0.234 ***	0.240 ***	0.252 ***	0.242	0.077 ***	0.165 ***			0.245	0.080 ***	0.165 ***				
コールレート	0.695 ***	0.591 ***	0.521 ***	0.689	0.797 ***	-0.108			0.698	0.805 ***	-0.107				
インフレ率	0.029 *	0.060	0.092 **	0.021	0.088 ***	-0.067 ***			0.010	0.079 ***	-0.068 **				
将来の国債保有割合予想 (リスク量ベース)	-0.024 ***	-0.023 ***	-0.039 *	-0.025	-0.009 ***	-0.016 ***									
国債保有割合 (リスク量ベース)									-0.025	-0.009 ***	-0.016 ***				
2年後にかけての国債 保有割合変化幅予想									-0.012	0.002	-0.014 *				
国債保有割合の前月差	0.067	-0.003	-0.059	0.075	-0.074 **	0.149 ***			-0.116	-0.237 ***	0.122				
修正R ²	0.935	0.878	0.749	—	0.826	0.778			—	0.833	0.777				
AIC	-0.583	-0.433	-0.332	—	-1.030	-0.122			—	-1.072	-0.117				
推計期間	1997/1～ 2024/3月	1997/1～ 2016/8月	1997/1～ 2013/3月	1997/1～2024/3月			1997/1～2024/3月								

(注) ***は1%、**は5%、*は10%水準で有意であることを示す。

(出所) Bloomberg、総務省、日本銀行

(YCCにおける許容変動幅等の設定による効果)

次に、YCCのもとで、長期金利の許容変動幅等を設定することの効果について定量的に分析する。具体的には、前述のとおり、「長期金利が、YCCの許容変動幅の上限や下限等を超過する確率」を説明変数として用いた定式化により、「同確率が高まった場合に、YCCの効果も高まる」との仮説を検証する。

$$TP_t^{10Y} = c + \alpha \cdot Controls_t + \gamma_1 \cdot JGBstock_t + \gamma_2 \cdot JGBflow_t + \delta \cdot YCCeffects_t + \varepsilon_t$$

まず、こうしたYCCの効果は、予想短期金利成分に影響を及ぼさないと考えられるため、被説明変数をタームプレミアムとする。次に、上式のとおり、前述のタームプレミアムモデルに、YCCの影響を捉える説明変数 ($YCCeffects_t$) を追加する。具体的には、フロー変数でもある「毎月の指値オペ実施額 (毎月の新規国債発行額に占める割合、以下『指値オペ割合』)」と、第3節で議論した「オプション価格に織り込まれている変動幅上限 (下限) を超える確率」を用いることとする²⁶。同確率が高まると、先行き、日本銀行による金利上昇 (低下) を抑制するための対応が強化されるとの見方が、金利形成に織り込まれることが考えられる。また、2022年4月に実施した「連続指値オペ制度の明確化」以降は、そうしたYCCの効果がさらに強まったと考えられることから、「連続指値オペ水準を超える確率」を説明変数に含めた定式化についても検討する。「国債保有割合の将来予想」については、図表14と同様の2つのパターンを用いた定式化を採用する。

推計結果をみると (図表15)、いずれの定式化でも、「指値オペ割合」と「変動幅上限 (下限) を超える確率」にかかる係数は、符号条件を満たし、有意な影響がみられている²⁷。「連続指値オペ水準を超える確率」についても同様だが、その値は「変動幅上限を超える確率」にかかる係数よりも幾分高めになっており、より強い効果が認められる。YCC導入以降に本邦長期金利に上昇圧力がかか

²⁶ 本稿の分析において、「変動幅上限 (下限) ・連続指値オペ水準を超える確率」は、ロジット変換したうえで推計に用いている。

²⁷ 被説明変数をタームプレミアムとした場合でも、何らかの理由でタームプレミアムが上昇し、長期金利全体も上昇した場合には、それが「変動幅上限や連続指値オペ水準を超える確率」を高めたり、日本銀行が指値オペ等の対応を行うことで「指値オペ割合」が上昇するといった逆の因果関係が生じうる。こうした内生性の問題の影響で、本節のモデルでは、これらの説明変数にかかる負の係数が (絶対値でみて) 小さめに推計されている可能性がある。もっとも、実際に同確率が上昇した期間の金利上昇圧力は、主に海外金利上昇や本邦インフレ率の上昇に起因したものであったことから、本稿の推計においては、同確率を外生変数とみなすことが可能と考えられる。

った局面では、将来の金融引き締め観測の高まりなどから予想短期金利成分が上昇していたが（図表 2、図表 11）、これに対して指値オペ等の措置が実施されることで、タームプレミアムを押し下げる効果が発揮されてきたと考えられる。

図表 15. 長期金利関数の推計（タームプレミアム）

被説明変数：	(1)	(2)	(3)	(4)
	10年タームプレミアム			
定数項	0.000	0.005	0.016	0.024
米国長期金利	0.177 ***	0.174 ***	0.176 ***	0.172 ***
コールレート	-0.298	-0.301	-0.315	-0.320
インフレ率	-0.008	-0.007	0.001	0.004
将来の国債保有割合予想 (リスク量ベース)	-0.011 ***		-0.011 ***	
国債保有割合 (リスク量ベース)		-0.009 **		-0.010 **
2年後にかけての国債保有 割合変化幅予想		-0.016 ***		-0.018 ***
国債保有割合の前月差	-0.007	0.062	-0.005	0.076
指値オペ割合	-0.004 ***	-0.004 ***	-0.002 **	-0.002 **
変動幅上限を超える確率 (2016/9月～24/3月)	-0.048 ***	-0.050 ***		
変動幅上限を超える確率 (2016/9月～22/4月、2023/11月～24/3月)			-0.045 ***	-0.047 ***
連続指値水準を超える確率 (2022/5月～23/10月)			-0.059 ***	-0.062 ***
変動幅下限を超える確率	0.033 ***	0.027 ***	0.033 ***	0.025 **
修正R ²	0.818	0.818	0.819	0.820
AIC	-0.312	-0.311	-0.318	-0.319
推計期間	1997/1～2024/3月			

(注) ***は1%、**は5%、*は10%水準で有意であることを示す。

(出所) Bloomberg、総務省、日本銀行、LSEG Eikon

(国債買入の長期金利押し下げ効果の定量化)

最後に、以上の分析結果を踏まえ、大規模な国債買入が長期金利形成に及ぼす影響を、「国債買入量の効果（フロー効果・ストック効果）」と「YCC許容変動幅設定等の効果」の2つの観点から分析する。具体的には、以下の3つのアプローチによる5つのモデル（最終モデル）を用いて効果を定量化する。第一は、YCCの導入以前の期間のデータを用いた定式化で推計を行い（モデル1）、長期金利形成の構造が不変（推計された係数が不変）との仮定のもと反実仮想分析（YCCなかりせばの場合の試算）を行うことで、その差分として「YCCの効

果」を定量化する方法である。第二は、被説明変数を10年金利とし、「国債買入れ量の効果」と「YCC許容変動幅設定等の効果」の双方を説明変数に含むフルモデルを構築し（モデル2、4）、効果を定量化する方法である。最後は、同じモデルについて、被説明変数を予想短期金利成分とタームプレミアムに分けてそれぞれ推計し、推計された係数を足し上げる方法である（モデル3、5）²⁸。

図表 16. 長期金利関数モデル：最終モデル

被説明変数：	(1)	(2)	(3)			(4)	(5)		
	10年金利	10年金利	10年金利 (係数合計)	10年予想 短期金利成分	10年ターム プレミアム	10年金利	10年金利 (係数合計)	10年予想 短期金利成分	10年ターム プレミアム
定数項	0.499 ***	0.524 ***	0.475	0.465 ***	0.010	0.512 ***	0.495	0.476 ***	0.019
米国長期金利	0.241 ***	0.232 ***	0.247	0.082 ***	0.165 ***	0.238 ***	0.238	0.078 ***	0.159 ***
コールレート	0.590 ***	0.634 ***	0.776	0.776 ***		0.645 ***	0.798	0.798 ***	
インフレ率	0.060 ***	0.050 ***	0.090	0.090 ***		0.045 ***	0.082	0.082 ***	
将来の国債保有割合予想 (リスク量ベース)	-0.023 ***	-0.022 ***	-0.020	-0.010 ***	-0.011 ***				
国債保有割合 (リスク量ベース)						-0.024 ***	-0.018	-0.009 ***	-0.009 **
2年後にかけての国債保有割合 変化幅予想						-0.012 ***	-0.014		-0.014 ***
国債保有割合の前月差						-0.141 **	-0.208	-0.208 ***	
指値オペ割合	—	-0.001	-0.002		-0.002 *	0.000	-0.002		-0.002 **
変動幅上限を超える確率 (2016/9月～22/4月、2023/11月～24/3月)	—	-0.009 ***	-0.042		-0.042 ***	-0.007 *	-0.046		-0.046 ***
連続指値水準を超える確率 (2022/5月～23/10月)	—	-0.025 ***	-0.054		-0.054 ***	-0.021 ***	-0.059		-0.059 ***
変動幅下限を超える確率	—	-0.003	0.032		0.032 ***	0.009	0.025		0.025 **
修正R ²	0.878	0.937	—	0.824	0.813	0.938	—	0.833	0.813
AIC	-0.441	-0.609	—	-1.022	-0.291	-0.621	—	-1.077	-0.290
推計期間	1997/1～ 2016/8月								1997/1～2024/3月

(注) ***は1%、**は5%、*は10%水準で有意であることを示す。

(出所) Bloomberg、総務省、日本銀行、LSEG Eikon

推計結果をみると（図表16）、まず、コントロール変数について、米国金利にかかる感応度は、いずれのモデルでも0.25程度と安定している。コールレートにかかる感応度は、被説明変数として10年金利を用いるか予想短期金利成分を

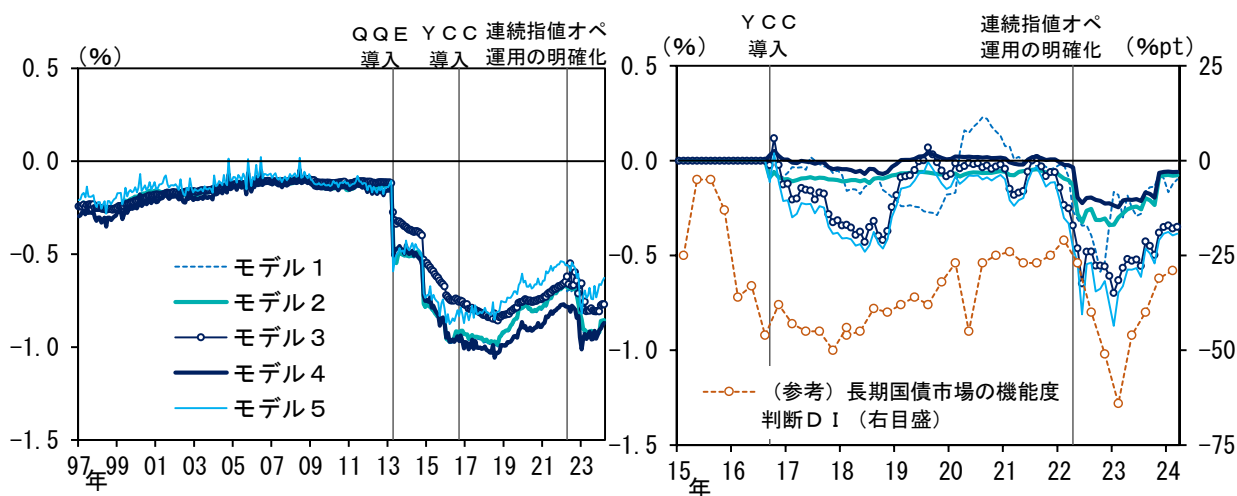
²⁸ 試算の精度を高めるため、これらのモデルの定式化にあたっては、符号条件を満たさないなど、定量化に不適当な変数を取り除いている。

用いるかによって変化するが、0.5～0.8程度となっている。インフレ率にかかる感応度も同様で、0.04～0.09程度と幅はあるが、上記の金利変数にかかる感応度と比べるとその感応度がかなり小さく、その点で共通している。

次に、国債買入れのストックに関する変数について、「将来の国債保有割合予想」や「国債保有割合」にかかる係数は▲0.02程度と、これもモデルを通じて概ね安定している。ただし、「2年後にかけての国債保有割合の予想変化幅」については、タームプレミアムを通じた経路のみが検出され、係数合計では「国債保有割合」と比べて小さめの値となっている。国債買入れのフローに関する変数について、「国債保有割合の前月差」を追加的な説明変数としたモデル4や5では、上記「予想変化幅」の代わりに予想短期金利成分を通じた経路が検出され、その感応度は▲0.1～▲0.2程度と相応に大きい。最後に、YCCの効果について、「指値オペ割合」は、感応度は小さいながら、金利を押し下げる影響を持つことが確認される。「変動幅上限・下限を超える確率」については、タームプレミアムへの効果を中心として有意な影響がみられる。「連続指値水準を超える確率」についても同様だが、「変動幅上限を超える確率」にかかる係数と比べると、幾分大きめとなっている。

これらのモデル1～5で推計された感応度等を用いて、「国債買入れの効果」と「YCC許容変動幅等設定の効果」を定量化したのが図表17である。

図表17. 様々なモデルに基づく国債買入れの効果とYCCの効果
【国債買入れの効果】 (ストック・フロー効果の合計) **【YCC許容変動幅等設定の効果】**



(注) 図表16の各モデルの推計結果を用いて試算。
 (出所) Bloomberg、総務省、日本銀行、LSEG Eikon

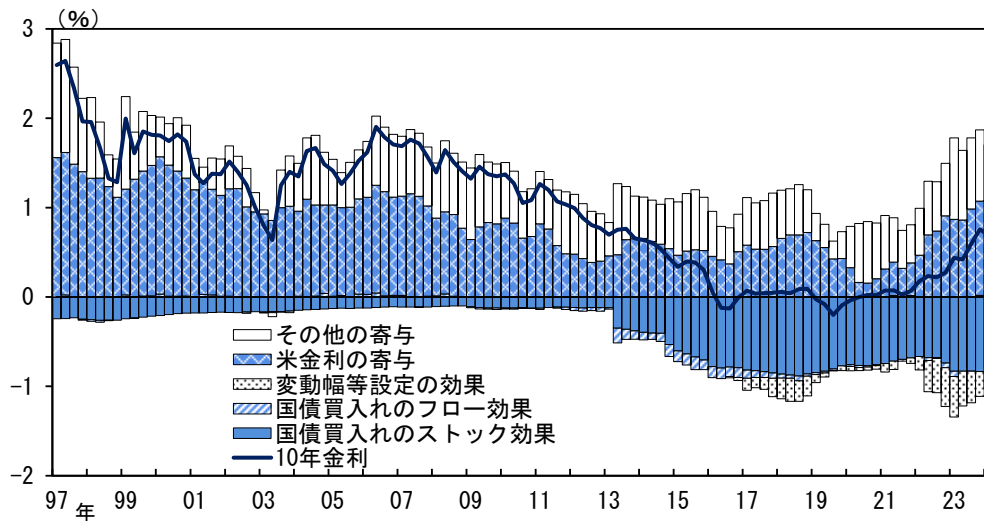
それぞれの結果をみると、まず、「国債買入れ量の効果」は、「国債保有割合」にかかる係数がいずれの定式化においても概ね同程度であることから、そのインパクトや動きも概ね同様となっている。とくに、2013年のQQE導入後に寄与を大きく高めた後、2016年のYCC導入後は、いずれでみても1%程度の長期金利押し下げ効果がみてとれる。「YCC許容変動幅等設定の効果」は、モデルによって幾分のばらつきがみられるが、導入後から2018年にかけて緩やかに効果が強まったあと、2022年にかけてはいったん効果が縮小したが、2022年以降の金利上昇圧力が高まった局面において、長期金利の上昇抑制という面で強い効果を示したことがわかる。なお、この時期には、「債券市場サーベイ」における長期国債市場の機能度判断DIなどがはっきりと悪化しており、YCCの効果が強まるもとの、その副作用として、市場における価格発見機能や流動性に負の影響があったことも示唆される²⁹。

さらに、国債買入れのフロー効果とストック効果についてみるため、国債買入れフローによるシグナリング経路を勘案したモデル4と5の結果を用いて、長期金利変動に対する要因分解を行った(図表18)³⁰。具体的には、各モデルで得られた結果を単純平均している。結果をみると、先ほどの結果と同様に、①「国債買入れのストック効果」は、QQE導入後に徐々に強まり、YCC導入以降は概ね1%程度で推移している。②「YCC許容変動幅等設定の効果」は、本邦長期金利に上昇圧力が加かった局面において、金利上昇を抑制する効果をもったと考えられる。これらに加え、③「国債買入れのフロー効果」は、ストック効果とは異なり、QQE導入後に実際に買入れを増やしていく過程で、予想短期金利を押し下げる効果をもったことが示唆されている。

²⁹ 大規模な国債買入れが市場機能度や流動性に及ぼした影響については、日本銀行金融市場局[2023]や北村ほか[2024]が詳しく分析している。また、落・長田[2024]は、社債市場を通じて実体経済にも影響を与えうるかという観点から分析している。

³⁰ 日本銀行・展望レポート(2024年4月)のBOX6(「国債買入れがイールドカーブに及ぼす影響」)における結果は、図表16のモデル2・3に対応する。本稿では、フロー効果とストック効果についてより詳細な分析を行うため、それらのモデルを拡張したモデル4・5を用いている。

図表 18. 長期金利の変動要因【モデル4・5の平均】



(注) 図表 16 のモデル 4・5 の推計結果を用いて試算 (各説明変数による寄与の単純平均値)。
 (出所) Bloomberg、総務省、日本銀行、LSEG Eikon

4-2. 大規模国債買入れがイールドカーブ全体に及ぼす影響

最後に、以上の分析枠組みを年限別に拡張することにより、国債買入れやYCCの枠組みがイールドカーブ全体に及ぼす影響を定量化する。

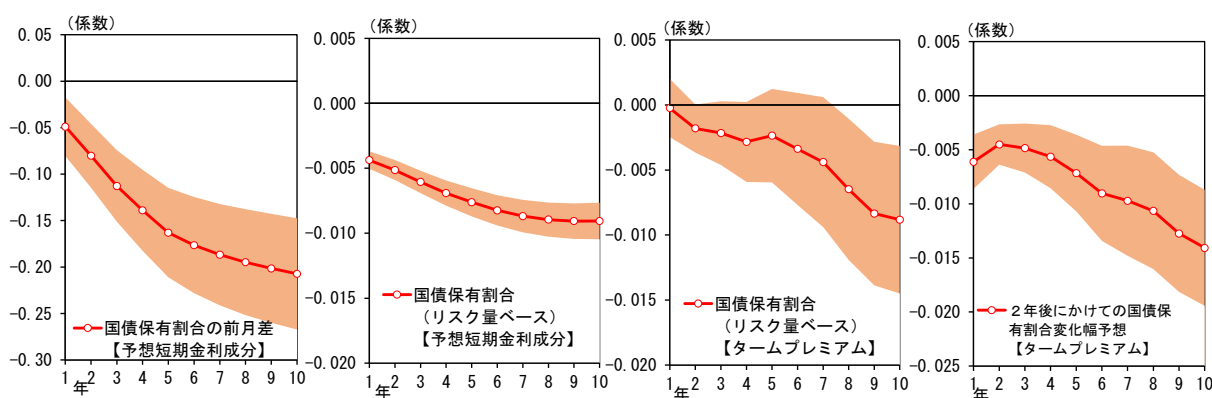
まず、上述モデル5の定式化における、被説明変数である予想短期金利成分とタームプレミアム、説明変数である米国金利について、1～9年の年限とした場合の推計を追加的に行った。図表19と20は、主要な説明変数にかかる係数とその標準誤差とともに示したものである(詳細な推計結果は、補論3を参照)。

第一に、「国債買入れの効果」についてみると(図表19)、予想短期金利成分に対するフロー変数(国債保有割合の前月差)とストック変数(国債保有割合)の係数は、長期年限の方が高くなる傾向があるが、そのペースは徐々に減衰しており、中期の予想短期金利を押し下げる効果が大きいものと思われる。タームプレミアムに対するストック変数(国債保有割合予想)の係数も、長期年限の方が高くなる傾向があるが、とくに5年より長い年限で高まっており、ストック効果は長期年限中心にみられることが確認される。こうした結果は、特定期間選好モデルを用いた理論的な挙動(上野・小枝[2022])とも整合的である。

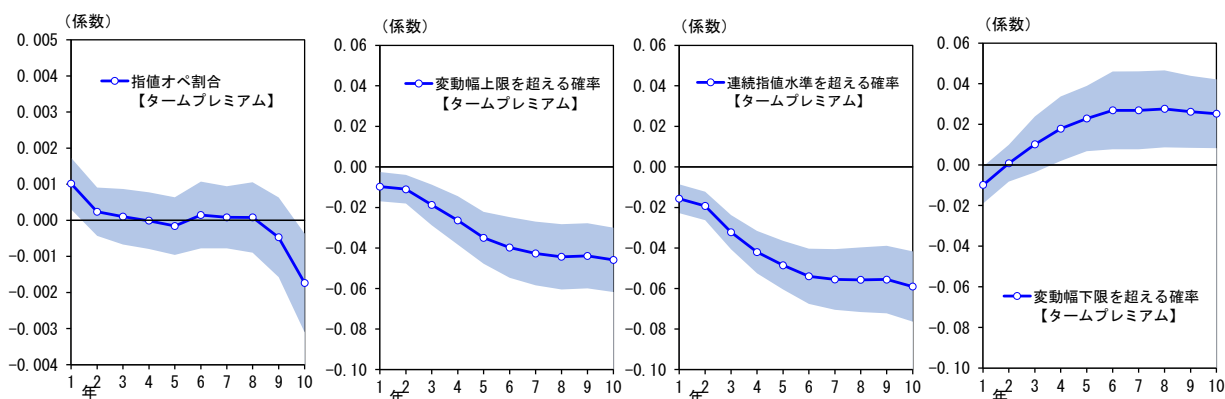
第二に、「YCCの効果」についてみると(図表20)、まず、タームプレミアムに対する「指値オペ割合」の影響は、実際に買入れを行った10年物国債への影響のみが検出されている。実際、こうした金利押し下げ効果は、買入れ対象と

なった新発債のみで観察されており、同程度の年限の既発債（オフザラン銘柄）との間のスプレッドの拡大もみられていた。こうした結果は、Lucca and Wright [2024]における「特定銘柄に限定された効果（supernarrow channel）」に対応するものと考えられる³¹。他方、タームプレミアムに対する「許容変動幅の上限を超える確率」については、10年物金利だけでなく、中期金利も含め、イールドカーブ全体に影響を及ぼしてきたことが確認される。こうした傾向は、「連続指値オペ水準を超える確率」でもより強くみられるほか、「許容変動幅の下限を超える確率」については、上限を超える確率と対称的な係数となっている。

図表 19. 年限別の金利関数（国債買入れの効果（フロー・ストック））



図表 20. 年限別の金利関数（YCCの効果）



(注) 図表 19、20 におけるシャドーは、90%信頼区間を示す。

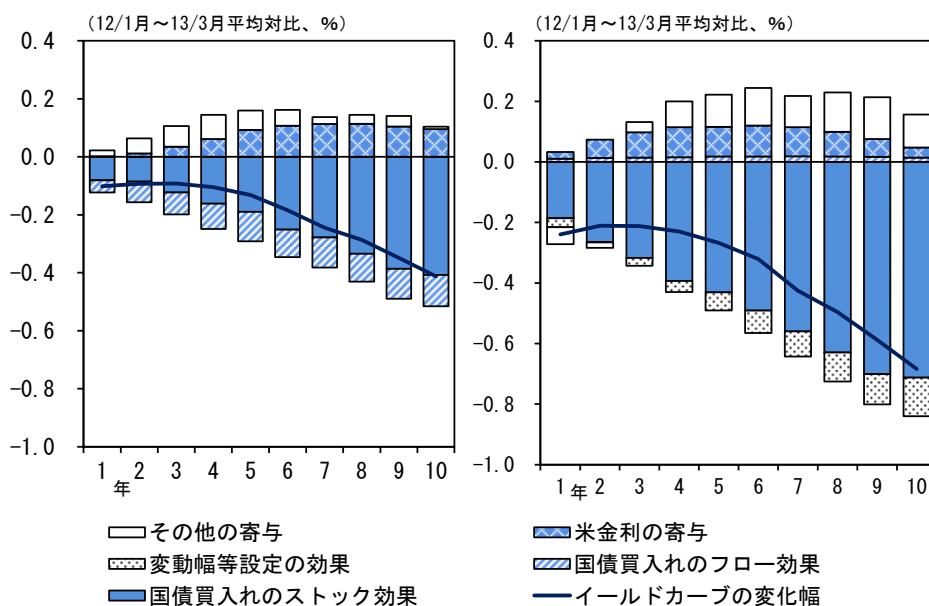
(出所) Bloomberg、総務省、日本銀行、LSEG Eikon

これらの結果を用いて、QQE導入後のイールドカーブの押し下げについて、要因分解を行う。すなわち、前述のモデル4と5について、それぞれの各年限の

³¹ この点について、Koeda and Wei [2024]は、銘柄別データを用いたパネル推計により、指値オペ額が特定銘柄の利回りのみに影響を与えていたことを実証している。

金利を用いた推計を行い、それらの平均的な係数を用いて定量化することとする。結果をみると（図表 21）、大規模な金融緩和が、10 年金利のみならず、イールドカーブ全体をストック効果中心に押し下げてきたことがみてとれる。

図表 21. イールドカーブの変動要因【モデル 4・5 の平均】
 QQE 導入後～YCC 導入まで (13/4 月～16/8 月平均) YCC 導入後～YCC 廃止まで (16/9 月～24/3 月平均)



(注) 図表 16 のモデル 4・5 に基づき、各年限の金利への影響を試算。
 (出所) Bloomberg、総務省、日本銀行、LSEG Eikon

5. おわりに

本稿では、中央銀行による国債買入れに関する学術研究の進展を踏まえつつ、日本銀行の国債買入れがわが国の長期金利に及ぼしてきた影響について、実証分析を行った。主な結果は以下の 3 点にまとめられる。第一に、国債買入れの効果を「市場参加者が織り込む将来予想の影響」も勘案した定式化を用いて定量化したところ、国債買入れが金利に及ぼす影響は、国債保有（ストック）の増加により市中のリスク配分に影響を及ぼす経路で強くみられた。これに対して、日々の国債買入れ（フロー）が流通市場の需給や先行きの金融政策スタンスに関する市場予想等を通じて及ぼす影響は、相対的に小幅であったとみられる。第二に、2016 年 9 月に導入されたイールドカーブ・コントロールの枠組みについては、

上述のフロー・ストックの効果に加え、長期金利が許容変動幅の上限に迫った際に、日本銀行による対応が実施されたことやそうした対応を市場参加者が事前に織り込むことを通じて、金利上昇が抑制される傾向がみられた。第三に、様々な年限の金利について同様の枠組みによる分析を行ったところ、国債買入れやイールドカーブ・コントロールの枠組みには幅広い年限の金利に対する影響がみられ、近年の大規模な金融緩和は、イールドカーブ全体を押し下げる効果をもたらしてきたことが確認された。

本稿では、先行研究における議論を踏まえ、そうした理論や研究結果と整合的に解釈できる時系列モデルを構築し、できるだけロバストな結果を得ることを目指した。もっとも、こうした時系列モデルは、経済構造に関する仮定をもたない誘導型のモデルであり、今回採用したストック効果やフロー効果を示す代理変数の適切性や、必要な変数が含まれていないことに起因する推計結果のバイアスなど、いわゆる「モデルリスク」を意識しておく必要がある³²。例えば、感応度が局面によって変化する可能性や³³、市場における予想形成が大きく変化した場合にはそうした変化を捕捉しきれない可能性があり³⁴、その解釈にあたっては、かなりの幅をもってみていくことが重要と考えられる。一方で、比較的シンプルで分かりやすいモデルであるため、実務上、各年限の金利に対する政策効果を定量的に評価するうえで有用と考えられる面も大きい。この点、日本銀行が2016年に実施した「総括的検証」や、2021年に実施した「点検」では、本稿と同様のモチベーションによる時系列モデルを用いて、政策効果の測定を試みているが、最近の学術研究の進展を踏まえて新しい考え方を取り入れた本稿と長期金利の押し下げ幅の試算値は、概ね同程度である。このように、これまでのQ

³² 高度な手法を用いて金融政策ショックを識別する研究も多くみられるが、Bernanke [2020]が指摘するように、同様にモデルリスクを抱えていたり、ショックの識別戦略によっては、マクロ的な効果をうまく検出できない可能性も考えられる。実務上は、本稿のアプローチも含め、様々な観点から検証していくことが有用と考えられる。

³³ 例えば、金利変動リスクの高まりや投資家のリスク許容度の低下する局面では、国債市場における需要曲線（図表6）の傾きがスティープ化すると考えられることから、国債買入れに対する金利の感応度は、本稿のモデルで捉えられている過去平均的な値よりも高まる可能性がある。

³⁴ 例えば、Waller [2024]は、国債買入れや量的引き締めについての情報発信について、オープンエンド型とするかクローズドエンド型とするかや、その予見可能性の程度次第で、その市場への影響は大きく異なりうると指摘している。本稿のモデルでは、同様の考え方にに基づき、「市場参加者が先行き2年程度の買入れ予想を織り込む」と想定して一定の仮定のもとで「将来保有割合予想」を算出しているが、このことは、市場参加者による情報の受け止め方やその予想形成が変化した場合には、モデルの前提およびその結果が変わりうることも示唆している。

QE・YCCのもとでの大規模な国債買入れが相応にイールドカーブを押し上げてきたという結果については、比較的ロバストである可能性が高い。

日本銀行は、2024年3月に、「長短金利操作付き量的・質的金融緩和」の枠組みを含む大規模な金融緩和はその役割を果たしたと判断し、短期金利の操作を主たる政策手段とする金融政策の枠組みに移行することとした³⁵。そのもとでは、長期金利は金融市場で形成されることが基本となり、図表18などで確認された「YCCの許容変動幅等設定」が長期金利を下押しする効果は縮小しているとみられる³⁶。一方、日本銀行の保有国債残高は、今後の国債買入れ額にかかわらず、当面は、高水準で推移することが見込まれる。このことは、本稿の整理や推計結果を踏まえると、ストック効果を中心に、イールドカーブの形成に作用し続けることを意味すると考えられる。もっとも、本稿で示した定量的な結果については、上記のとおり、そもそもかなりの幅をもってみていくことが重要である。また、中央銀行が保有国債残高を増やしていく局面と、減らしていく局面では、その長期金利への影響度合いは異なるかもしれないとの指摘もある³⁷。これらの点についても留意しつつ、今後とも、中央銀行の国債買入れ——あるいは保有国債残高——の長期金利に及ぼす影響について、知見を深めていくことが重要である。

³⁵ FRBやECBも、現在、バランスシートの規模を潤沢な水準に維持したまま、短期金利操作を主たる政策手段として金融政策運営を行っている。この点は、例えば、FRBが2022年1月に公表した「バランスシート規模縮小に関する原則」等を参照。

³⁶ 2024年3月の金融政策決定会合では、長期金利が急激に上昇する場合には、毎月の買入れ予定額にかかわらず、機動的に、買入れ額の増額などの対応を実施することとした。特定の水準を事前に示しているわけではないため、本稿の分析枠組みによる定量化は困難だが、こうした声明は、「変動幅上限の設定」と似た経路で、長期金利の安定的な形成に寄与している面があると思われる。

³⁷ 例えば、Schnabel [2023, 2024]やRamsden [2023]など。この点、MIT教授のKristin Forbesは、FRBやECBを含む既に保有国債残高の削減を実施している7中銀のデータを用いたイベントスタディ分析を実施し、①保有国債削減のアナウンスメントは長期金利を有意に押し上げる、②ただし、定量的には国債買入れのアナウンスメント効果と比べて小さく非対称的であると報告し (Du et al. [2024])、その背景 (経済・金融情勢の違いや中央銀行の情報発信等) についてWaller [2024]やLogan [2024]らと議論している。

参考文献

- 雨宮正佳 [2017]、「イールドカーブ・コントロールの歴史と理論」、『金融市場パ
ネル 40 回記念コンファレンス』における講演.
- 井澤公彦・高橋悠輔・米山俊一 [2024]、『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
果の分析——」、未定稿.
- 植田和男 [2005]、「ゼロ金利との闘い—日銀の金融政策を総括する—」、日本経
済新聞社.
- 上野陽一・小枝淳子 [2022]、「イールドカーブ・コントロールに関する特定期間
選好仮説にもとづく考察」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.22-J-
13.
- 鵜飼博史 [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.
- 落香織・長田充弘 [2023]、「わが国における社債発行スプレッドの動向」、日銀レ
ビュー、No.23-J-11.
- 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.
- 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」、未定稿.
- 中村康治・八木智之 [2017]、「財政状況と長期金利」、『金融研究』、36(4)、71-102.
- 白川方明 [2008]、『現代の金融政策・理論と実際』、日本経済新聞出版社.
- 白塚重典・藤木裕 [2001]、「ゼロ金利政策下における時間軸効果：1999-2000 年
の短期金融市場データによる検証」、『金融研究』、20(4)、137-170.
- 日本銀行金融市場局 [2023]、「過去 25 年間の本邦金融市場の振り返り——金融
政策が市場機能度に与えた影響を中心に——」、『「金融政策の多角的レビュー
」に関するワークショップ: 第 1 回「非伝統的金融政策の効果と副作用」』
における資料、2023 年 12 月 4 日.
- 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).
- 日本銀行 [2021]、『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』
(2021 年 3 月).

- 日本銀行 [2024]、『経済・物価情勢の展望（展望レポート）』（2024年4月）。
- Altavilla, C., G. Carboni, and R. Motto [2015], "Asset Purchase Programmes and Financial Markets: Lessons from the Euro Area," ECB Working Paper, No.1864.
- Aoki, K. [2023], "The Bank of Japan's Balance Sheet." In Gürkaynak, R. S. and J. H. Wright (ed.), *Research Handbook of Financial Markets*, Chapter 3, 56-78, Edward Elgar Publishing.
- Bauer, M. D., and G. D. Rudebusch [2014], "The Signaling Channel for Federal Reserve Bond Purchases," *International Journal of Central Banking*, 10(3), 233-289.
- Bernanke, B. S., and V. Reinhart [2004], "Conducting Monetary Policy at Very Low Short-Term Interest Rate," *American Economic Review*, 73(4), 257-276.
- Bernanke, B. S., V. Reinhart, and B. Sack [2004], "Monetary Policy Alternatives at the Zero Bound: An Empirical Assessment," *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 1-100.
- Bernanke, B. S. [2016], "The Latest from the Bank of Japan," Brookings Institution Ben Bernanke's Blog, September 21, 2016.
- Bernanke, B. S. [2020], "The New Tools of Monetary Policy," *American Economic Review*, 110(4), 943-983.
- Bank for International Settlements [2023], "Central Bank Asset Purchases in Response to the Covid-19 Crisis," CGFS Papers No. 68.
- Chung, H., E. Gagnon, J. Hebden, K. Kim, B. Schlusche, E. Till and D. Vilán [2023], "Balance Sheet Policies in an Evolving Economy: Some Modelling Advances and Illustrative Simulations," FEDS Notes, February 3, 2023.
- D'Amico, S., and King, T. B. [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.
- Du, W., K. Forbes, and M. Luzzetti [2024], "Quantitative Tightening Around the Globe: What Have We Learned?" 2024 US Monetary Forum, February 28.
- Eggertsson, G. B. and M. Woodford [2003], "Zero bound on Interest Rates and Optimal Monetary Policy," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 139-233.
- Federal Open Market Committee [2020], *Minutes of the Federal Open Market Committee*, June 9-10, 2020.
- Fukunaga, I., N. Kato, and J. Koeda [2015], "Maturity Structure and Supply Factors in

- Japanese Government Bond Markets," *Monetary and Economic Studies*, 33, 37–53.
- Gagnon, J., M. Raskin, J. Remache, and B. P. Sack [2011], "Large-scale Asset Purchases by the Federal Reserve: Did They Work?" *Economic Policy Review*, 17(1), 41.
- Gilchrist, S., and E. Zakrajšek [2013], "The Impact of the Federal Reserve's Large-Scale Asset Purchase Programs on Corporate Credit Risk," *Journal of Money, Credit and Banking*, 45(2), 29-57.
- Gilchrist, S., B. Wei, V. Z. Yue, and E. Zakrajšek [2021], "The Fed Takes on Corporate Credit Risk: an Analysis of the Efficacy of the SMCCF," BIS Working Papers No.963.
- Hattori, T and J. Yoshida [2023], "Yield Curve Control," *International Journal of Central Banking*, 19(5), 403-438.
- Higgins, M., and T. Klitgaard [2020], "Japan's Experience with Yield Curve Control," Federal Reserve Bank of New York, Liberty Street Economics, June 22, 2020.
- Ichiue, H., and Y. Shimizu [2012], "Determinants of Long-term Yields: A Panel Data Analysis of Major Countries," *Japan and the World Economy*, 34–35, 44-55.
- Ihrig, J., E. Klee, C. Li, M. Wei and J. Kachovec [2018], "Expectations about the Federal Reserve's Balance Sheet and the Term Structure of Interest Rates," *International Journal of Central Banking*, 14(2), 341-390.
- Imakubo, K., and Nakajima, J. [2015], "Estimating Inflation Risk Premia from Nominal and Real Yield Curves Using a Shadow-rate Model," Bank of Japan Working Paper Series, No.15-E-1.
- Katagiri, M., and K. Takahashi [2017], "Do Term Premiums Matter? Transmission via Exchange Rate Dynamics," Bank of Japan Working Paper Series, No.17-E-7.
- Koeda, J. and B. Wei [2023] "Quantifying Forward Guidance and Yield Curve Control," mimeo.
- Koeda, J. and B. Wei [2024] "Yield Curve Control in Japan," mimeo.
- Krishnamurthy, A., and A. Vissing-Jorgensen [2011], "The Effects of Quantitative Easing on Interest Rates: Channels and Implications for Policy," *Brookings Papers on Economic Activity*, 43(2), 215-287.
- Li, C., and M. Wei [2013], "Term Structure Modeling with Supply Factors and the Federal Reserve's Large-scale Asset Purchase Programs," *International Journal of Central Banking*, 9(1), 3-39.
- Logan, L. K. [2024], "Discussion of 'Quantitative Tightening Around the Globe: What

- Have We Learned?' by Wenxin Du, Kristin Forbes and Matthew Luzzetti," Remarks at the 2024 U.S. Monetary Policy Forum, March 1, 2024.
- Lucca, D., and J. Wright [2024], "The Narrow Channel of Quantitative Easing: Evidence from YCC Down Under," *Journal of Finance*, 79(2), 1055-1085.
- 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, 303-328.
- Ramsden, D. [2023], "Quantitative Tightening: The Story so far" Speech at the Bank of England, organized by the Money Macro and Finance Society, 19 July 2023.
- Reserve Bank of Australia [2022], *Review of the Yield Target*.
- Rose, J [2021], "Yield Curve Control in the United States: 1942 to 1951," Federal Reserve Bank of Chicago Economic Perspectives, 2/2021.
- Schnabel, I. [2023], "Quantitative Tightening: Rationale and Market Impact," Speech at the Money Market Contact Group Meeting, March 2, 2023.
- Schnabel, I. [2024], "The Benefits and Costs of Asset Purchases," Speech at the 2024 BOJ-IMES Conference on "Price Dynamics and Monetary Policy Challenges: Lessons Learned and Going Forward," May 28, 2024.
- Shirakawa, M. [2002], "One Year under 'Quantitative Easing'," Bank of Japan IMES Discussion Paper, No.2002-E-3.
- Shiratsuka, S. [2024], "What Does the Yield Curve Control Policy Do?," Keio-IES Discussion Paper Series, DP2024-002.
- Sudo, N., and M. Tanaka [2021], "Quantifying Stock and Flow Effects of QE," *Journal of Money, Credit and Banking*, 53(7), 1719-1755.
- Ueda, K. [2012], "The Effectiveness of Non-Traditional Monetary Policy Measures: The case of the Bank of Japan," *The Japanese Economic Review*, 63(1), 1-22.
- Vayanos, D., and J. L. Vila [2021], "A Preferred-Habitat Model of the Term Structure of Interest Rates," *Econometrica*, 89(1), 77–112.
- Waller, C. J. [2024] "Thoughts on Quantitative Tightening, including Remarks on the Paper 'Quantitative Tightening around the Globe: What Have We Learned?'" Remarks at the 2024 U.S Monetary Policy Forum, March 1, 2024.

補論 1. 「将来の国債保有割合予想（リスク量ベース）」の作成方法

本補論では、第2節で導入し、第4節の分析に用いている「日本銀行の国債保有割合に関する将来予想」の作成方法を説明する。具体的には、まず、①日本銀行の国債保有について金利リスクを勘案した「リスク量ベースの国債保有割合」を算出する。次に、②日本銀行による実際の買入れ額や公表している買入れ予定額をベースとして「将来の国債保有割合予想（リスク量ベース）」を作成する。

（リスク量ベースの国債保有割合）

債券の金利リスク量（金利が1単位変化した場合の債券価格の変化）は、その償還までの残存期間や金利水準によって異なるものとなる³⁸。例えば、服部[2020]は、債券価格 P について金利 r の周りでテイラー展開による2次近似を行うことにより、債券金利が Δr 変化した際の債券価格の変化を、債券のデュレーション D とコンベクシティ C を使って、以下のように表している。

$$\frac{P(r + \Delta r) - P(r)}{P} \approx \frac{1}{P} \frac{dP}{dr} \Delta r + \frac{1}{2} \frac{1}{P} \frac{d^2P}{dr^2} (\Delta r)^2 = -D\Delta r + \frac{1}{2} C(\Delta r)^2 \quad (A1-1)$$

ここで、コンベクシティを簡便的に $C = D^2$ で近似すると、金利1%上昇（ $\Delta r = 1\%$ ）に対する各国債銘柄の金利リスク量（ $-\Delta P/P$ ）は、その残存期間 D の関数（ R^D ）として算出することができる³⁹。本稿では、この近似的な関係を用いて、日本銀行の国債保有額および国債発行残高全体をリスク量ベースに換算している。

まず、日本銀行の年限別（残存期間別）の国債保有残高は、日本銀行が毎月公表している『日本銀行が保有する国債の銘柄別残高』を用いて算出する⁴⁰。すな

³⁸ 金利変化に対して満期到来前の償還や売却等が見込まれる場合にはその可能性も勘案する必要がある。この点、日本銀行は、保有している国債について、（過去、一部の例外を除くと、）売却を行わず満期まで保有してきた。なお、こうした実態等を踏まえて、国債の評価については、償却原価法を採用している。

³⁹ 具体的に、年限別の金利リスク量（ R^D ）は、 $R^D = -\Delta P/P = 0.01D - 0.0001D^2/2$ で算出できる。

⁴⁰ 国庫短期証券は、その買入れや保有が長期金利に及ぼす影響が小さいと考えられることから、本稿の分析対象から除くこととする。また、ウェイトの小さい変動利付債・物価連動国債も除き、固定利付国債のみを対象とする。なお、『日本銀行が保有する国債の銘柄別残高』は、2001年5月以前のデータが存在しない。このため、同期間の日本銀行保有国債のリスク量は、平均国債残存年限の半期データを線形補完により月次化し、リスク量との線形関係を用いて補完している。

わち、銘柄別の保有国債残高と各銘柄の国債償還予定日の情報を用いることにより、年限別の国債保有額を算出することができる。

リスク量ベースへの換算にあたっては、先行研究（Li and Wei [2013]等）に倣い、「10年物換算の国債保有額（10-year equivalents）」に基準化している。具体的に、各年限のリスク量ベースの国債保有額（ $JGBRISK_t^D$ ）は、各年限の国債保有額（ JGB_t^D ）に、各年限のリスク量を10年物のリスク量で標準化した値（ R^D/R^{10Y} ）を乗じ、すべての年限で足し合わせることによって、リスク量ベースの集計値（ $JGBRISK_t$ ）を得る。

$$JGBRISK_t = \sum_D JGBRISK_t^D = \sum_D \left(\frac{R^D}{R^{10Y}} \times JGB_t^D \right) \quad (A1-2)$$

国債発行残高についても同様に、銘柄別の国債発行残高のデータを取得し、同様の方法で金利リスク量ベースの発行残高を計算する。

図表5には、リスク量ベースの国債保有額および国債発行残高の試算結果を示している。「リスク量ベースの国債保有割合」は、リスク量ベースの国債保有額をリスク量ベースの国債発行残高で割ることにより算出する。

（将来の国債保有割合予想）

次に、日本銀行による実際の買入れ額や公表している買入れ予定額をベースとした市場参加者による織り込みを勘案することにより、「将来の日本銀行の国債保有割合予想（リスク量ベース）」を作成する。

先行きの日本銀行の国債保有額を予想するにあたっては、いくつかの方法が考えられる。第一に、市場参加者を対象としたサーベイ調査を用いて、先行きの買入れペースに関する市場参加者による予想を把握する方法が考えられる。例えば、ECBによる資産買入れを分析対象とした Equiza et al. [2023]では、エコノミストを対象とした Bloomberg 社による月次のサーベイ調査から、市場参加者の各時点における先行きの国債買入れペース見通しを入手し、それを基に将来の国債保有額を試算している⁴¹。第二に、市場参加者が中央銀行の公表物等に基づいて先行きの買入れペースを予想すると仮定する方法が考えられる。例えば、

⁴¹ ただし、同サーベイ調査からは、買入れの年限構成に関する見通しを入手できないため、別途、ECBが公表している年限構成に関する情報と組み合わせることにより、将来保有額のリスク量を計算している。

F R Bによる資産買入れを分析対象とした Ihrig et al. [2018]では、米国で世界金融危機後に実施された3回の量的緩和策（LSAP1、LSAP2、LSAP3）を対象として、それぞれの導入の際にF R Bが発信したアナウンスメント（長期国債等の買入れ総額、買入れペース）をもとに市場参加者が予想を形成すると仮定することで、先行きの国債保有残高を推計している。この点、本稿の第4節の分析では、1997年以降の長期金利関数の推計を試みているが、すべての期間にわたってサーベイ調査等に基づく市場参加者の予想を入手することはできない。そこで、本稿では、Ihrig et al. [2018]と同様に、日本銀行の国債買入れについての情報を用いて、一定の仮定のもとに市場参加者の予想が形成されると仮定する方法を用いる。

具体的には、以下のように、局面ごとに異なる仮定を置いたうえで、「2年後の予想国債保有額」を作成する⁴²。まず、①量的緩和政策導入後（2001年3月～2010年9月⁴³）については、量的緩和政策のもとで月間の国債買入れペースが公表されていたため、各時点で公表されていた月間買入れペースが2年間続くと仮定して、2年後の国債保有額を計算する。さらに、②包括緩和政策導入後（2010年10月～2013年3月）については、新たに創設された「資産買入れ等の基金」を用いた買入れも追加されたため、同基金における買入れ予定額を加算する⁴⁴。QQE導入後は、③YCC導入以前（2013年4月～2016年8月）については、毎月アナウンスされた国債買入れペース（2013年10月までは約50兆円/年間、2014年11月からは約80兆円/年間）に沿って買入れを行っていたため、各時点の買入れペースを、2年間継続すると仮定する。また、④YCC導入以降（2016年9月以降）については、日本銀行が毎月公表する『長期国債買入れの月間（四半期）予定』で示された月間買入れペースを続けた際の、2年後の国債保有残高を将来予想とみなす。なお、『長期国債買入れの月間（四半期）予定』では、残

⁴² Li and Wei [2013]や Ihrig et al. [2018]では、金利の期間構造モデルを用いて、先行きの市中の国債供給に関するショックが、その影響は割引かれつつも現在のタームプレミアムを押し下げる効果を持つと議論している。この点、本稿では、先行きの国債買入れペースの予想期間を、アドホックではあるが「2年間」と仮定している。これは、同モデルの枠組みでは、「2年後以降の国債供給ショックもしくはその影響がゼロである」ことを仮定していることとなる。

⁴³ 量的緩和導入以前（2001年2月以前）については、資産買入れは金融政策に関連付けて行われていなかったため、各時点の月間長期国債買入れ額が、先行き2年間（24か月）継続すると仮定し、2年後の国債保有額を算出する。

⁴⁴ 「資産買入れ等の基金」については、各時点で公表されていた積み上げ完了予定（目標となる長期国債保有水準が達成される時期）まで等速で毎月の国債買入れを継続すると仮定した。

存期間別の買入れ額について、買入れ額の上限と下限のみが示されているため、上限と下限の平均値（レンジ平均）を買入れ予定額として利用する⁴⁵。補論図表 1 は、以上の前提から作成した「先行き 2 年間の国債買入れ額予想」である。

補論図表 1. 先行き 2 年間の日本銀行国債買入れ額予想（月当たり）



(注) 直近は 2024 年 4 月。

(出所) 日本銀行

「2年後の予想国債保有額」は、上記で計算された「先行き 2 年間の国債買入れ額予想」から、「先行き 2 年間に予定されている国債償還額」を差し引き、各時点の国債保有額に足し合わせることで計算できる。同償還額は、①各時点の保有銘柄について、2年後までに償還日を迎える銘柄の保有額と、②先行き 2 年間の予定買入れ額のうち 2年後までに満期を迎える部分を足し上げることにより算出される⁴⁶。

リスク量ベースへの換算にあたっては、各時点の「2年後の予想国債保有額」を年限別に算出することにより、前述の(A1-2)式を用いて年限ごとに「10年物換算の国債保有額 (10-year equivalents)」に基準化し、リスク量ベースの集計値を作成している⁴⁷。

⁴⁵ なお、2021 年 4 月～2022 年 11 月は、レンジではなくオファー額そのものが公表されていた。

⁴⁶ 銘柄別国債残高が利用できない 2001 年 5 月以前については、「先行き 2 年間の保有国債償還額 ÷ 保有国債残高」が 2001 年 6 月から 2002 年 5 月の平均値に等しいと仮定して、簡便的に推計している。

⁴⁷ 年限別の予想国債保有額を算出するためには、先行きの国債買入れにおける年限構成の仮定

最後に、「将来の国債保有割合予想（リスク量ベース）」の分母となる国債発行残高についての先行き予想は、簡便的に、各時点における過去2年間の発行ペースが先行き2年間継続するとの仮定をおいて算出している。また、その年限構成については、ストックベースで先行き一定と仮定している。図表7は、以上の仮定のもとで算出された「将来の国債保有割合予想（リスク量ベース）」を示している。

参考文献

服部孝洋 [2020]、『コンバクシティ入門—日本国債における価格と金利の非線形性』、財務総合政策研究所、シリーズ日本経済を考える、107.

Equiza, J., R. Gimeno, A. Moreno, and C. Thomas [2023], "Evaluating Central Bank Asset Purchases in a Term Structure Model with a Forward-looking Supply Factor," BANCO DE ESPAÑA Working Papers, No.2303.

Ihrig, J., E. Klee, C. Li, M. Wei and J. Kachovec [2018], "Expectations about the Federal Reserve's Balance Sheet and the Term Structure of Interest Rates," *International Journal of Central Banking*, 14(2), 341-390.

Li, C., and M. Wei [2013], "Term Structure Modeling with Supply Factors and the Federal Reserve's Large-scale Asset Purchase Programs," *International Journal of Central Banking*, 9(1), 3-39.

が必要となる。QQE導入以降については、各月に公表している残存期間別の買入れ予定（残存期間1年以下、1年超3年以下、3年超5年以下、5年超10年以下、10年超25年以下、25年超）を用いている。他方、同情報が利用可能でないQQE導入以前については、各月の買入れにおける年限構成の実績（短期的な変動を均すため、前後半年の移動平均値）を用いている。また、銘柄別情報が利用できない2001年5月以前については、2年後の実現値（リスク量ベースの国債残高÷リスク量未勘案の国債残高）を用いている（完全予見を仮定）。

補論 2. 「YCCの許容変動幅等を超える確率」の作成方法

本補論では、第3節で導入し、第4節の分析に用いている「YCC許容変動幅等を超す確率」の作成方法を説明する。具体的には、①10年物OISレートを原資産とする金利スワップションのデータを用いて「将来の予想金利分布」を推計したうえで、②その分布情報を用いることにより、市場参加者が織り込む「長期金利が3か月後にYCC許容変動幅等を超す確率」を算出する。

「将来の予想金利分布」は、Malz [2014]の提案する手法に従い、オプション価格に織り込まれているボラティリティ・スマイル——インプライド・ボラティリティ (IV) と権利行使価格の関係をプロットすると、下に凸な曲線となる傾向——を活用することにより推計する⁴⁸。

まず、 t 時点におけるヨーロピアン・コールオプションの価格 $c(t, X, \tau)$ は、以下のような式で表される。

$$c(t, X, \tau) = e^{-r_t \tau} \tilde{E}_t[\max(S_t - X, 0)] = e^{-r_t \tau} \int_X^\infty (s - X) \tilde{\pi}_t(s) ds \quad (\text{A2-1})$$

ここで、10年物OISレートを原資産とする3か月物の金利スワップションの場合、 S_t は t 時点の原資産価格(=OISレート)、 X は権利行使価格、 τ は残存期間(原資産の満期を T とすると、 $\tau = T - t$)、 $\tilde{\pi}_t(s)$ は原資産価格の将来分布に関する確率密度関数、 r_t はリスクフリーレートを示す。ここで、最終的に算出したい確率密度関数 $\tilde{\pi}_t(X)$ を積分した累積分布関数 $\tilde{\Pi}_t(X)$ は、以下のように、オプション価格を権利行使価格 X で偏微分することにより導出される。

$$\tilde{\Pi}_t(X) = \int_X^\infty \tilde{\pi}_t(s) ds = 1 + e^{r_t \tau} \frac{\partial}{\partial X} c(t, X, \tau) \quad (\text{A2-2})$$

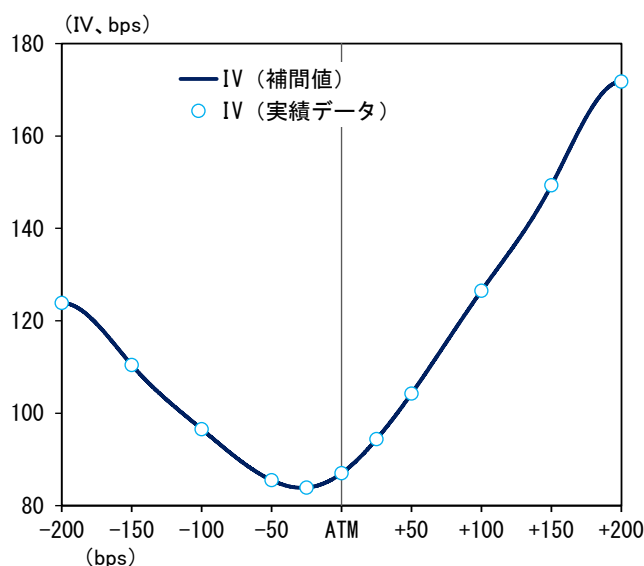
この式を用いると、オプション価格のデータを用いて、行使価格との関係が分かれば「将来の予想金利分布」を算出することができることとなる。もっとも、実務上は、①オプションはいくつかの権利行使価格 X について取引される離散的なものであり、オプション価格と権利行使価格の連続的な関係を観察できないこと、②このため、取引されない権利行使価格に対応するオプション価格を、

⁴⁸ 米山ほか[2024]も、本稿と同様に Malz [2014]の提案する手法を用いて、日米金利や円ドル為替レートに関する将来確率分布を推計している。

何らかの手法で補間推計する必要が生じるが、オプション価格と権利行使価格の関係には強い非線形性がみられるため、正確に補間推計することは容易ではないとされている (Jiang and Tian [2005])。こうしたことから、実務的には、Malz [2014]が提案するように、権利行使価格に対して連続的な変化を示す IV のデータについて補間推計を行い、その値をオプション価格に換算するという手順で、確率密度を推計することが多い。

本稿では、LSEG Eikon から取得できる 3 カ月先 10 年金利スワップションの IV の気配値データを利用している。データとして得られる 11 権利行使価格 (ATM (At the Money: 権利行使価格が市場価格に等しい場合)、ATM±25bps、ATM±50bps、ATM±100bps、ATM±150bps、ATM±200bps) に対応する IV について、先行研究でよく用いられる 3 次スプライン関数を推計している⁴⁹。推計された IV 関数を見ると (補論図表 2-1)、比較的滑らかな関数となっており、ATM の周辺をボトムとして両端ほどボラティリティが上昇する、いわゆる「ボラティリティ・スマイル」の形状が実際に観察される。

補論図表 2-1. 金利スワップションデータから算出した IV 関数



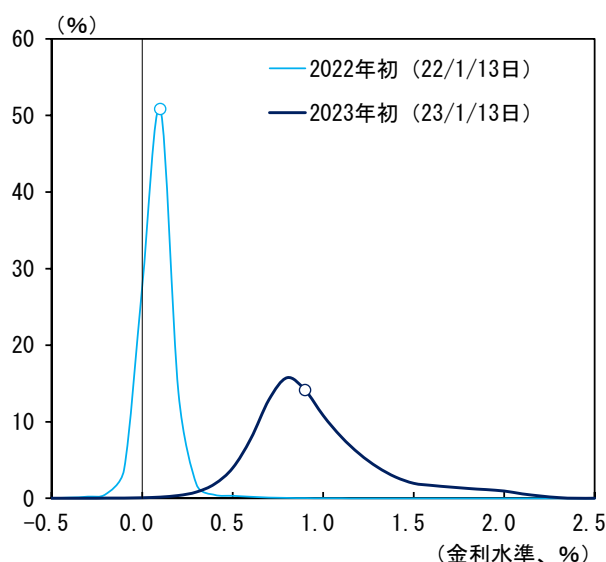
(注) 2023 年 1 月 13 日時点。

(出所) Bloomberg、LSEG Eikon

⁴⁹ なお、スプライン補間を始めとしたノンパラメトリック法を用いた場合、各行使価格における IV の値に極端な凹凸がみられることがあり、補間された IV は負の値にもなりうる (菅沼・山田 [2017])。この点、本稿では、補間された IV が、非負制約を満たすことを確認している。

補論図表 2-2 は、得られた IV 関数から算出した「将来の予想金利分布」である。オプション価格と IV には、1 対 1 の関係があることから、各時点の予想分布を数値的に計算することが可能となる⁵⁰、⁵¹。2022 年初時点の予想分布は、YCC の枠組みのもとで 0% 近傍に集中する形となっていたが、金利上昇圧力が生じた 2023 年初時点には、分布が右側に大きくシフトしたほか、上方の裾野が厚くなる形で分散も大きくなっており、先行きの金利動向に関する不確実性が高まったことがみてとれる。一部に、YCC の見直しを前提とした大幅な金利上昇を見込む向きが強まっていたことが確認できる。

補論図表 2-2. 3 か月先の 10 年金利の予想分布



(注) ○マーカーは各時点における中央値。

(出所) Bloomberg、LSEG Eikon

⁵⁰ コールオプションの価格 $c(t, X, \tau)$ は、ブラック・モデルにより、インプライド・ボラティリティを変数にもつオプション評価関数 $V(S_t, X, \tau, \sigma(t, X, \tau))$ で示すことが可能である。ただし、わが国においては、近年、金利がマイナスとなる場合が生じており、そうした可能性を考慮しない同モデルではオプション価格を描写できないという問題がある。この点、LSEG Eikon は、スワップ・レートが正規分布に従うことを仮定したノーマル・モデル (Bachelier モデル) を標準モデルとしてオプション価格と IV の換算を行っており、本稿でも、同モデルを用いた換算を行っている。

⁵¹ 予測分布の算出において、オプションの満期が短期であり、短期金利が概ね 0% 程度であることから、リスクフリーレート r_t は 0 としている。また、2022 年 5 月 25 日以前は LIBOR ベースのスワップションに係る IV を利用しているため、LIBOR-OIS スプレッドを用いて、分布全体が平行シフトすることを仮定し、OIS ベースの分布に変換している。なお、11 権利行使価格の IV データのうち欠損している部分については、利用できるデータのみを用いてパラメーターを推計し、補間推計を行っている。

「3か月後の長期金利が特定の水準を上回る・下回る確率」は、上記のように作成された各時点の金利予想分布を用いることにより計算できる。図表 11 は、各時点における Y C C の許容変動幅の上限や下限、連続指値オペの利回り水準を閾値として、3か月後にそれらの水準を超える確率を計算したものを示している（各時点の閾値については、図表 8 を参照）。

参考文献

菅沼健司・山田哲也 [2017]、「マイナス金利を考慮したフォワードレート・モデルと市場の金利見通し」、IMES Discussion Paper Series、No.2017-J-18.

米山瑛仁・土屋晶嵩・福間則貴 [2024]、「オプション市場からみた円金利・為替相場のリスク認識の変化—2022 年以降の米欧利上げ局面でのインプライド確率分布の動向—」、日銀レビュー、No.24-J-1.

Malz, A. M. [2014], "A Simple and Reliable Way to Compute Option-Based Risk-Neutral Distributions," Federal Reserve Bank of New York Staff Reports, No.677.

Jiang, G. J., and Tian, Y. S. [2005], "Model Free Implied Volatility and Its Information Content," *Review of Financial Studies*, 18, 1305-1342.

補論3. 年限別金利関数の推計結果

補論図表3. 年限別金利関数の推計結果（図表16・モデル5）

（1）被説明変数：年限別の予想短期金利成分

被説明変数：	1年	2年	3年	4年	5年	6年	7年	8年	9年	10年
定数項	0.075 ***	0.102 ***	0.145 ***	0.192 ***	0.240 ***	0.291 ***	0.341 ***	0.388 ***	0.433 ***	0.476 ***
米国金利	0.005	0.018 ***	0.029 ***	0.040 ***	0.048 ***	0.056 ***	0.063 ***	0.069 ***	0.074 ***	0.078 ***
コールレート	0.708 ***	0.811 ***	0.853 ***	0.875 ***	0.886 ***	0.875 ***	0.858 ***	0.838 ***	0.818 ***	0.798 ***
インフレ率	0.020 ***	0.034 ***	0.047 ***	0.057 ***	0.065 ***	0.071 ***	0.075 ***	0.078 ***	0.080 ***	0.082 ***
国債保有割合 (リスク量ベース)	-0.004 ***	-0.005 ***	-0.006 ***	-0.007 ***	-0.008 ***	-0.008 ***	-0.009 ***	-0.009 ***	-0.009 ***	-0.009 ***
国債保有割合の前期差	-0.049 **	-0.081 ***	-0.113 ***	-0.139 ***	-0.163 ***	-0.177 ***	-0.187 ***	-0.195 ***	-0.202 ***	-0.208 ***
修正R ²	0.692	0.758	0.790	0.808	0.819	0.826	0.830	0.832	0.833	0.833
AIC	-1.636	-1.527	-1.412	-1.321	-1.243	-1.186	-1.142	-1.111	-1.089	-1.077
推計期間	1997/1～2024/3月									

（2）被説明変数：年限別のタームプレミアム

被説明変数：	1年	2年	3年	4年	5年	6年	7年	8年	9年	10年
定数項	0.053 **	0.045 **	0.023	0.001	-0.053	-0.077	-0.087	-0.056	0.001	0.019
米国金利	0.010	0.027 ***	0.047 ***	0.075 ***	0.103 ***	0.126 ***	0.146 ***	0.157 ***	0.157 ***	0.159 ***
国債保有割合 (リスク量ベース)	0.000	-0.002	-0.002	-0.003	-0.002	-0.003	-0.004	-0.006 *	-0.008 **	-0.009 **
2年後にかけての 国債保有割合変化幅予想	-0.006 ***	-0.005 ***	-0.005 ***	-0.006 ***	-0.007 ***	-0.009 ***	-0.010 ***	-0.011 ***	-0.013 ***	-0.014 ***
指値オペ割合	0.001 **	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	-0.002 **
変動幅上限を超える確率 (2016/9月～22/4月、 2023/11月～24/3月)	-0.010 **	-0.011 **	-0.019 ***	-0.026 ***	-0.035 ***	-0.040 ***	-0.043 ***	-0.044 ***	-0.044 ***	-0.046 ***
連続指値水準を超える 確率 (2022/5月～23/10月)	-0.016 ***	-0.019 ***	-0.032 ***	-0.042 ***	-0.048 ***	-0.054 ***	-0.056 ***	-0.056 ***	-0.056 ***	-0.059 ***
変動幅下限を超える確率	-0.010 *	0.001	0.010	0.018 *	0.023 **	0.027 **	0.027 **	0.028 **	0.026 **	0.025 **
修正R ²	0.450	0.609	0.687	0.731	0.760	0.773	0.773	0.785	0.803	0.813
AIC	-2.085	-2.198	-1.782	-1.340	-1.046	-0.747	-0.488	-0.345	-0.328	-0.290
推計期間	1997/1～2024/3月									

(注) ***は1%、**は5%、*は10%水準で有意であることを示す。米国金利の年限は、被説明変数に対応した年限としている。

(出所) Bloomberg、総務省、日本銀行、LSEG Eikon