



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

Broad

Perspective
Review

多角的レビューシリーズ

量的・質的金融緩和やイールドカーブ・コントロールが国債市場の機能度に及ぼした影響

北村 富行*

tomiyuki.kitamura@boj.or.jp

竹村 啓太*¹

keita.takemura@boj.or.jp

福間 則貴*

noritaka.fukuma@boj.or.jp

前橋 昂平*

kouhei.maehashi@boj.or.jp

松田 尚樹*²

naoki.matsuda@boj.or.jp

渡辺 康太*³

kouta.watanabe@boj.or.jp

No.24-J-12
2024年8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（¹ 現・金融機構局、² 現・政策委員会室、³ 現・調査統計局）

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

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

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

量的・質的金融緩和やイールドカーブ・コントロールが 国債市場の機能度に及ぼした影響*

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年8月

【要旨】

本稿では、日本銀行の量的・質的金融緩和（QQE）やイールドカーブ・コントロール（YCC）が国債市場の機能度に及ぼした影響を、国債の銘柄別パネルデータを用いて検証する。主な結果は以下の3点にまとめられる。第1に、国債市場の取引高への影響については、日本銀行の国債買入れ（フロー）は取引高を増加させる一方、日本銀行の国債保有比率（ストック）の上昇や連続指値オペの実施は取引高を減少させる。ただし、国債買入れ（フロー）も、日本銀行の国債保有比率（ストック）が一定の閾値を上回った状況で実施されれば、取引高を減少させる。第2に、国債市場のビッド・アスク・スプレッドへの影響については、日本銀行の国債買入れは同スプレッドを縮小させる一方、日本銀行の国債保有比率の上昇は同スプレッドを非線形的に拡大させる。第3に、イールドカーブの形状に対する影響については、日本銀行の国債保有比率の一部銘柄での上昇や連続指値オペの実施は、イールドカーブに低下方向の歪みを生じさせる。

JEL 分類番号：C23、D4、D53、E58、G12

キーワード：QQE、YCC、国債市場、市場機能度、市場流動性

* 本稿は、2023年12月4日に開催された「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」の第1セッション（金融市場）における報告内容の一部をベースに作成した。本稿の作成にあたっては、粟井益大、岩壺健太郎、開発壮平、加藤出、川本卓司、久保太基、倉知善行、清水誠一、長野哲平、永幡崇、藤田研二、宮川大介、Alexander Duering の各氏及び日本銀行スタッフから有益なコメントを頂戴した。また、図表作成では、村本布美子氏にご協力を頂いた。ここに記して感謝の意を表したい。ただし、本稿のあり得べき誤りは全て筆者たち個人に帰する。また、本稿に示される内容は筆者たち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（tomiyuki.kitamura@boj.or.jp）

[‡] 日本銀行金融市場局（現・金融機構局、keita.takemura@boj.or.jp）

[§] 日本銀行金融市場局（noritaka.fukuma@boj.or.jp）

[#] 日本銀行金融市場局（kouhei.maehashi@boj.or.jp）

^{**} 日本銀行金融市場局（現・政策委員会室、naoki.matsuda@boj.or.jp）

^{***} 日本銀行金融市場局（現・調査統計局、kouta.watanabe@boj.or.jp）

1. はじめに

2013年4月に導入された量的・質的金融緩和（QQE）や、2016年9月に導入された「長短金利操作付き量的・質的金融緩和」のもとでのイールドカーブ・コントロール（YCC）など、過去約10年間の日本銀行の大規模な金融緩和策は、実質金利の低下等を通じて、経済・物価の押し上げ効果を発揮してきた^{1,2}。その一方で、QQEやYCCのもとで、日本銀行の国債保有残高は増加し、日本銀行の市場金利に対する働きかけが強まっていったことで、国債市場の機能度は低下した、と指摘されることがある。実際、日本銀行が債券市場参加者を対象に行った「債券市場サーベイ・特別調査（2023年11月調査）」の結果をみると、債券市場の機能度は、QQE導入以降大きく低下した、と評価されている（図表1）。

そこで、本稿では、QQEやYCCが国債市場の機能度に及ぼした影響を、実証的に分析する。この分析を行うに当たっては、まず、「市場機能度」というやや抽象的な概念を、分析可能な定量的な指標に具体化する必要がある。市場機能度を捉える指標には様々なものが存在するが、本稿では、流動性指標（ビッド・アスク・スプレッドなど）と相対価格指標（イールドカーブのスプライン補間からの乖離など）の2種類に焦点を当てる³。具体的には、流動性指標として代表的な「取引高」と「ビッド・アスク・スプレッド」、および、相対価格指標として代表的な「イールドカーブの歪み」の計3指標を、市場機能度の指標として採用する。そのうえで、日本銀行の金融緩和策がこれらの指標に及ぼした影響を、国債の銘柄別パネルデータを用いて回帰分析する。

パネルデータ分析の結果、主に以下の3点が確認された。第1に、取引高を被説明変数とした分析により、日本銀行の国債買入れ（フロー）は取引高を増加させる一方、

¹ なお、日本銀行は、2024年3月の金融政策決定会合において、大規模な金融緩和はその役割を果たしたと考え、2%の「物価安定の目標」のもとで、短期金利の操作を主たる政策手段とする金融政策枠組みに移行することを決定した。

² QQE導入以降の金融政策の効果や経済・物価動向については、「「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）や「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）において、分析結果や評価が示されている。また、現在進められている「金融政策の多角的レビュー」においても、分析が行われている。

³ 米国ダラス連銀のローガン総裁は、市場が機能しているか否かを測る単一の指標など無く、様々な指標を複合的に用いることが重要だと述べている（Logan, 2020）。そのうえで、そうした指標の例を、本稿と同様に、流動性指標と相対価格指標の2種類に分けて、提示している。

日本銀行の国債保有比率（ストック）の高まりや連続指値オペは取引高を減少させることが分かった。ただし、国債買入れについても、日本銀行の国債保有比率が一定の閾値を上回った状況で実施されれば、むしろ取引高を減少させる傾向にあることが判明した。第2に、ビッド・アスク・スプレッドを被説明変数とした分析により、日本銀行の国債買入れはビッド・アスク・スプレッドを縮小させる一方、日本銀行の国債保有比率の高まりはビッド・アスク・スプレッドを非線形的に拡大させることが確認された。第3に、イールドカーブの歪みを被説明変数とした分析結果により、日本銀行の国債保有比率の一部銘柄での高まりや連続指値オペが、イールドカーブに低下方向の歪みを生じさせることが分かった。

本稿の構成は、以下のとおりである。第2節は、先行研究との関係を整理する。第3節では、国債市場の機能度の推移を振り返る。第4節は、QQE や YCC といった日本銀行の金融緩和策が国債市場の機能度に及ぼした影響を分析するための推計手法とデータを説明する。第5節は、国債市場の銘柄別パネルデータを用いた実証分析の結果を示す。第6節は、結語である。

2. 先行研究との関係

中央銀行の国債買入れや金融政策が市場機能度に及ぼす影響に関しては、国内外で研究の蓄積が相応に進んでいるものの、その評価について、必ずしもコンセンサスが得られているわけではない。

まず、主に伝統的金融政策が実施されていた時期を対象とした先行研究のうち、[Harvey and Huang \(2002\)](#)や [Andersson \(2010\)](#)は、Fed による公開市場操作は国債価格のボラティリティを上昇させたと指摘している⁴。日本についても、[Inoue \(1999\)](#)は、日本銀行の公開市場操作が国債市場の取引高を増加させ、国債価格のボラティリティを高めたと報告している⁵。一方、[Pasquariello et al. \(2020\)](#)は、2001年から2007年にかけて

⁴ [Harvey and Huang \(2002\)](#)は1982年から1988年までを、[Andersson \(2010\)](#)は1999年から2006年までを分析対象としている。

⁵ 中央銀行の国債買入れが国債市場のボラティリティを高めるメカニズムについて、[Iwatsubo and Taishi \(2018\)](#)は、以下のように説明している。中央銀行が国債価格に関する何か特別な情報を有していると想定される状況では、公開市場操作を目の当たりにした市場参加者は、公開市場操作には市場価格にまだ反映されていない特別な情報が含まれていると考える。その結果、市場での取引が慎重に行われるようになり、市場参加者が予想する将来の価

て、Fed の公開市場操作がビッド・アスク・スプレッドを縮小させ、市場流動性を改善させた、と指摘している⁶。

非伝統的金融政策が大規模に実施されるようになった時期を対象とした海外の先行研究をみても、中央銀行の国債買入れや金融政策が市場機能度に及ぼした影響の評価は定まっていない。Kandrac and Schlusche (2013)は、Fed の大規模資産買入れ(LSAP)が市場流動性を低下させた証拠は見当たらない、と報告している。また、De Pooter et al. (2018)は、ECB の証券市場プログラム (SMP) がユーロ圏周縁国の国債の流動性プレミアムを縮小させ、市場機能度の改善に繋がった、と評価している。他方、Schlepper et al. (2020)は、ECB の公的部門債券購入プログラム (PSPP) にはドイツ国債市場の厚みを減らす弊害があった、と主張している。また、Finlay et al. (2023)は、オーストラリア準備銀行のイールド・ターゲットのもとでの国債買入れは、国債の市中流通残高を減少させ、ビッド・アスク・スプレッドを拡大させるなど、市場流動性を悪化させた、と報告している。

日本銀行が行ってきた非伝統的金融政策を対象とした研究では、Iwatsubo and Taishi (2018)が、QQE 導入以降、日本銀行が国債の買入れ頻度を増やし、1 回当たりの買入れ金額を減額し、1 日当たりの買入れ金額の変動を低下させるように工夫したことで、国債市場の流動性は改善したと報告している。また、Pelizzon et al. (2018)は、日本銀行の国債買入れには市場流動性を改善させる効果と悪化させる効果があり、前者をスポットライト効果、後者を希少性効果と呼称している。スポットライト効果は、日本銀行が特定の銘柄の国債を買い入れると、市場参加者はその銘柄の国債を売却しやすくなり、業者間取引が活発化し、市場流動性が改善する効果を捉えたものである。他方、希少性効果は、日本銀行が国債を買い入れることで市中流通残高が減少し、取引

格にも不確実性が増して、国債市場のボラティリティが上昇する、と考えられる。なお、Bhattacharya and Weller (1997)と Chari (2007)は、為替市場においても、通貨当局の為替介入により同様のメカニズムが生じることを指摘している。

⁶ このように市場流動性が改善した背景について、Pasquariello et al. (2020)は、グリーンズパン元 FRB 議長が FOMC 後の記者会見で、FOMC の決定内容や Fed の金融政策スタンスに関する情報発信を行うようになって以降、金融政策の透明性が高まり、公開市場操作自体には Fed の金融政策スタンスに関する追加的な情報が無くなった、と論じている。公開市場操作に追加的な情報が無くなると、公開市場操作を目の当たりにした市場参加者は、それをノイズ・トレードと捉え、より積極的に裁定取引を行うようになり、市場参加者が予想する将来の価格の不確実性も低下するため、国債市場のボラティリティが低下する、と考えられる (Iwatsubo and Taishi, 2018)。

高も減少して、市場流動性が悪化するという効果を捉えたものである。さらに、[Han and Seneviratne \(2018\)](#)は、日本銀行の国債買入れが市場流動性に及ぼす影響は、日本銀行の国債保有残高の状況により変化し得る、と指摘している。

この間、日本銀行においても、国債市場の流動性や機能度を巡る分析が進められてきた（[土川ほか, 2013](#); [黒崎ほか, 2014](#); [衣笠・長野, 2017](#); [崎山・小林, 2018](#); [小林ほか, 2019](#); [源間・稲村, 2019](#)）。これらの論文の中には、国債市場の流動性をより多面的に捉える観点から新たにモニタリング指標を考案した論文もあり、こうして開発された流動性指標などは、現在、概ね四半期に1度の頻度で日本銀行ホームページにおいて公表されている⁷。

本稿は、こうした一連の先行研究の流れに立脚している。もともと、本稿は、先行研究で取り扱われることが無かった幾つかの重要な点も、分析対象に取り込んでいる。第1に、多くの先行研究は、ビッド・アスク・スプレッドを中心とした流動性指標を分析対象としているのに対して、本稿は取引高やビッド・アスク・スプレッドなどの流動性指標に加え、イールドカーブの歪みという相対価格指標も分析の射程に入れている。これにより、日本銀行の金融緩和策が市場機能度に及ぼした影響について、より幅広く検証することが可能になる。第2に、非伝統的金融政策として、大規模な国債買入れを軸としたQQEだけでなく、YCCの長期金利操作目標を実現するために行われた指値オペの影響も分析対象としている。これにより、市場機能度の低下に影響を及ぼしたとみられる日本銀行の金融緩和策について、より解像度を高めて評価することができる。第3に、本稿で行うパネルデータ分析は、2023年6月までのデータを用いており、コロナ禍や、2022年以降の海外中央銀行による利上げに伴う国際金融市場のボラティリティ上昇局面も分析の対象に含めている。第3節でも振り返るとおり、この時期はビッド・アスク・スプレッドの拡大やイールドカーブの歪みなど、市場機能度が著しく低下した時期であり、そうした時期も分析対象とすることで、QQEやYCCが市場機能度に及ぼした影響をより包括的に評価することができる⁸。

⁷ <https://www.boj.or.jp/paym/bond/index.htm#p02>

⁸ なお、日本銀行は、2023年7月の金融政策決定会合において、先々の上下双方向のリスクを踏まえ、債券市場の機能に影響が及ぶリスクを和らげることも念頭に、YCCの運用柔軟化を行い、それ以降は指値オペへの応札もみられなくなった。本稿では、QQEやYCCが、金融緩和策の副作用として、市場機能度に及ぼした負の影響を検証することにフォーカスするため、2023年7月以降の期間は分析対象期間から除外している。

3. 国債市場の機能度の推移

本節では、国債市場の機能度について、流動性指標と相対価格指標を用いながら振り返る。

まず、図表 2 は、債券市場参加者がトレーディングを行う際に最も着目する価格変動要因をサーベイした結果である。1990 年代後半から 2000 年代前半にかけては、債券市場参加者は「景気」や「債券需給」に注目して取引を行っていたが、QQE が導入された 2013 年頃からは、「金融政策」に着目して取引が行われるようになった。こうした中、2016 年の YCC 導入以降、2021 年頃までの間は、市場参加者の 3 か月先の 10 年金利の予想は概ね YCC の変動幅の中で推移していた（図表 3）。もっとも、2022 年頃からは、海外金利の上昇や国内インフレ予想の高まりもあり、債券市場参加者の金融政策に対する注目度が一段と高まるとともに、市場参加者の金利予想が YCC の変動幅を上回って推移するようになった。

こうしたもとで、現物国債市場の取引高は、QQE 導入以降、振れを伴いながら減少した（図表 4(1)）。ビッド・アスク・スプレッドは、YCC 導入以降しばらくの間は、市場の金利目線が YCC の変動幅の中で推移したもとで改善したものの、2022 年以降は大きく悪化した（図表 4(2)）。また、現物国債市場では、2022 年前半から 2023 年前半にかけて、イールドカーブの歪みが顕著に観察されるようになった。図表 5 は、国債の銘柄別利回りに対して、スプライン補間によりスムージングしたイールドカーブを計算し、そのイールドカーブと実際の市場利回り（10 年新発債）の乖離を算出した結果であるが、2022 年にイールドカーブの歪みが大きく生じていることが観察される⁹。

このように、国債市場では、QQE 導入に伴い、流動性指標が悪化した。その後、YCC 導入以降、2021 年頃までは、市場の金利目線が YCC の変動幅と概ね整合的に推移するもとで、ビッド・アスク・スプレッドなどの一部の流動性指標は比較的改善した状態が続いた。もっとも、2022 年頃からは、海外金利の上昇や国内インフレ予想の高ま

⁹ 図表 5 では、3 次スプライン補間（cubic spline）を用いているが、たとえば、Nelson-Siegel モデルを用いたスプライン補間や LOWESS（locally weighted scatterplot smoothing）を用いたスプライン補間でも、概ね同様の結果が得られる。なお、イールドカーブの歪みを計算するにあたり、先験的に個別銘柄で価格プレミアムが発生すると考えられる銘柄（たとえば、10 年新発債など）を除外してスプライン補間を実施することも考えられるが、本稿では、恣意性を排除する観点から、そうした調整は行っていない。

りもあり、市場の金利目線が YCC の変動幅と乖離する中で、流動性指標が総じて悪化したほか、イールドカーブの歪みも目立つようになった。

4. 実証分析の枠組みとデータ

本節では、本稿の実証分析の枠組みを提示するとともに、分析で用いるデータの概要を説明する。

前述のとおり、国債市場の機能度を捉える指標には様々なものが存在するが、本稿では、流動性指標（ビッド・アスク・スプレッドなど）と相対価格指標（イールドカーブのスプライン補間からの乖離など）の2種類に焦点を当てる。具体的には、流動性指標として代表的な「取引高」と「ビッド・アスク・スプレッド」、および、相対価格指標として代表的な「イールドカーブの歪み」の計3指標を、市場機能度の指標として採用する。そのうえで、これらの指標を被説明変数とした回帰分析を、現物国債（2、5、10、20、30、40年債）の銘柄別パネルデータを用いて行うことにより、QQE や YCC が国債市場の機能度に与えた影響を検証する（以下の分析での被説明変数の推移は、図表6を参照）。

4-1. 取引高を被説明変数とした推計モデル

まず、取引高を被説明変数とした推計モデルとして、以下の定式化を考える。

$$\begin{aligned} Trad_{i,t} = & c + \alpha \cdot Pur_{i,t} + \beta \cdot Hol_{i,t-1} + \gamma \cdot YCC_{i,t} \\ & + Control + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

ここで、被説明変数 $Trad_{i,t}$ は銘柄 i の時点 t における取引高をその発行残高で割った値¹⁰、説明変数 $Pur_{i,t}$ は日本銀行の国債買入れ比率（日本銀行の国債買入れ額＜フロー＞を発行残高で割った値）、 $Hol_{i,t}$ は日本銀行の国債保有比率（日本銀行の国債保有残高＜ストック＞を発行残高で割った値）、 $YCC_{i,t}$ は YCC 変動幅上限張付きダミー（日本銀行の連続指値オペ対象銘柄のうち、その利回りと連続指値オペの金利水準との差が 3bps 以内の時に 1 となるダミー）を表している。 $Control$ はコントロール変数であり、具体的には、新発債ダミー（新発債であれば 1 となるダミー）、第 1 既

¹⁰ 図表 6(1)では、銘柄 i の時点 t における取引高をその発行残高で割った値 ($Trad_{i,t}$) の全銘柄平均値の時系列推移を示している。

発債ダミー（第1既発債であれば1となるダミー）、チーペスト銘柄ダミー（チーペスト銘柄であれば1となるダミー）である。また、 μ_i は銘柄固定効果、 μ_t は時間固定効果である。

(1)式右辺第2項 ($Pur_{i,t}$) と第3項 ($Hol_{i,t-1}$) は、大規模な国債買入れを軸としたQQEの影響を捉えている。前述のとおり、Pelizzon *et al.* (2018)によると、日本銀行の国債買入れには、市場流動性を改善させる効果（スポットライト効果）と、悪化させる効果（希少性効果）がある。スポットライト効果は、日本銀行が特定の銘柄の国債を買い入れることで、市場参加者がその銘柄の国債を売却しやすくなり、業者間の取引が活発化して、市場流動性が改善するという効果である。この効果は、日本銀行の国債買入れ比率 ($Pur_{i,t}$) により捕捉することができる。他方、希少性効果は、日本銀行が国債を買い入れることで、市中流通残高が減少し、取引高も減少して、市場流動性が悪化するという効果である。この効果は、日本銀行の国債保有比率 ($Hol_{i,t-1}$) によって捉えることができる。なお、日本銀行の国債保有比率 ($Hol_{i,t-1}$) は、当期の国債買入れ比率 ($Pur_{i,t}$) による効果との重複を避ける観点から、1期ラグをとっている。

第4項 ($YCC_{i,t}$) は、YCCのもとで長期金利操作目標を実現するために行われた、連続指値オペの影響を表している。連続指値オペとは、金利の大幅な上昇を抑制するために、一定期間、特定の年限の国債を日本銀行が指定した金利で無制限に買い入れるオペである¹¹。連続指値オペ対象銘柄の利回りが連続指値オペの金利水準に近接してくれば、市場参加者は日本銀行の連続指値オペを意識して取引するようになる。具体的には、連続指値オペ対象銘柄の利回りが連続指値オペの金利水準に近接してくると、先々連続指値オペが行われて、同銘柄の利回りが連続指値オペの金利水準に張り付き、値幅は限定的になるとの予想から、取引が消極化することが考えられる¹²。 $YCC_{i,t}$ は、連続指値オペのこうした影響を捉えるためのダミー変数（連続指値オペ対象銘柄

¹¹ 連続指値オペは、2021年3月の金融政策決定会合において導入が決定された。その後、2022年4月の金融政策決定会合において、10年物国債金利について0.25%の利回りでの指値オペを、明らかに応札が見込まれない場合を除き、毎営業日、実施する、という運用が明確化された。また、2022年12月の金融政策決定会合において、10年物国債金利について0.5%の利回りで連続指値オペを実施するよう、運用が見直された。YCC変動幅上限張り付きダミー ($YCC_{i,t}$) は、連続指値オペの金利水準が明確化された2022年4月以降を対象に、変数を作成している。

¹² 小林ほか (2019) によると、市場のボラティリティと取引高などの流動性指標の間には、正の相関がある。その背後のメカニズムは、市場のボラティリティが上昇すると、値幅が拡大し、ディーラー間の価格ヘッジ取引や短期売買が喚起されて、取引が増加する、というものである。

の利回りが連続指値オペの金利水準と 3bps 以内の時に 1 となり、それ以外は 0 となる変数) である。

(1)式の推計モデルに加えて、以下の(2)式では、日本銀行の国債買入れ比率 ($Pur_{i,t}$) の係数部分が日本銀行の国債保有比率 ($Hol_{i,t-1}$) の水準に応じて変化する可能性を考慮したモデルを検討する。これにより、日本銀行の国債買入れ比率 ($Pur_{i,t}$) が取引高 ($Trad_{i,t}$) に及ぼす影響が、日本銀行の国債保有比率 ($Hol_{i,t-1}$) の水準に応じて変化し得る、より柔軟なモデルを推定することができる。なお、モデル(2)の式を展開することで、係数 θ は日本銀行の国債買入れ比率 ($Pur_{i,t}$) と日本銀行の国債保有比率 ($Hol_{i,t-1}$) の交差項の係数となっていることを確認できる。

$$Trad_{i,t} = c + (\alpha + \theta \cdot Hol_{i,t-1}) \cdot Pur_{i,t} + \beta \cdot Hol_{i,t-1} + \gamma \cdot YCC_{i,t} + Control + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

4-2. ビッド・アスク・スプレッドを被説明変数とした推計モデル

次に、ビッド・アスク・スプレッドを被説明変数とした推計モデルとして、以下の定式化を考える。

$$BAS_{i,t} = c + \alpha \cdot DPur_{i,t} + \beta_1 \cdot Hol_{i,t-1} + \gamma \cdot YCC_{i,t} + Control + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

ここで、被説明変数 $BAS_{i,t}$ は銘柄 i の時点 t におけるビッド・アスク・スプレッド、説明変数 $DPur_{i,t}$ は日本銀行の国債買入れダミー (日本銀行の国債買入れが行われた時に 1 となるダミー) を表す¹³。その他の変数は、取引高を被説明変数とした推計モデル(1)と同様である。

(3)式の推計モデルに加えて、以下の(4)式では、日本銀行の国債保有比率 ($Hol_{i,t-1}$) の 2 乗項を追加し、希少性効果について非線形性を考慮したモデルを推定する。この

¹³ ビッド・アスク・スプレッドを被説明変数とした推計モデルにおいて、スポットライト効果を捉える変数に、日本銀行の国債買入れ比率 ($Pur_{i,t}$) を用いると、係数は有意でなくなることが確認されている。その背景として、ビッド・アスク・スプレッドは基本的に 0 以下の値をとることがないため、たとえ日本銀行の国債買入れ額が多くても、ビッド・アスク・スプレッドを押し下げの効果には限界があることが影響している可能性がある。そこで、ビッド・アスク・スプレッドを被説明変数とした推計モデルでは、スポットライト効果を捉える変数として、日本銀行の国債買入れが行われた時に 1 となるダミー ($DPur_{i,t}$) を用いる。

推計モデルにおいては、日本銀行の国債保有比率 ($Hol_{i,t-1}$) がビッド・アスク・スプレッド ($BAS_{i,t}$) に及ぼす影響は、線形的な効果の弾性値 β_1 と非線形的な 2 乗項の弾性値 β_2 の合計値で表されることになる。この定式化により、希少性効果が、日本銀行の国債保有比率の水準によって非線形に変わり得る可能性を検証することができる。

$$BAS_{i,t} = c + \alpha \cdot DPur_{i,t} + \beta_1 \cdot Hol_{i,t-1} + \beta_2 \cdot Hol_{i,t-1}^2 + \gamma \cdot YCC_{i,t} + Control + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

4-3. イールドカーブの歪みを被説明変数とした推計モデル

最後に、イールドカーブの歪みを被説明変数とした推計モデルとして、以下の定式化を考える。

$$Dist_{i,t} = c + \alpha \cdot Hol_{i,t} + \beta_1 \cdot FRO_{i,t} + \beta_2 \cdot FROC_{i,t} + Control + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

ここで、被説明変数 $Dist_{i,t}$ は銘柄 i の時点 t におけるイールドカーブの歪みを表す。このイールドカーブの歪みは、銘柄毎の利回りをスプライン補間でスムージングしたイールドカーブと実際の利回りの乖離、として計測されたものである。たとえば、10 年新発債利回りについて、この歪みの推移をみると (図表 6(3))、2022 年中は、イールドカーブ全体に金利上昇圧力がかかる中でも、連続指値オペの実施等により 10 年物金利の上昇が抑え込まれたことで、大きめのマイナスとなっている。このように、実際の利回りが、スプライン補間でスムージングされたイールドカーブの利回りを下回る状況では、イールドカーブに低下方向の歪みが生じていると考えられる。説明変数 $Hol_{i,t}$ は日本銀行の国債保有比率、 $FRO_{i,t}$ は指値オペダミー (指値オペに応札があった場合に 1 となるダミー)、 $FROC_{i,t}$ は連続指値オペダミー (連続指値オペに応札があった場合に 1 となるダミー) を表している^{14, 15}。 $Control$ はコントロール変数

¹⁴ Sudo and Tanaka (2021)が指摘するように、日本銀行の国債買入れが金利に及ぼす影響は、フロー効果よりもストック効果の方が重要であると考えられるため、モデル(5)では、フロー変数である日本銀行の国債買入れを捨象している。その代わりに、ストック変数である日本銀行の国債保有比率について、当期のフローも加味した値 ($Hol_{i,t}$) を用いる。

¹⁵ モデル(5)で用いる「指値オペダミー」と「連続指値オペダミー」は、実際のオペによる買入れの有無のみを捉えるダミー変数であり、モデル(1)~(4)で用いた「YCC 変動幅上限張

であり、具体的には、SLF実施ダミー(国債補完供給が実施されれば1となるダミー)、新発債ダミー、第1既発債ダミー、チーペスト銘柄ダミーである。

4-4. データ

本項では、推計に用いたデータについて説明する。なお、推計モデル(1)~(5)のいずれにおいても、現物国債(2、5、10、20、30、40年債)の銘柄別パネルデータ(横断面方向は国債の銘柄、時系列方向は月次)を用いている。

まず、モデル(1)~(2)について、取引高($Trad_{i,t}$)は、業者間取引高(月平均値)を発行残高(月末値)で割った値である。業者間取引高であるため、日本銀行による買入れが直接的に取引高($Trad_{i,t}$)を増やす筋合いにはない。サンプル期間は2012年1月から2023年6月であり、観測頻度は月次である。日本銀行の国債買入れ比率($Pur_{i,t}$)は、日本銀行の国債買入れ額(日本銀行の国債保有残高(月末値)の階差から計算)を発行残高(月末値)で割った値である。また、日本銀行の国債保有比率($Hol_{i,t}$)は、日本銀行の国債保有残高(月末値)を発行残高(月末値)で割った値である。YCC変動幅上限張付きダミー($YCC_{i,t}$)は、連続指値オペ対象銘柄の利回り(月中平均)と連続指値オペの金利水準の差が3bps以内の時に1となるダミーである。なお、新発債ダミーは当該銘柄が新発債となっている時に1となるダミー、第1既発債ダミーは当該銘柄が第1既発債となっている時に1となるダミー、チーペスト銘柄ダミーは当該銘柄がチーペスト銘柄となっている時に1となるダミーである。

続いて、モデル(3)~(4)について、ビッド・アスク・スプレッド($BAS_{i,t}$)は、業者間取引のビッド・アスク・スプレッドである。サンプル期間は2015年10月から2023年6月であり、毎秒の観測値を月次平均している。また、日本銀行の国債買入れダミー($DPur_{i,t}$)は、日本銀行による国債買入れ(日本銀行の国債保有残高の前月差により捕捉)が実施された時に1となるダミーである。その他の変数については、推計モデル(1)~(2)と同様である。

付きダミー」とは異なる。「YCC変動幅上限張付きダミー」は、実際のオペ実施の有無だけでなく、連続指値オペ実施に対する市場参加者の期待の高まりも捉える変数である。この点、イーロードカーブの形状に対しては、実際のオペによる買入れの方が、当該年限の国債の需給バランスに直接影響を与える分、オペ実施に対する市場参加者の期待の高まりに比べ、大きな影響を与えると考えられる。実際、モデル(5)において「YCC変動幅上限張付きダミー」を用いても、統計的に有意な推計結果は得られなかった。このため、モデル(5)においては、実際のオペによる買入れの有無のみを捉える、「指値オペダミー」と「連続指値オペダミー」を用いた。

最後に、モデル(5)において、イールドカーブの歪み ($Dist_{i,t}$) は、国債の銘柄毎の利回りに対して、スプライン補間 (3次スプライン補間を使用) によってスムージングしたイールドカーブを計算し、各銘柄の実際の利回りがこのイールドカーブからどの程度乖離しているかを計算したものである。サンプル期間は 2008 年 1 月から 2023 年 6 月であり、日次の観測値を月次平均している。また、指値オペダミー ($FRO_{i,t}$) は、指値オペに応札があった場合に 1 となるダミーであり、連続指値オペダミー ($FROC_{i,t}$) は、連続指値オペに応札があった場合に 1 となるダミー、SLF 実施ダミーは、国債補完供給が実施された場合に 1 となるダミーである。その他の変数については、モデル(1)~(4)と同様である。

5. 推計結果

5-1. 取引高を被説明変数とした推計の結果

図表 7(1)は、取引高を被説明変数としたモデル(1)~(2)の回帰結果を示している。モデル(1)において、日本銀行の国債買入れ比率 ($Pur_{i,t}$) の係数は 1%有意で正の値となっており、日本銀行が国債を買い入れると取引高が増加するというスポットライト効果が観察される。一方、日本銀行の国債保有比率 ($Hol_{i,t-1}$) の係数は 1%有意で負の値であり、日本銀行の国債保有比率が高まると取引高が減少するという希少性効果の存在が確認できる。また、YCC 変動幅上限張り付きダミー ($YCC_{i,t}$) の係数は 1%有意で負の値となっており、連続指値オペの実施や、連続指値オペが市場参加者の間で意識されるようになることで、先々連続指値オペ対象銘柄の値幅が限定的になると予想され、取引高は減少する傾向にあることが観察される。

ここで、モデル(1)の結果の含意を考察するため、日本銀行が t_0 期に発行額の 1% の国債を買い入れる状況を検討する。このとき、推定されたパラメータが $\alpha = 0.0065$ 、 $\beta = -0.0026$ である点に留意すると、 t_0 期は、スポットライト効果により、取引高 (発行残高に対する比率、%) が $+0.0065 (= +0.0065 \times 1(\%))$ だけ増加する。この時点では、希少性効果はまだ生じていない。次の t_1 期は、スポットライト効果が無くなるものの、前期に購入し保有している国債の希少性効果を通じて、取引高が $-0.0026 (= -0.0026 \times 1(\%))$ だけ減少する。日本銀行は買い入れた国債を原則として満期まで保有するため、その次の t_2 期以降も希少性効果が生じて、取引高は満期到来までの毎期、 -0.0026 減少した状態となる。つまり、スポットライト効果が一過

性の影響であるのに対し、希少性効果については満期まで継続的に影響を及ぼす性質のものであることが分かる。

続いて、スポットライト効果が、日本銀行の国債保有比率 ($Hol_{i,t-1}$) の状況により変化することを考慮したモデル(2)の推計結果を確認すると、日本銀行の国債買入れ比率 ($Pur_{i,t}$) と日本銀行の国債保有比率 ($Hol_{i,t-1}$) の交差項の係数は、1%有意で負の値となっている。日本銀行の国債買入れ比率 ($Pur_{i,t}$)、日本銀行の国債保有比率 ($Hol_{i,t-1}$)、YCC 変動幅上限張付きダミー ($YCC_{i,t}$) の係数は、モデル(1)の結果と殆ど変わらない。この結果に基づき、スポットライト効果($\alpha + \theta \cdot Hol_{i,t-1}$)が日本銀行の国債保有比率 ($Hol_{i,t-1}$) の水準に応じてどのように変化するかを図示したものが、図表 7(2)である。これを見ると、日本銀行の国債保有比率 ($Hol_{i,t-1}$) が 70%程度的水準までは、スポットライト効果は正の値となる一方、日本銀行の国債保有比率 ($Hol_{i,t-1}$) が約 70%を上回ると、スポットライト効果は負の値となることが分かる。

スポットライト効果は、日本銀行が特定の銘柄の国債を買い入れることで、市場参加者がその銘柄の国債を売却しやすくなり、業者間の取引が活発化するという効果である。上記の結果は、当該銘柄の日本銀行の保有比率が一定の値に達すると、市場参加者の間では市場流動性の薄さが強く意識され、日本銀行のオペに応札する以外の取引動機が生じなくなり、負のスポットライト効果が生じる——取引高が減少する——ことを示唆している。また、上記の結果を踏まえると、日本銀行の保有比率がその一定の値以上に高まれば、日本銀行の国債買入れに、先行きの市場流動性に関する負のシグナリング効果が発生し、国債の取引を抑制する方向に作用する可能性があると言える。

5-2. ビッド・アスク・スプレッドを被説明変数とした推計の結果

次に、図表 8(1)は、ビッド・アスク・スプレッドを被説明変数としたモデル(3)~(4)の回帰結果を示している。モデル(3)において、日本銀行の国債買入れダミー ($DPur_{i,t}$) の係数は 1%有意で負の値であり、日本銀行が国債を買い入れるとビッド・アスク・スプレッドは縮小するというスポットライト効果が観察される。他方で、日本銀行の国債保有比率 ($Hol_{i,t-1}$) の係数は 1%有意で正の値となっており、日本銀行の国債保有比率が高まるとビッド・アスク・スプレッドは拡大するという希少性効果が確認される。また、YCC 変動幅上限張付きダミー ($YCC_{i,t}$) の係数は 1%有意で負の値となっている。もっとも、これは、連続指値オペが実施されたり、市場参加者の間で連続指値オペが意識されたりするようになることで、先々連続指値オペ対象銘柄の値幅が限

定的になることが予想され、結果的にビッド・アスク・スプレッドも縮小するというメカニカルな動きを映じたものと考えられる。

モデル(3)の結果の含意を考察するため、モデル(1)の時と同様に、日本銀行が t_0 期に発行額の 1% の国債を買い入れる状況を検討する。このとき、推定されたパラメータが $\alpha = -0.0337$ 、 $\beta_1 = 0.0062$ である点に留意すると、 t_0 期は、スポットライト効果により、ビッド・アスク・スプレッドが $-0.0337 (= -0.0337 \times 1)$ だけ縮小する。この時点では、希少性効果はまだ生じていない。次の t_1 期は、スポットライト効果が無くなるものの、前期に購入し保有している国債の希少性効果を通じて、ビッド・アスク・スプレッドは $+0.0062 (= +0.0062 \times 1(\%))$ だけ拡大する。日本銀行は買い入れた国債を原則として満期まで保有するため、その次の t_2 期以降も希少性効果が生じて、ビッド・アスク・スプレッドは每期、 $+0.0062$ だけ拡大した状態が続く。スポットライト効果が一過性であるのに対し、希少性効果は満期まで継続的に発生する点には、留意が必要である。なお、こうした効果の持続性の違いも踏まえて、サンプル期間中の日本銀行の国債買入れ（スポットライト効果）と国債保有（希少性効果）が 10 年新発債のビッド・アスク・スプレッドに与えた影響を計算すると、期間平均で $+0.2\text{bps}$ 程度となる¹⁶。

また、希少性効果の非線形性を考慮したモデル(4)の回帰結果をみると、日本銀行の国債保有比率 ($Hol_{i,t-1}$) の係数 β_1 は 1% 有意で負の値、その 2 乗項の係数 β_2 は 1% 有意で正の値となっている。日本銀行の国債保有比率 ($Hol_{i,t-1}$) の単独項と 2 乗項の両方を合わせた希少性効果を示したものが図表 8(2)である。この図表をみると、日本銀行の国債保有比率が 40% 程度までであれば、ビッド・アスク・スプレッドはあまり変動しないものの、50% を超え、さらに高まっていくと、ビッド・アスク・スプレッドは非線形的に拡大していく傾向にあることが分かる。

5-3. イールドカーブの歪みを被説明変数とした推計の結果

最後に、図表 9(1)は、イールドカーブの歪みを被説明変数としたモデル(5)の回帰結果を示している。日本銀行の国債保有比率 ($Hol_{i,t}$) の係数は 1% 有意で負の値となっており、ある銘柄の日本銀行の国債保有比率が高まると、その銘柄の金利は低下し、

¹⁶ サンプル期間中の 10 年新発債のビッド・アスク・スプレッド（図表 6(2)）の平均値は、約 0.7bps である。

イールドカーブには低下方向の歪みが生じることが確認できる¹⁷。また、連続指値オペダミー ($FROC_{i,t}$) の係数も 1% 有意で負の値となっており、連続指値オペで金利上昇を強力に抑えることにより、イールドカーブには低下方向の歪みが生じることが分かる。

図表 9(2)は、このモデル(5)の推計結果を基に、サンプル期間を QQE 導入以降 (2013 年 4 月から 2016 年 9 月)、YCC 導入以降 (2016 年 10 月から 2021 年 12 月)、2022 年以降 (2022 年 1 月から 2023 年 6 月) の 3 つに分けたうえで、10 年新発債の各期におけるイールドカーブの歪みを要因分解した結果を示している¹⁸。この結果をみると、イールドカーブの歪みが低下方向に拡大した 2022 年以降の期間については、連続指値オペの実施がイールドカーブの歪みに大きく作用していたことが観察される。

5-4. 頑健性チェック

本項では、前項までの実証分析の結果について、サンプル期間とイールドカーブの歪みの算出方法、に関する頑健性チェックを行う。

まず、第 3 節で確認したとおり、国債市場の機能度は 2022 年以降に著しく悪化しているため、前項までの実証分析の結果は、2022 年以降のサンプルの影響を強く受けている可能性が考えられる。もし実証分析の結果が 2022 年以降のサンプルに強く依存したものであった場合、前項までで議論した QQE や YCC の影響については、2022 年以降に限られたものとして留保する必要がある。そこで、図表 10 では、モデル(1)~(5)を、2021 年 12 月以前のサブサンプルに対して推計した結果を示している。推定された係数の値やその有意水準を確認すると、フルサンプルでの結果 (図表 7~9) と大差がなく、前項までで議論した、QQE や YCC が国債市場の機能度に及ぼした影響は、サンプル期間全体を通じたものであることが確認される。

¹⁷ 中央銀行の国債買入れがイールドカーブの歪みに及ぼす影響は必ずしも先験的に明らかではない。なぜなら、ある銘柄の中央銀行の国債買入れは、国債の市中流通残高 (供給) を減少させ、イールドカーブに低下方向の歪みを生じさせる一方、市中流通残高の減少から流動性プレミアムが上昇した場合等には、同銘柄の需要が減退し、イールドカーブに上昇方向の歪みが発生する可能性があるためである。もっとも、本稿の分析結果では、日本銀行が国債を買入れて保有残高を積み増すと、イールドカーブには低下方向の歪みが生じるという関係が推定された。

¹⁸ 図表 9(2)の要因分解の図表は、全期間をサンプルとした推定結果の係数 (図表 9(1)の結果) を基に、各期間の説明変数のサブサンプル内の平均値を代入することで、作成している。

また、モデル(5)では、イールドカーブの歪みを計算するにあたり、スムージングされたイールドカーブを3次スプライン補間により算出していた。もっとも、イールドカーブのスムージング方法には、それ以外のアプローチ（たとえば、Nelson-Siegel モデルを用いたスプライン補間や LOWESS を用いたスプライン補間など）も提案されているため、スムージング手法の選択が実証分析の結果に影響を及ぼす可能性がある。そこで、図表 11 では、スムージングされたイールドカーブを Nelson-Siegel モデルと LOWESS で算出し、そこからイールドカーブの歪みを計算したうえで、モデル(5)を推計した結果を示している。日銀保有比率 ($Hol_{i,t}$) や連続指値オペダミー ($FROCI_{i,t}$) の係数は、3次スプライン補間で計算した場合（図表 9）と同様に有意に負の値となっており、前項までで議論した内容と整合的であることが確認される。

6. おわりに

本稿では、国債市場の機能度の推移を振り返ったうえで、日本銀行の QQE や YCC が国債市場の機能度に及ぼした影響を検証した。具体的には、QQE や YCC が国債市場の取引高、ビッド・アスク・スプレッド、イールドカーブの形状に与えた影響について、国債の銘柄別パネルデータを用いた実証分析を行った。実証分析の主な結果は、以下の3点にまとめられる。第1に、取引高を被説明変数とした分析結果によると、日本銀行の国債買入れは取引高を増加させる一方、日本銀行の国債保有比率の高まりや連続指値オペは取引高を減少させることが分かった。ただし、国債買入れについても、日本銀行の国債保有比率が一定の閾値を上回った状況で実施されれば、取引高を減少させる傾向にあることが判明した。第2に、ビッド・アスク・スプレッドを被説明変数とした分析結果によると、日本銀行の国債買入れはビッド・アスク・スプレッドを縮小させる一方、日本銀行の国債保有比率の高まりはビッド・アスク・スプレッドを非線形的に拡大させることが分かった。第3に、イールドカーブの歪みを被説明変数とした分析結果によると、日本銀行の国債保有比率の一部銘柄での上昇や連続指値オペが、イールドカーブに低下方向の歪みを生じさせることが分かった。

日本銀行は、2024年3月の金融政策決定会合において、これまでの大規模な金融緩和はその役割を果たしたと考え、2%の「物価安定の目標」のもとで、短期金利の操作を主たる政策手段とする金融政策枠組みに移行することを決定した。もっとも、本稿の実証分析結果が示すとおり、これまでの大規模な金融緩和が国債市場の機能度に与えた影響のうち、日本銀行の国債保有比率が持つ効果（ストック効果）は、引き続き残存していくものと考えられる。また、日本銀行が長期国債の買入れを継続する中で、

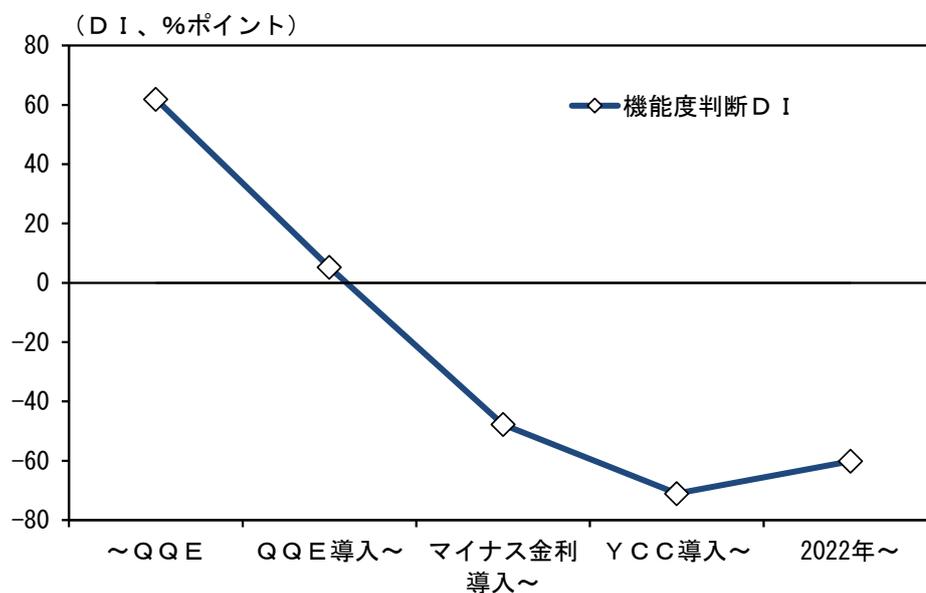
金融市場の動向に変化が生じれば、国債市場の機能度にも新たな変化が生じる可能性もある。国債市場の機能度については、こうした点を踏まえて、引き続き注意深くモニタリングしていく必要がある。

参考文献

- 衣笠慧・長野哲平（2017）、「SC レポ市場からみた国債の希少性」、日本銀行ワーキングペーパー・シリーズ、No.17-J-5.
- 黒崎哲夫・熊野雄介・岡部恒多・長野哲平（2015）、「国債市場の流動性：取引データによる検証」、日本銀行ワーキングペーパー・シリーズ、No.15-J-2.
- 源間康史・稲村保成（2019）、「国債市場における銘柄間の相対価格差について」、日本銀行ワーキングペーパー・シリーズ、No.19-J-8.
- 小林悟・小林俊・稲村保成（2019）、「現物国債市場におけるボラティリティと取引高の関係」、日本銀行ワーキングペーパー・シリーズ、No.19-J-7.
- 崎山登志之・小林俊（2018）、「現物国債市場の流動性：高粒度データによる検証」、日本銀行調査論文、2018年3月.
- 土川顕・西崎健司・八木智之（2013）、「国債市場の流動性に関する諸指標」、日銀レビュー・シリーズ、No.13-J-6.
- 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」
- 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」
- Andersson, M. (2010), "Using intraday data to gauge financial market responses to Federal Reserve and ECB monetary policy decisions," *International Journal of Central Banking*, 6(2), pp.117-146.
- Bhattacharya, U. and P. Weller (1997), "The advantage to hiding one's hand: speculation and central bank intervention in the foreign exchange market," *Journal of Monetary Economics*, 39(2), pp.251-277.
- Chari, A. (2007), "Heterogeneous market-making in foreign exchange markets: evidence from individual bank responses to central bank intervention," *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(5), pp.1131-1162.
- De Pooter, M., R. F. Martin, and S. Pruitt (2018), "The liquidity effects of official bond market intervention," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 53(1), pp.243-268.
- Finlay, R., D. Titkov, and M. Xiang (2023), "The yield and market function effects of the Reserve Bank of Australia's bond purchases," *Economic Record*, 99(326), pp.359-384.
- Han, F. and D. Seneviratne (2018), "Scarcity Effects of Quantitative Easing on Market Liquidity: Evidence from the Japanese Government Bond Market," IMF Working Paper, No.18/96.

- Harvey, C. R. and R. D. Huang (2002), "The impact of the Federal Reserve Bank's open market operations," *Journal of Financial Markets*, 5(2), pp. 223-257.
- Inoue, H. (1999), "The Effects of Open Market Operations on the Price Discovery Process in the Japanese Government Securities Market: An Empirical Study," Bank for International Settlements (ed.), *Market Liquidity: Research Findings and Selected Policy Implications*, No. 11, part 2-III, pp.1-21.
- Iwatsubo, K. and T. Taishi (2018), "Quantitative easing and liquidity in the Japanese Government Bond Market," *International Review of Finance*, 18(3), pp.463-475.
- Kandrac, J. and B. Schlusche (2013), "Flow effects of large-scale asset purchases," *Economics Letters*, 121(2), pp.330-335.
- Logan, L. K. (2020), "The Federal Reserve's Market Functioning Purchases: From Supporting to Sustaining," remarks at SIFMA Webinar.
- Pasquariello, P., J. Roush, and C. Vega (2020), "Government intervention and strategic trading in the U.S. Treasury Market," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 55(1), pp.117-157.
- Pelizzon, L., M. G. Subrahmanyam, R. Tobe, and J. Uno (2018), "Scarcity and Spotlight Effects on Liquidity and Yield: Quantitative Easing in Japan," IMES Discussion Paper Series, No.18-E-14.
- Schlepper, K., H. Hofer, R. Riordan, and A. Schrimpf (2020), "The market microstructure of central bank bond purchase," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 55(1), pp.193-221.
- Sudo, N. and M. Tanaka (2021), "Quantifying stock and flow effects of bond purchases," *Journal of Money, Credit and Banking*, 53(7), pp.1719-1755.

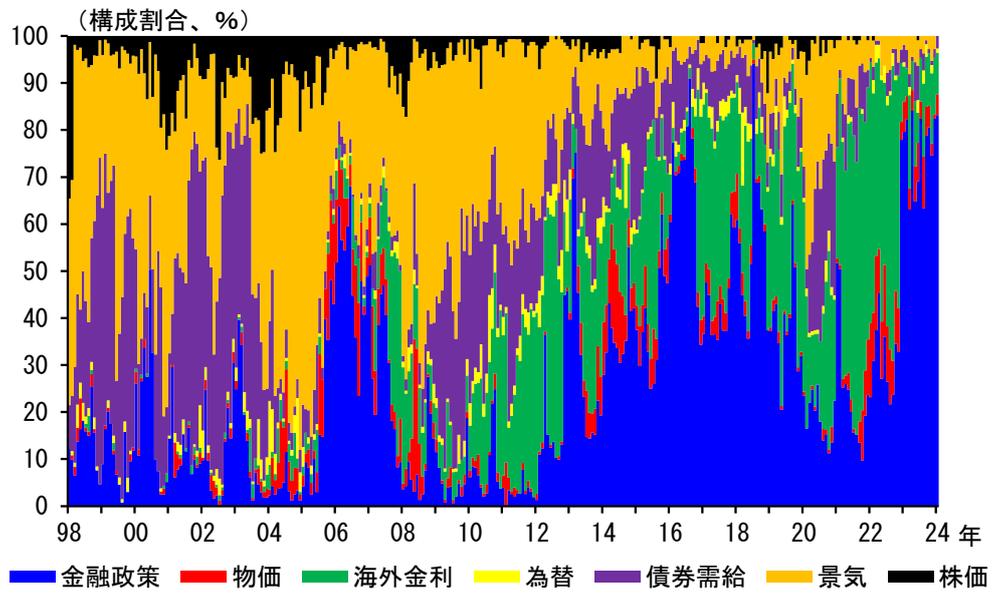
図表 1 債券市場の機能度の局面比較



(注) 債券市場サーベイの特別調査 (2023年11月調査) の結果に基づく。

(出所) 日本銀行

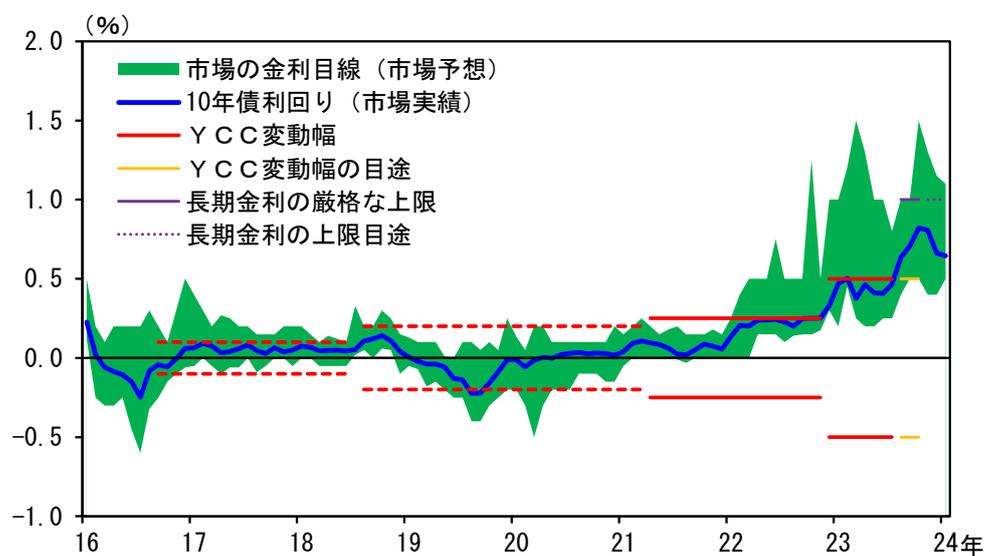
図表2 債券市場参加者が最も注目する価格変動要因



(注) 銀行、証券会社、機関投資家など市場参加者を対象とした調査。

(出所) QUICK「QUICK月次調査〈債券〉」

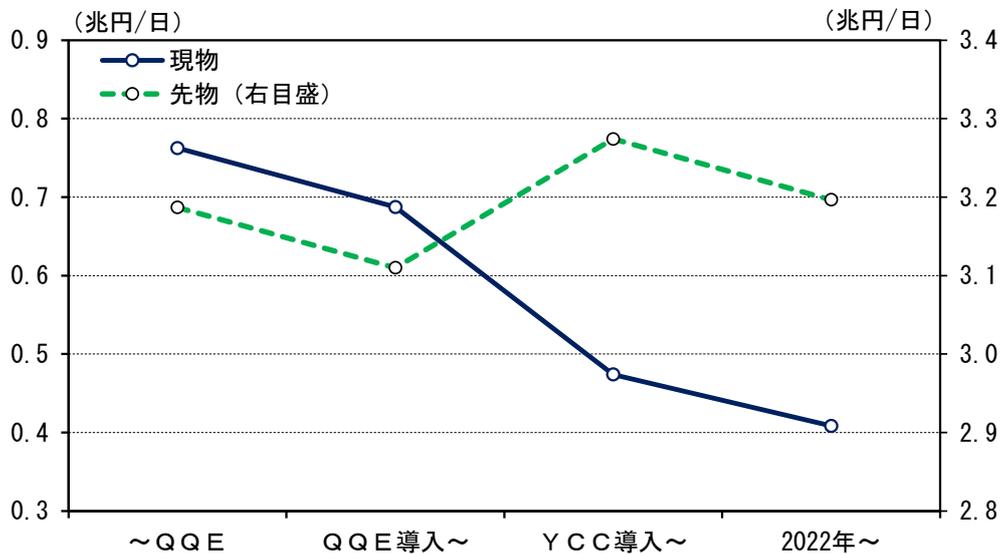
図表3 YCC導入以降の長期金利



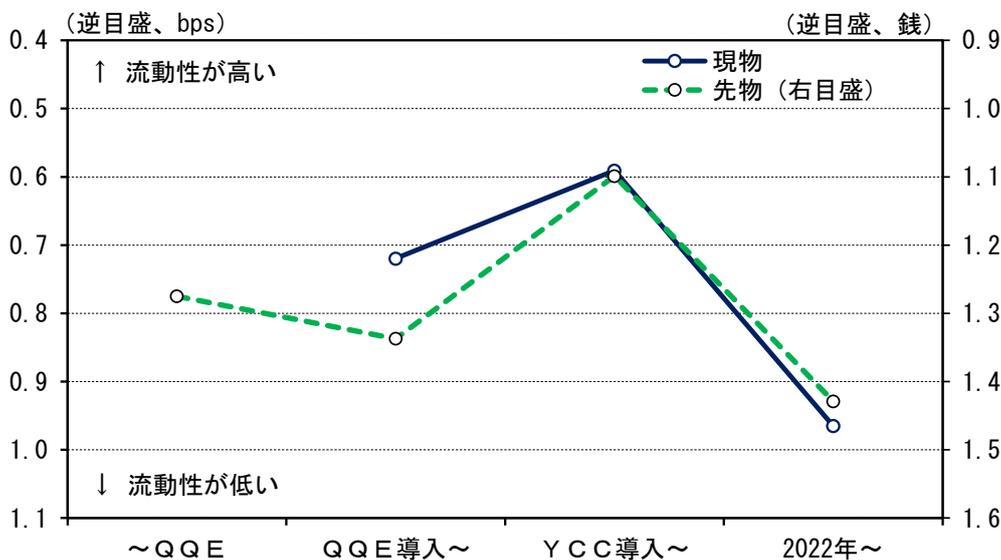
(注) 銀行、証券会社、機関投資家など市場参加者を対象とした調査。市場の金利目線は、3か月先の10年新発債利回りの予想レンジ。2021/3月以前のYCC変動幅は、当時の市場参加者の見方や指値オペの水準などを基に、2016/9月～2018/7月は±0.1%、2018/8月～2021/3月は±0.2%とした。

(出所) QUICK「QUICK月次調査〈債券〉」、Bloomberg

図表4 国債市場の取引高とビッド・アスク・スプレッド
(1) 取引高



(2) ビッド・アスク・スプレッド



(注) 1. 期間平均を算出 (~QQE : 2012/1月~2013/3月、QQE導入~ : 2013/4月~2016/9月、YCC導入~ : 2016/10月~2021/12月、2022年~ : 2022/1月~2024/1月。以下、同様)。
2. (1)の現物は、2、5、10、20、30、40年債の1日あたり取引高の合計(ディーラー間取引)。(2)の現物は、10年新発債(ディーラー間取引)の1秒毎のビッド・アスク・スプレッドの平均。(2)の先物は、1分毎のビッド・アスク・スプレッドについて、スプレッドが大きいほうから10%分を平均したもの(下位10%平均)。

(出所) QUICK、日本相互証券、大阪取引所、日本経済新聞社「日経 NEEDS」

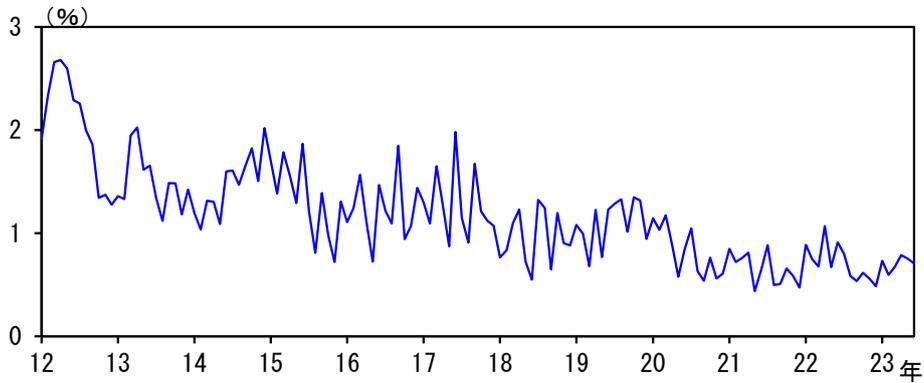
図表5 イールドカーブの歪み（10年新発債）



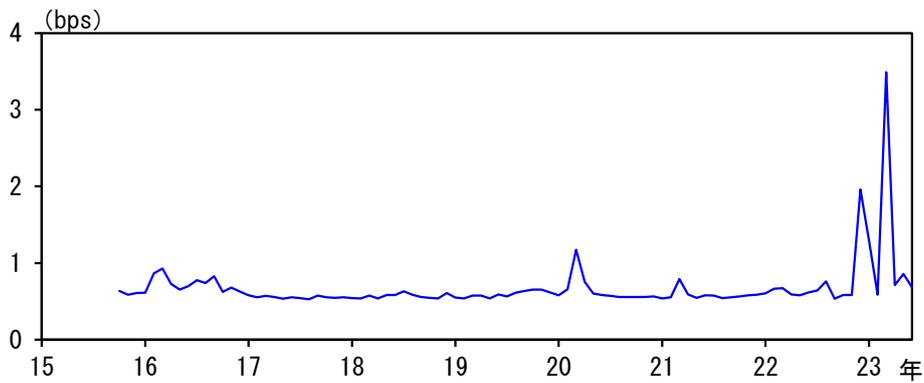
(注) 銘柄毎のイールドカーブに3次スプライン補間を行い推定されたイールドカーブと実際の銘柄別イールドカーブの乖離。

(出所) 日本証券業協会

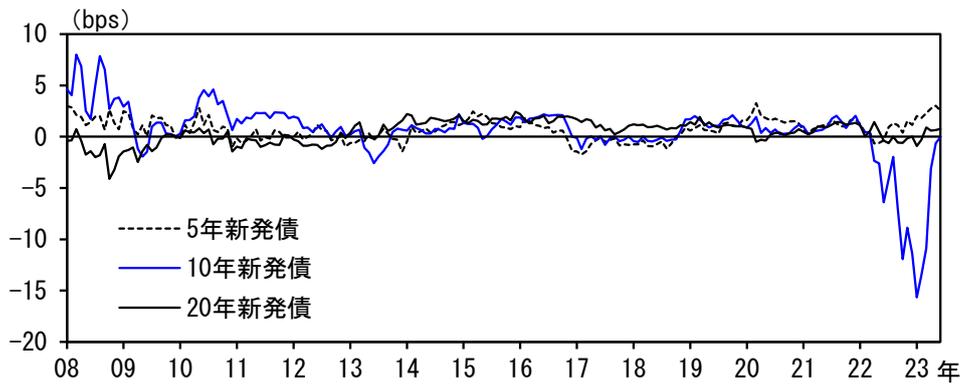
図表6 パネル回帰分析の被説明変数の推移
 (1) 取引高／発行残高 (全銘柄平均)



(2) ビッド・アスク・スプレッド (10年新発債)



(3) イールドカーブの歪み

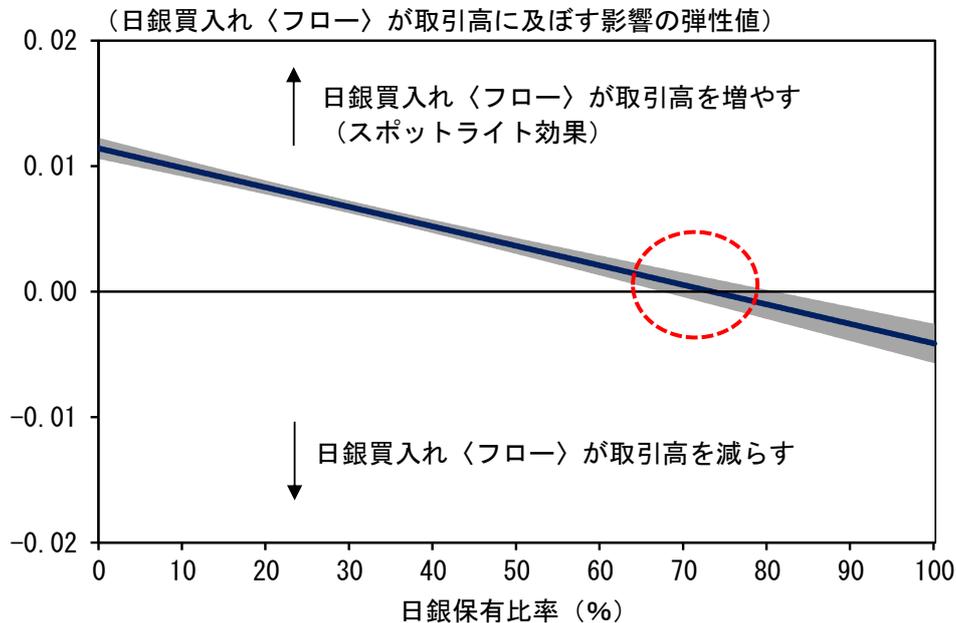


(注) (1)は、業者間取引高 (月平均値) を発行残高 (月末値) で除したもの。全銘柄の単純平均値。
 (2)は、業者間取引の1秒毎のビッド・アスク・スプレッドの月次平均値。(3)は、銘柄別イールドカーブの3次スプライン補間からの乖離。
 (出所) QUICK、日本相互証券、日本証券業協会

図表7 取引高への影響に関する推計結果
(1) 推計結果

| | モデル(1) | モデル(2) |
|--------------------------|-----------------|-------------|
| 日銀買入れ比率 (%) | 0.0065 *** | 0.0114 *** |
| 日銀保有比率 (%) | -0.0026 *** | -0.0024 *** |
| 日銀買入れ比率 (%) × 日銀保有比率 (%) | — | -0.0002 *** |
| YCC変動幅上限張付きダミー | -0.2517 *** | -0.1978 *** |
| 新発債ダミー | 0.9640 *** | 0.9622 *** |
| 第1既発債ダミー | 0.2571 *** | 0.2576 *** |
| チーペスト銘柄ダミー | 0.0710 *** | 0.0704 *** |
| 銘柄固定効果 | Yes | Yes |
| 時間固定効果 | Yes | Yes |
| 修正決定係数 | 0.51 | 0.52 |
| サンプルサイズ | 41,313 | 41,313 |
| 推計期間 | 2012/1月～2023/6月 | |

(2) スポットライト効果と日銀保有比率の関係《モデル(2)》



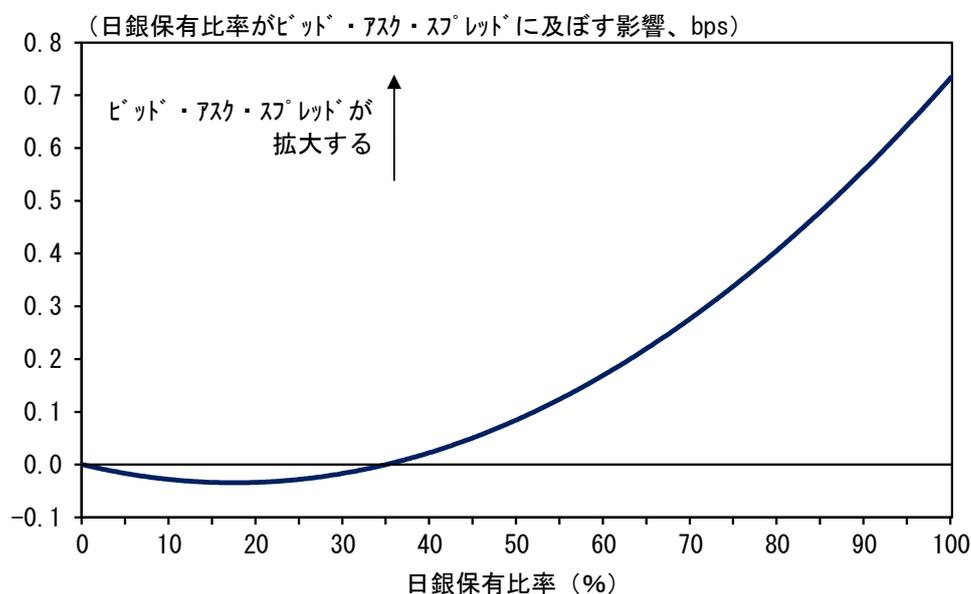
(注) (1) の「日銀買入れ比率」は、発行残高に占める日銀買入れ額の割合。日銀買入れ額は、日銀保有残高の階差を使用。「日銀保有比率」は、当期の日銀買入れとの重複を避けるため、1期ラグ。「YCC変動幅上限張付きダミー」は、連続指値オペ対象銘柄のうち、金利の月中平均値と連続指値オペの金利水準の差が3bps以内の時に1をとるダミー。「新発債ダミー」は新発債であれば1をとるダミー、「第1既発債ダミー」は第1既発債であれば1をとるダミー、「チーペスト銘柄ダミー」はチーペスト銘柄であれば1をとるダミー。推計は銘柄毎のパネルデータにより実施。(1)の***は1%有意であることを表す。(2)は、モデル(2)を基に算出。シャドローは99%信頼区間を表す。

図表8 ビッド・アスク・スプレッドへの影響に関する推計結果

(1) 推計結果

| | モデル(3) | モデル(4) |
|----------------|------------------|-------------|
| 日銀買入れダミー | -0.0337 *** | -0.0291 *** |
| 日銀保有比率 (%) | 0.0062 *** | -0.0039 ** |
| 日銀保有比率 (%)・2乗項 | — | 0.0001 *** |
| YCC変動幅上限張付きダミー | -0.5613 *** | -0.4909 *** |
| 新発債ダミー | 0.0737 ** | 0.0806 ** |
| 第1既発債ダミー | 0.0173 | 0.0286 |
| チーペスト銘柄ダミー | -0.0131 | -0.0189 |
| 銘柄固定効果 | Yes | Yes |
| 時間固定効果 | Yes | Yes |
| 修正決定係数 | 0.05 | 0.05 |
| サンプルサイズ | 19,350 | 19,350 |
| 推計期間 | 2015/10月～2023/6月 | |

(2) 日銀保有比率の影響<<モデル(4)>>



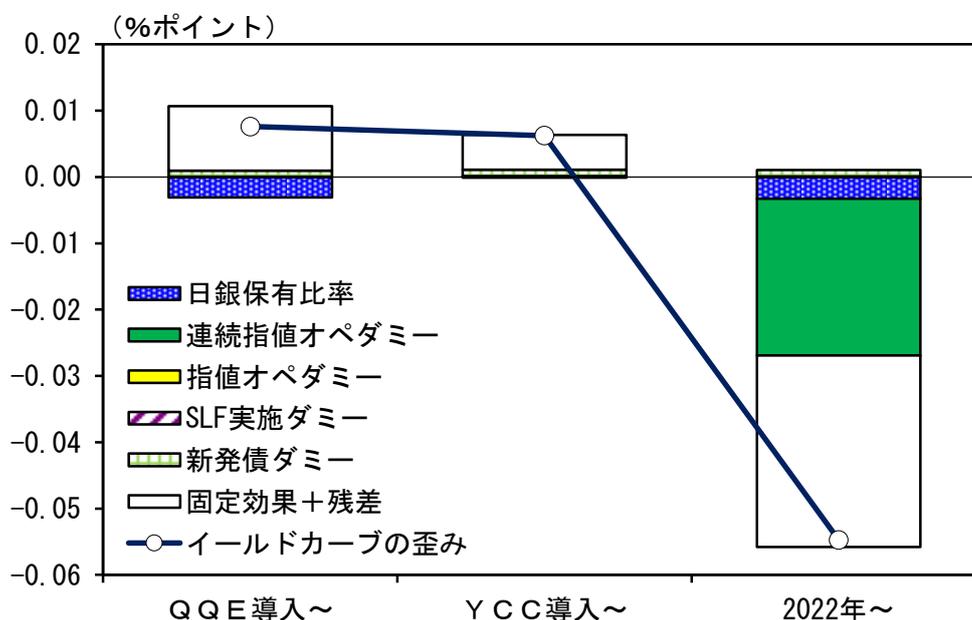
(注) (1)の「日銀買入れダミー」は、日銀買入れ実施ダミー。日銀買入れは、日銀保有残高の階差を使用。「日銀保有比率」は、当期の日銀買入れとの重複を避けるため、1期ラグ。「YCC変動幅上限張付きダミー」は、連続指値オペ対象銘柄のうち、金利の月中平均値と連続指値オペの金利水準の差が3bps以内の時に1をとるダミー。推計は銘柄毎のパネルデータにより実施。(1)の***は1%有意、**は5%有意であることを表す。(2)は、モデル(4)を基に算出。

図表9 イールドカーブの歪みへの影響に関する推計結果

(1) 推計結果

| | モデル(5) |
|------------|-----------------|
| 日銀保有比率 (%) | -0.0002 *** |
| 連続指値オペダミー | -0.0033 *** |
| 指値オペダミー | 0.0001 |
| SLF実施ダミー | -0.0425 |
| 新発債ダミー | 0.0009 |
| 第1既発債ダミー | 0.0018 * |
| チーペスト銘柄ダミー | -0.0170 *** |
| 銘柄固定効果 | Yes |
| 時間固定効果 | Yes |
| 修正決定係数 | 0.02 |
| サンプルサイズ | 50,254 |
| 推計期間 | 2008/1月～2023/6月 |

(2) 変動要因分解 (10年新発債)



(注) (1)の「指値オペダミー」は、指値オペに対して応札があった際に1をとるダミー。「連続指値オペダミー」は、連続指値オペ（実際に実施されたのは2022/3月以降）に対して応札があった際に1をとるダミー。「SLF実施ダミー」は、国債補完供給が実施された際に1をとるダミー。推計は銘柄毎のパネルデータにより実施。(1)の***は1%有意、*は10%有意であることを表す。(2)の「日銀保有比率」は、各時点において、10年新発債の日銀保有比率から全銘柄の日銀保有比率の単純平均値を差し引いた値（平均からの乖離）を用いて算出。

図表 10 推計結果（サブサンプル）

（１）被説明変数：取引高

| | モデル(1) | モデル(2) |
|----------------------|------------------|-------------|
| 日銀買入れ比率（％） | 0.0067 *** | 0.0122 *** |
| 日銀保有比率（％） | -0.0032 *** | -0.0030 *** |
| 日銀買入れ比率（％）×日銀保有比率（％） | — | -0.0002 *** |
| YCC変動幅上限張付きダミー | — | — |
| 新発債ダミー | 1.0205 *** | 1.0216 *** |
| 第1既発債ダミー | 0.2727 *** | 0.2751 *** |
| チーベスト銘柄ダミー | 0.0610 *** | 0.0595 *** |
| 銘柄固定効果 | Yes | Yes |
| 時間固定効果 | Yes | Yes |
| 修正決定係数 | 0.51 | 0.51 |
| サンプルサイズ | 35,954 | 35,954 |
| 推計期間 | 2012/1月～2021/12月 | |

（２）被説明変数：ビッド・アスク・スプレッド

| | モデル(3) | モデル(4) |
|----------------|-------------------|-------------|
| 日銀買入れダミー | -0.0383 *** | -0.0338 *** |
| 日銀保有比率（％） | 0.0096 *** | -0.0050 ** |
| 日銀保有比率（％）・2乗項 | — | 0.0002 *** |
| YCC変動幅上限張付きダミー | — | — |
| 新発債ダミー | 0.1503 *** | 0.1713 *** |
| 第1既発債ダミー | 0.0537 | 0.0765 ** |
| チーベスト銘柄ダミー | -0.0468 | -0.0511 |
| 銘柄固定効果 | Yes | Yes |
| 時間固定効果 | Yes | Yes |
| 修正決定係数 | 0.04 | 0.04 |
| サンプルサイズ | 15,763 | 15,763 |
| 推計期間 | 2015/10月～2021/12月 | |

（３）被説明変数：イールドカーブの歪み

| | モデル(5) |
|------------|------------------|
| 日銀保有比率（％） | -0.0002 *** |
| 連続指値オペダミー | — |
| 指値オペダミー | -0.0013 |
| SLF実施ダミー | -0.0005 ** |
| 新発債ダミー | -0.0003 |
| 第1既発債ダミー | 0.0023 *** |
| チーベスト銘柄ダミー | -0.0189 *** |
| 銘柄固定効果 | Yes |
| 時間固定効果 | Yes |
| 修正決定係数 | 0.01 |
| サンプルサイズ | 45,325 |
| 推計期間 | 2008/1月～2021/12月 |

（注）変数の定義等は、図表 7～9 を参照。***は 1%有意、**は 5%有意を表す。

図表 11 推計結果（被説明変数：その他のイールドカーブの歪み指標）

| | Nelson-Siegel | LOWESS |
|------------|-----------------|-------------|
| 日銀保有比率（％） | -0.0008 *** | -0.0001 *** |
| 連続指値オペダミー | -0.0400 ** | -0.0365 *** |
| 指値オペダミー | -0.0149 | -0.0043 *** |
| SLF実施ダミー | 0.0020 *** | 0.0000 |
| 新発債ダミー | -0.0155 *** | -0.0006 |
| 第1既発債ダミー | -0.0120 *** | -0.0013 ** |
| チーペスト銘柄ダミー | -0.0253 *** | -0.0067 *** |
| 銘柄固定効果 | Yes | Yes |
| 時間固定効果 | Yes | Yes |
| 修正決定係数 | 0.02 | 0.06 |
| サンプルサイズ | 50,247 | 50,267 |
| 推計期間 | 2008/1月～2023/6月 | |

（注）変数の定義等は、図表 9 を参照。***は 1%有意、**は 5%有意を表す。