

IMES DISCUSSION PAPER SERIES

中央銀行の国債保有と金利期間構造

う の じゅん と べ れい こ
宇野 淳・戸辺玲子

Discussion Paper No. 2019-J-9

IMES

INSTITUTE FOR MONETARY AND ECONOMIC STUDIES

BANK OF JAPAN

日本銀行金融研究所

〒103-8660 東京都中央区日本橋本石町 2-1-1

日本銀行金融研究所が刊行している論文等はホームページからダウンロードできます。

<https://www.imes.boj.or.jp>

無断での転載・複製はご遠慮下さい。

備考：日本銀行金融研究所ディスカッション・ペーパー・シリーズは、金融研究所スタッフおよび外部研究者による研究成果をとりまとめたもので、学界、研究機関等、関連する方々から幅広くコメントを頂戴することを意図している。ただし、ディスカッション・ペーパーの内容や意見は、執筆者個人に属し、日本銀行あるいは金融研究所の公式見解を示すものではない。

中央銀行の国債保有と金利期間構造

うの じゅん*・とべれいこ**
宇野 淳*・戸辺 玲子**

要 旨

日本銀行（日銀）による量的・質的金融緩和政策（QQE）が、国債市場の価格形成に与えた影響を特定期間選好（preferred-habitat）モデルに照らして検証する。日銀は2013年以降、国債買入規模の拡大、マイナス金利の導入、イールドカーブコントロールと政策の力点を移しつつQQEを継続している。一連の金融政策が金利期間構造に与えた累積効果を要因分解したところ、QQE導入・拡大期のイールドは、米国同様、個別国債とその周辺銘柄の日銀買入により押し下げられたというローカル供給効果が確認されたが、マイナス金利導入以降の期間では、銘柄別買入額とイールド低下の関係は薄れデュレーション効果が主要な要因となった。この結果は、米国の大規模資産買入に関する先行研究と異なる。日銀の国債買入が各時点で市場から大量に取得可能な新発債に傾斜していたためと推察される。

キーワード：国債市場、金利期間構造、量的・質的金融緩和政策、特定期間選好モデル

JEL classification: E52、E58、E65、G12

* 早稲田大学大学院経営管理研究科教授（E-mail: juno@waseda.jp）

** 早稲田大学ビジネス・ファイナンス研究センター客員次席研究員
（E-mail: r.tobe@aoni.waseda.jp）

本稿は、宇野が日本銀行金融研究所客員研究員、戸辺が同客員研究生の期間に行った研究をまとめたものである。ただし、本稿に示されている意見は、筆者たち個人に属し、日本銀行の公式見解を示すものではない。また、ありうべき誤りはすべて筆者たち個人に属する。

1 はじめに

中央銀行が、市場金利の低下をはかる目的で流通市場から国債を大量に購入するとき、市場金利はどのように反応するのか。日本銀行（日銀）は、黒田東彦総裁のもと、2013年4月4日に量的・質的金融緩和政策（Quantitative and Qualitative Monetary Easing: QQE）を導入し、2014年10月に国債買入額を拡大した。さらに、2016年1月にマイナス金利政策、2016年9月にイールドカーブコントロール政策を導入するなど、それぞれ異なる特徴をもつ政策を実行している。各政策の実行期間は異なるが、大規模な国債買入は継続されてきた。本稿では、4つの特色ある政策がQQE期間中にイールドに与えた累積的效果についてその決定要因を明らかにする。

Modigliani and Sutch [1966] によって提唱され、Vayanos and Vila [2009]、Greenwood and Vayanos [2014] などによって発展された特定期間選好（preferred-habitat）モデルは、「投資家は特定の年限の債券を選好するため個別債券のイールドは年限ごとの債券の需給により決定される」という考えに基づく理論モデルであり、流通市場で国債を購入し、金利期間構造に直接影響を与えるQQE政策を解析するのに適している。Fukunaga, Kato, and Koeda [2015] は、Greenwood and Vayanos [2014] に基づき、2013年から2014年9月までの期間について、日銀の国債買入が日本国債のイールドスプレッドに与えた影響を分析した¹。またD'Amico and King [2013] は、米国連邦準備制度理事会（FRB）が実施した2009年の資産買入プログラムについて、中央銀行が特定銘柄およびその周辺銘柄を買入れたことにより、その銘柄の利回りが低下する効果（以下、ローカル供給効果）を明らかにした²。本研究ではD'Amico and King [2013] のアプローチを日本のケースに適用し、その妥当性を確認したうえで、日米の国債買入政策のイールド変動要因を比較する。

本稿では、日銀によるQQE以前の国債買入政策、具体的には白川方明総裁のもと実施された包括緩和政策（Comprehensive Monetary Easing: CE）の期間を含めて分析する。日銀は、CEにおいても国債買入を行っていたが、初期の買入は国債残高に占める日銀の保有割合が変化しない程度の規模であった。これに対して、2013年4月以降のQQEは量的な拡大と買入対象の拡大に特徴があり、急激な保有比率上昇を伴って行われた。2011年6月時点の日銀の国債保有比率は10%台であったが、2018年3月末には43.9%にまで上昇した。これは他の中央銀行と比べて極めて高い水準である。国債流通市場における個別銘柄の希少性の高まりは、日銀が市場から国債を買入れる際の制約要因にもなっていったと考えられる。

このように希少性が高まっていった状況を踏まえると、財務省が実施している既発債の追加発行による効果を考慮したうえで、日銀の国債買入の効果を解析することが

¹特定期間選好モデルに基づき中央銀行の買入行動の国債市場への影響を研究した他の文献として、Krishnamurthy and Vissing-Jorgensen [2012]、Joyce and Tong [2012] などがある。

²FRBの資産買入は、2009年3月から10月までの約8か月間実施された。

重要である³。また日銀は、超低金利状況から一段の金利低下を促すためマイナス金利政策に踏み切ったほか、10年金利を0%に誘導するというイールドカーブコントロール政策（長短金利操作付き量的・質的金融緩和政策）を繰り出すなど大胆な政策転換を進めた。このため日銀の国債買入がイールド変化にもたらした影響は、各時点における政策の特徴を反映したものとなっている可能性がある。

本研究では、D'Amico and King [2013] のストック効果（累積イールド変化）推計モデルをベースにして、政策期間中の累積イールド変化が日銀買入量とデュレーション（残存期間）とどのような関係にあったか明らかにする。ローカル供給効果は、日銀による個別国債の買入量とその周辺銘柄の買入量に分けて観察する。2011年6月から2017年3月までの期間を6つの期間に分割して、ストック効果モデルを推計した結果を総合すれば、(1) QQE-I（導入期）・QQE-II（拡大期）、マイナス金利期の3期間で、銘柄別の買入を通じたローカル供給効果が確認されたが、周辺銘柄を通じたローカル供給効果はQQE-IIのみでみられた⁴。(2) 財務省による既発債の追加発行は、6期間中4期間でイールド低下（価格上昇）を抑制する効果があったことが示された。日銀の国債買入によるマーケットインパクトを緩和する効果があったと解釈できる。(3) ローカル供給効果とデュレーション効果を各期間で比べると、ローカル供給効果はQQE-IとQQE-IIで強まり、マイナス金利期以降は弱まった。一方、デュレーション効果については、QQE-IとQQE-IIには中長期債を中心にイールド低下要因として働き、マイナス金利期には超長期債でイールド低下を促す要因となったことが明らかになった。(4) マイナス金利導入の前後2期間の分析では、残存期間が短い銘柄ほどゼロ金利制約が大きかったことが確認された。

本稿の構成は、以下のとおりである。第2節で、本研究のベースとなっている特定期間選好モデルについて概説する。第3節では国債市場の需要・供給両面から実証分析の対象期間を概観する。第4節は、本研究の実証モデルについて説明し、第5節はその分析結果を述べる。第6節はまとめを述べる。

2 特定期間選好モデル

中央銀行の国債買入が市場金利に及ぼす影響を理解するうえで、特定期間選好（preferred-habitat）モデルは優れた視点を提供する⁵。個々の投資家は特定の年限の債券を選好す

³流動性供給入札は、市場で品薄となった銘柄の市場流動性を改善するために実施されている。平成29年度財務省政策評価実施計画（改正）参照。

⁴ゼロ金利下限の制約を考慮したモデルを用いると、マイナス金利期に周辺銘柄のローカル供給効果が確認される。詳しくは、第5(4)節で示す。

⁵中央銀行の国債買入がイールドに及ぼす影響は、シグナリングチャンネルとポートフォリオバランスチャンネルの2つのチャンネルに大別できる。シグナリングチャンネルは、中央銀行の買入が将来の短期金利のパスに対する市場参加者の期待を変化させることによってイールドが押し下げられるとの考えに基づいており、Eggertsson and Woodford [2003]、Gürkaynak, Sack, and Swanson [2005] などによって発展

る傾向があり、簡単に他の年限の債券に投資を移すことはないため、特定年限の需給がその年限のイールドに影響を与えるという立場である。

Vayanos and Vila [2009] は、市場に特定期間選好投資家とアービトラージャーの二者が存在するときの金利期間構造モデルを構築した。彼らの用いた設定では、特定期間選好投資家は他の年限に投資対象をシフトしない、すなわち彼らの債券需要カーブは外生的に与えられており他の年限に依存しないが、債券以外の市場に投資を移すことは許されている。時点 t における満期までの残存期間 $\tau_{n,t}$ の債券 n の需要関数は、需要ファクター $\{\beta_{k,t}\}_{k=1,\dots,K}$ とその需要量へのマッピング関数 $\{\theta_k(\tau_{n,t})\}_{k=1,\dots,K}$ で表され、 θ_k は満期 $\tau_{n,t}$ のみに依存する。他方、アービトラージャーは、ある特定年限の債券の需給に変化があったとき他の年限の債券との売買を行うため、様々な年限の需給に影響を及ぼす。このとき、時点 t における残存期間 $\tau_{n,t}$ の債券のイールドは、

$$Y_{n,t} = A_r(\tau_{n,t})r(t) + \mathbf{A}_\beta(\tau_{n,t})\boldsymbol{\beta}_t + C(\tau_{n,t}) \quad (1)$$

となる。ここで、 $r(t)$ は短期金利、 $A_r(\tau_{n,t})$ は債券の短期金利に対する感応度、 $\mathbf{A}_\beta(\tau_{n,t}) = (A_{\beta(1)}(\tau_{n,t}), \dots, A_{\beta(K)}(\tau_{n,t}))$ は、債券の需要ファクターに対する感応度ベクトルであり、 A_r 、 $\mathbf{A}_\beta(\tau_{n,t})$ 、 C は $\tau_{n,t}$ のみに依存する。

D'Amico and King [2013] は、(1) 式の $\mathbf{A}_\beta(\tau_{n,t})$ が、Vayanos and Vila [2009] モデルにおいてアービトラージャーがリスク中立的な場合に得られる結果と完全にリスク回避的な場合に得られる結果の結合で表されるとの仮定をおいた⁶。すなわち、アービトラージャーがリスク中立的であるとき \mathbf{A}_β は $\boldsymbol{\theta}_k$ に依存せず、完全にリスク回避的であるとき \mathbf{A}_β は $\tau_{n,t}$ に依存しない。このとき、 $A_{\beta(k)}(\tau_{n,t})$ は、

$$A_{\beta(k)}(\tau_{n,t}) \approx D_k(\tau_{n,t}) + L_n(\boldsymbol{\theta}_k) \quad (2)$$

と表される。ここで、 D_k は第 k 需要のショックによりマーケットのデュレーションリスクが変化することによって生じるイールドへの効果（デュレーション効果）であり、 L_n は、ある債券の現存量の変化が、裁定を通じて当該銘柄と周辺銘柄のイールドに及ぼす効果（ローカル供給効果）である⁷。

D'Amico and King [2013] モデルのローカル供給効果は、特定の債券のイールドが中央銀行の買入額に見合った変化を示すことを仮定している。D'Amico and King [2013] された (Woodford [2012] に詳しい)。他方、特定期間選好モデルに代表されるポートフォリオバランスチャネルは、中央銀行の買入が特定の残存期間の債券の希少性を高め、価格の上昇（イールドの低下）につながるの考えに基づく。

⁶Vayanos and Vila [2009] モデルにおいて、感応度ベクトルは、アービトラージャーのリスク回避度によってさまざまな形状をとる。

⁷Greenwood and Vayanos [2014] は、Vayanos and Vila [2009] モデルを用いて、マーケット全体の債券の時系列供給量と平均残存期間の変化がイールドに与えた影響を推計しているが、銘柄別のネット供給量を用いておらず、ローカル供給効果の視点は取り入れられていない。Fukunaga, Kato, and Koeda [2015] は、日本国債市場に与えた日銀の国債買入の影響について、Greenwood and Vayanos [2014] のモデルを用いた回帰分析と期間構造モデルによる分析を行った。投資家の保有する国債流通量や金利期間構造に着目した研究として、他に、Blattner and Joyce [2016] などがある。

はこのモデルを用い、2009年3月から10月までFRBが実施した資産買入プログラムのローカル供給効果を推定し、米国債に平均30bpsのイールド低下効果があったとしている。彼らは、現存額で基準化したFRBによる銘柄買入額 q_n と残存期間の近い債券（周辺銘柄）の集合 s の買入額 $\sum_s q_{n,s}$ によりローカル供給効果を計測した。

一方、D'Amico and King [2013]モデルでは、デュレーション効果は残存期間の滑らかな関数で表されると仮定されており、 $\tau_{n,t}$ とその2乗によって定式化される。モデル全体としては、累積イールド変化は $\tau_{n,t}$ とローカル供給効果をもたらす2つの変数（銘柄買入額と周辺銘柄買入額）によって生じると仮定している。このため、D'Amico and King [2013]モデルを実証分析に用いると、金利期間構造全体を変化させる要因は主としてデュレーション効果の係数にあらわれる。例えば、新たな資産買入プログラムの発表は、銘柄ごとのデュレーションを介して金利期間構造全体に影響する効果（アナウンスメント効果）として捉えられるであろう⁸。このように、D'Amico and King [2013]モデルにより推定したデュレーション効果には、分析期間中に金利期間構造全体に影響を与えた要因が含まれることに注意する必要がある。

本稿では、日銀の買入が各銘柄のイールドにどのような影響を与えたか、銘柄別買入額や残存期間を用いて分析する。次節では、日銀の買入プログラムや追加供給など日本市場に特有な国債市場の需給要因について概観する。

3 分析期間における日銀の国債買入と金融市場

(1) サンプル期間

2013年4月以降、日銀は巨大な投資家として国債市場の需給に大きな影響を与えている。大規模資産買入プログラムにより国債をマーケットから吸い上げ、当面、売り手となることはないため、結果として市場で売買可能な国債残高は大幅に縮小する⁹。

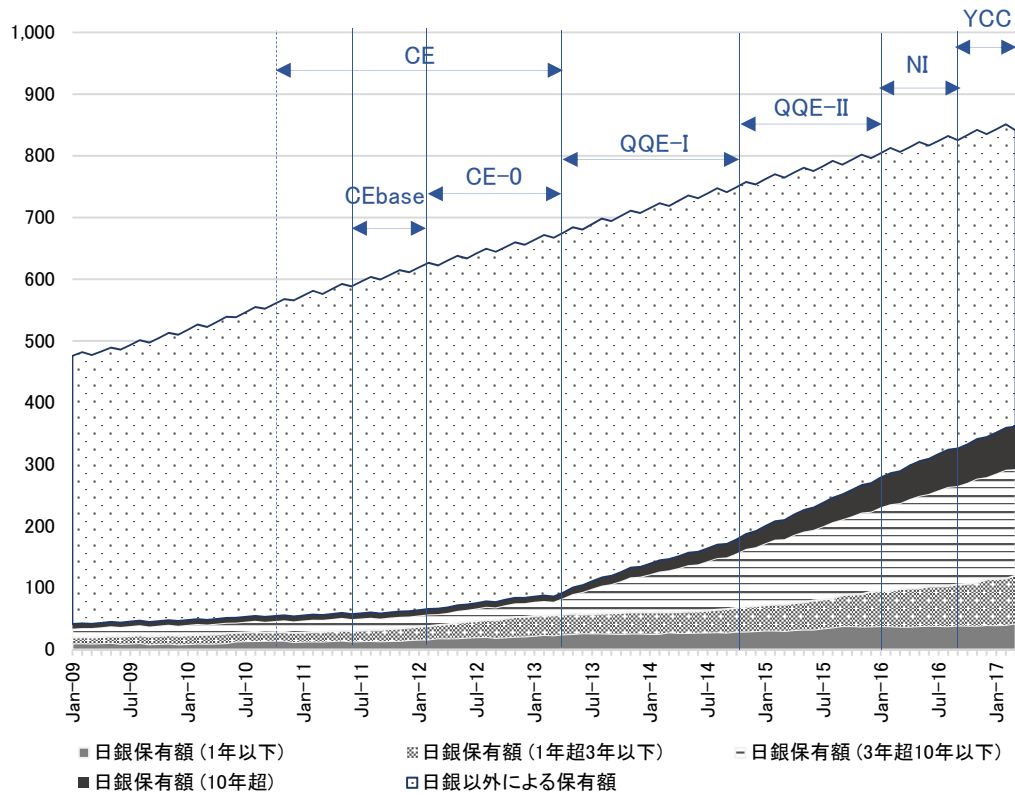
図1は、日銀とそれ以外の主体による国債保有量の推移を示している。国債買入政策は、2010年10月、白川前総裁の時代に拡大されたが、当初の買入額は少なく、日銀の保有比率は13%前後で安定的に推移していた。国の国債発行額と日銀の買入額がほぼバランスしていたといえる。2012年2月以降、このバランスが崩れ始め、日銀の国債買入額は国の国債新規発行額を上回るペースに転じた。本稿の分析期間は、国債保有比率が上昇し市場売買可能な国債残高が急速に減少した時期にあたる。

この時期を金融政策の特徴から区分すれば、以下の5期に分けることができる。

⁸買入プログラム発表のインパクトは、D'Amico *et al.* [2012]、Joyce and Tong [2012]などが高頻度データを用いて計測している。

⁹Fukunaga, Kato, and Koeda [2015]では、日銀は、生保・年金等とともに特定期間選好投資家として区分されている。

図1 通常国債の総現存額と日銀保有額の推移



備考: 普通国債の総現存額(兆円)と日銀保有額(兆円)。薄灰色、ドット、ボーダー、濃灰色の領域はそれぞれ、1年以下、1年超3年以下、3年超10年以下、10年超の銘柄の日銀保有額で、すべて月末日の集計値である。

資料: 日本銀行、財務省、日本証券業協会

- 第一期 CE：白川総裁のもと、買入基金に基づく買入（2010年10月28日～2013年4月3日）
- 第二期 QQE-I：黒田総裁のもと、50兆円規模の買入（2013年4月4日～2014年10月30日）
- 第三期 QQE-II：買入総額を80兆円に拡大（2014年10月31日～2016年1月28日）
- 第四期 NI：マイナスの金利水準の許容（2016年1月29日～9月20日）
- 第五期 YCC：イールドカーブコントロール（10年金利のゼロ金利誘導）（2016年9月21日～）

本稿では2012年2月以降に日銀の国債保有率が変化し始めることに着目し、第1期のCE期を2つに分けることにした。なお、データの制約からCEが開始されて約半年後の2011年6月1日をスタートラインとし¹⁰、下記の6期間を分析期間とする。

| | | |
|--------|------------------------|------|
| CEbase | 2011/6/1 ~ 2012/1/31 | 8ヵ月 |
| CE-0 | 2012/2/1 ~ 2013/4/3 | 14ヵ月 |
| QQE-I | 2013/4/4 ~ 2014/10/30 | 19ヵ月 |
| QQE-II | 2014/10/31 ~ 2016/1/28 | 15ヵ月 |
| NI | 2016/1/29 ~ 2016/9/20 | 8ヵ月 |
| YCC | 2016/9/21 ~ 2017/3/31 | 6ヵ月 |

図2は、2009年1月から2017年3月までの国債長短金利の動向である。イールドは、CEbaseとCE-0の2期間はゆるやかな下降傾向にあったが、2013年2月28日に黒田東彦氏の日銀総裁就任が国会で承認されると、大規模な資産買入プログラムへの期待から急激に低下した。QQEの導入が発表された4月4日前後に不安定な動きがみられたが、QQE-II期にかけて徐々にイールドは低下した。2016年1月にマイナス金利政策の導入が発表されるとイールドは再び急激に低下し、10年金利はマイナス領域に達し、30年金利も急激に低下した。

(2) イールドと国債の需要・供給要因

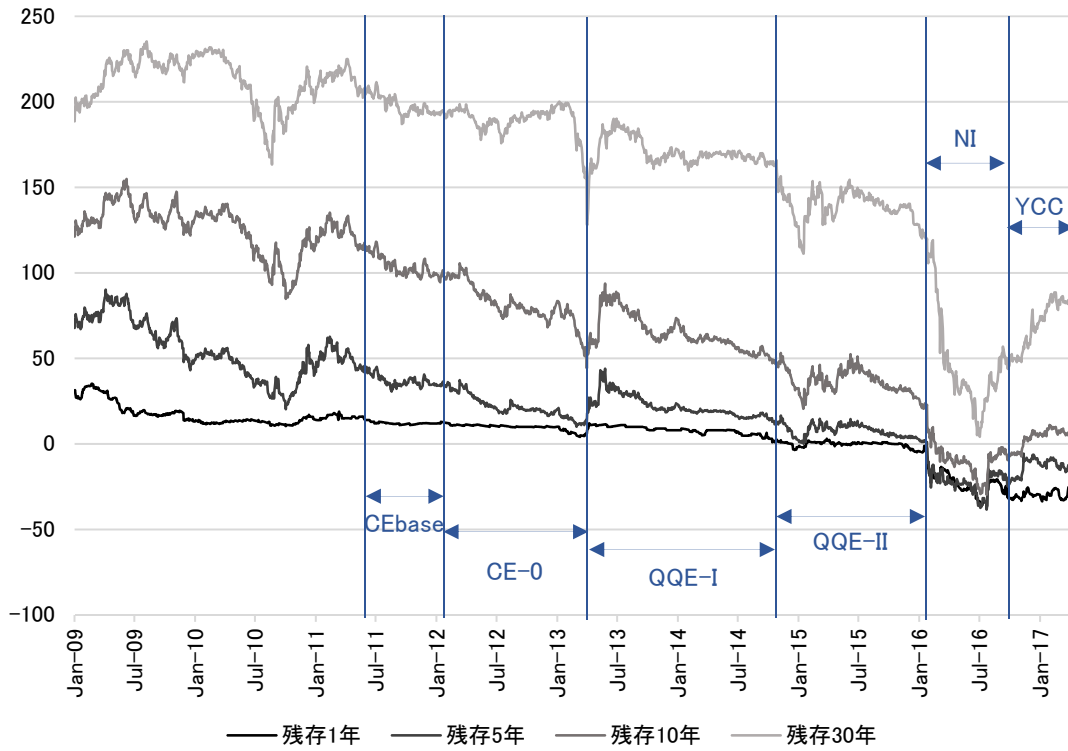
本節では、個別国債の累積イールド変化、ならびに日銀の買入や財務省の国債追加発行など国債市場の需給要因について概観する。

イ 累積イールド変化

イールドデータは、Bloomberg社が提供している個別国債の日次終値を用いる。対象は、変動利付債・物価連動債を除く利付国債で、各期間中に償還を迎えた銘柄、新規発行された銘柄は除外し、期間を通して取引されていた銘柄のみを用いる。さらに、償還日が近づくとイールドの変動は大きくなる傾向があるため、期間最終日において、銘柄の残存期間が90日未満となる銘柄は除外した。

¹⁰Bloombergの現物国債データの収集方法が2011年5月に変更され、収録データに質的な違いが確認されたため。

図2 長短金利の動向 (bps)



備考: 2009年1月5日から2017年3月31日までの固定利付国債の半年複利金利 (bps) の時系列。濃い順に残存期間1年、5年、10年、30年の金利。

資料: 財務省残存期間別国債金利

図3は、期間別の累積イールド変化と残存期間の関係をプロットしたものである。イールドは、CEbase、CE-0、QQE-I、QQE-II、NIの5期間では概ね低下しており、最後のYCC期で上昇に転じている。分析期間ごとのイールド変化には特徴的なパターンが見られる。まず、マイナス金利が導入されるまでの4期間は、短期イールドの低下幅が小さく、10年から20年にかけて低下幅が拡大するという共通点がある。しかし、それぞれの期間の下落幅の最大値は、20bpsから60bpsと幅がある。

CE-0期に残存期間6~20年の銘柄のイールドが40bps以上低下しているが、これは黒田東彦氏の日銀総裁就任の決定を受け大規模資産買入プログラムへの期待が膨らみ、イールド低下が先取りされた影響が含まれている(図2参照)。この反動もあって、QQE-I期のイールド変化は比較的緩やかであり、さらに、残存期間24年以上の銘柄では逆にイールドは上昇している。QQE-II期には、20年超のイールドも大幅に低下した。残存期間が長期のものほどイールドがより大きく低下したのは、日銀の国債買入の対象が長期に移行したと重なっており、買入が国債価格に影響を与えていた可能性を示唆している。

マイナス金利の導入後、それまでイールド低下余地の少なかった短期国債のイールドが20bps以上下落した。しかし、こうしたイールド低下傾向はイールドカーブコントロール政策の導入とともに収まり、ほぼすべての残存期間で累積イールド変化はプラスに転じた¹¹。対象期間中、イールドカーブは金融政策の力点の置き方によりさまざまな動きをみせており、後段の実証分析ではイールド変化と日銀買入額の直接的な関係を確認する。

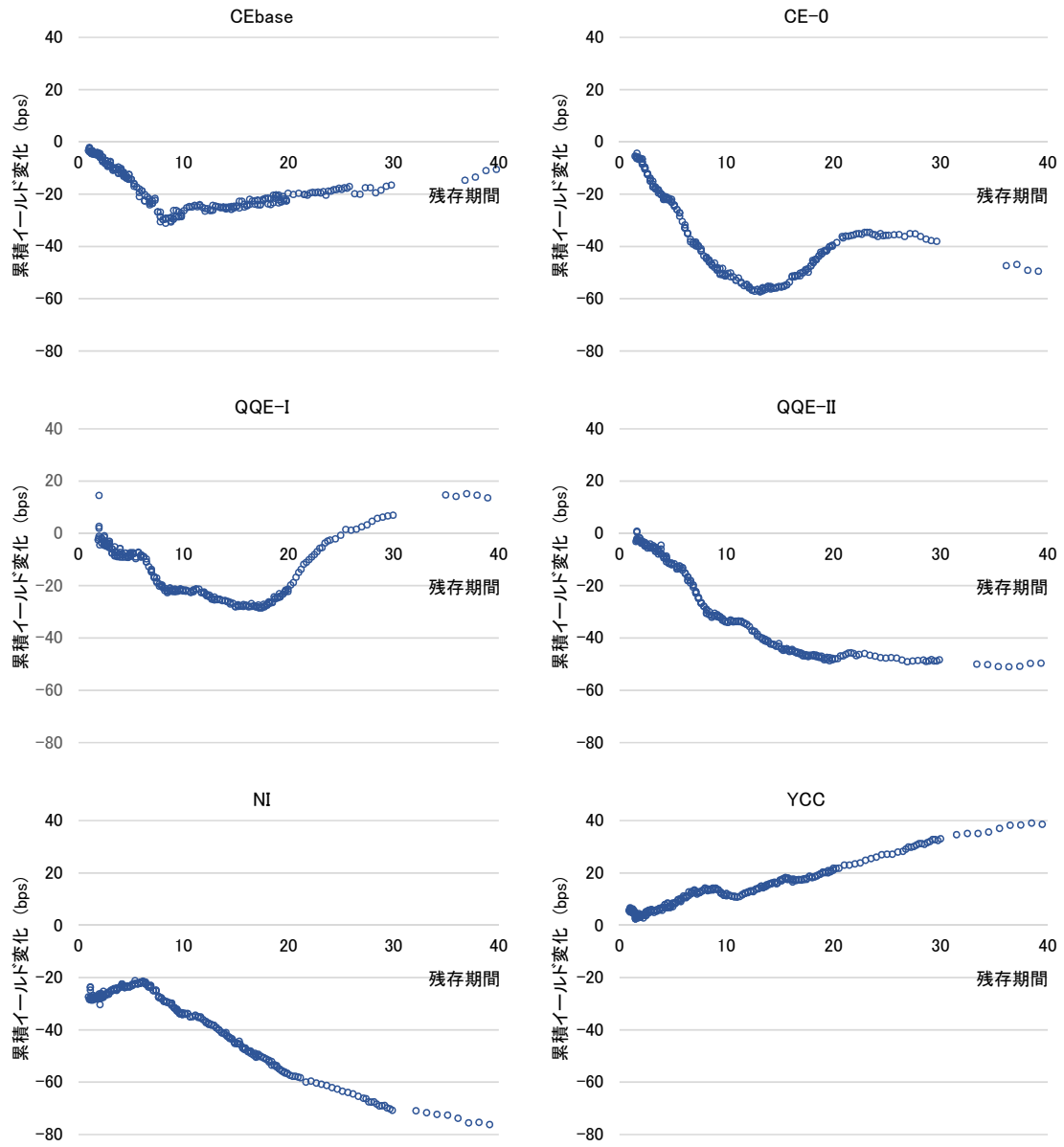
ロ 日銀の買入政策

本稿に関係する日銀の国債買入政策は以下のように実行された。日銀は2009年3月から年間21.6兆円の国債買入を1年以下、1年超10年以下、10年超30年以下という3つの対象レンジに分けて実施していたが、これに加えて2010年10月28日に「資産買入等の基金」による国債買入オペレーションを開始した。基金による買入は残存期間1~2年の銘柄が対象であり、後に1~3年となった。分析期間別にみると、CEbase期は資産買入等の基金の規模が徐々に拡大され始めた時期にあたるが、まだ国債買入に充てられる基金の規模は10兆円に届かなかった。その後、CE-0期に5回に分け基金は拡大され、基金総額では55兆円から101兆円、国債買入に充てられる基金は9兆円から44兆円に大幅に拡大された。

2013年4月4日に基金による買入オペレーションが廃止され、新たなQQEプログラムのもとで国債買入が一気に増大した。買入の対象レンジも細分化され、対象は30年超の銘柄にも拡大された。2014年6月23日以降は、1年以下、1年超3年以下、3年超

¹¹2017年3月までの累積値である。

図3 期間別累積イールド変化



備考: 各銘柄の分析期間別の累積イールド変化 (bps) の散布図である。横軸は各銘柄の残存期間 (年)。

5年以下、5年超10年以下、10年超25年以下、25年超という6つの対象レンジに分けて行われている。

表1は、残存期間レンジごとに日銀の国債買入額を集計したものであり、上段は期間中の累積日銀買入額（兆円）、下段は累積買入額を期間の月数で割った月平均買入額（億円）である。表からも明らかなおと、CEbase、CE-0の2期間の買入の中心は3年以下のレンジであったが、QQE導入後、買入の中心は3年超10年以下の残存レンジに移り、QQE-II期には、新たに25年超のレンジの買入が増額されている。YCC期の月平均買入額は、NI期に比べてどの残存レンジの買入額も減少しているが、特に1年以下のレンジでは買入額が24%減少し2,374億円になり、25年超のレンジでは28%減少し5438億円になった。このように、日銀の国債買入は資産買入プログラムごとに買入れられる国債の量や年限が大きく変動している点に特徴がある。

図4は、残存年限ごとの月平均買入額を同年限の現存量で除した日銀買入率の分布である。D'Amico and King [2013]のFig. 1によればFRBの買入率は、中長期の銘柄で高いという特徴があるが、日銀はQQE開始前は、残存期間が短い銘柄を多く買入れていた。QQE開始後、買入額と残存期間との関係性は徐々に弱まり、代わりに買入額が発行からの経過年数に左右されるようになる。図4によると、QQE-I以降の4期間では、0~2年、4~6年、8~10年、18~20年、28~30年、38~40年の日銀買入率が高い。これらの年限は2年債、5年債、10年債、20年債、30年債、40年債が新規発行される年限にあたり、日銀が発行後間もない銘柄の買入額を増加したことがみとれる。この傾向は、国債の希少性が高まったNI期、YCC期にはより顕著になっており、QQE期以降は買入可能な銘柄に集中せざるを得なかったことが分かる。こうした日銀の買入姿勢の変化を考慮して、5節の実証分析ではCEの2期間とQQEの4期間で異なるモデルを用いて、日銀の国債買入額の決定要因を推定する。詳しくは4(2)節で述べる。

ハ 流動性供給入札

国債市場における国債の供給は、(1)財務省による新規国債発行、(2)財務省による流動性供給入札、(3)日銀による流動性補完供給に大別される。本研究では国債買入のイールドへの累積効果について分析するため、(2)の財務省による流動性供給入札の効果を明示的に考慮することが重要である¹²。財務省による流動性供給入札は、市

¹² (1)の新規国債発行は、毎年度、国債発行計画で各年限の市中発行額が公表されるため、市場参加者は各年限の発行額を類推することができる。また(3)の日銀による流動性補完供給は、市場での希少性が高まっている銘柄について、日銀が保有する債券を市場参加者に一時的に供給するもので、売却の翌営業日に買い戻す条項がついているため、国債の供給量に恒久的な影響を与えるものではない。衣笠・長野 [2017] は、SCレポ市場のデータを分析し、流動性補完供給が希少性の高まりを抑制していることを示しているが、この影響は累積効果の計測においては軽微である。

表 1 残存期間レンジ別の累積日銀買入額（兆円）と月平均買入額（億円）

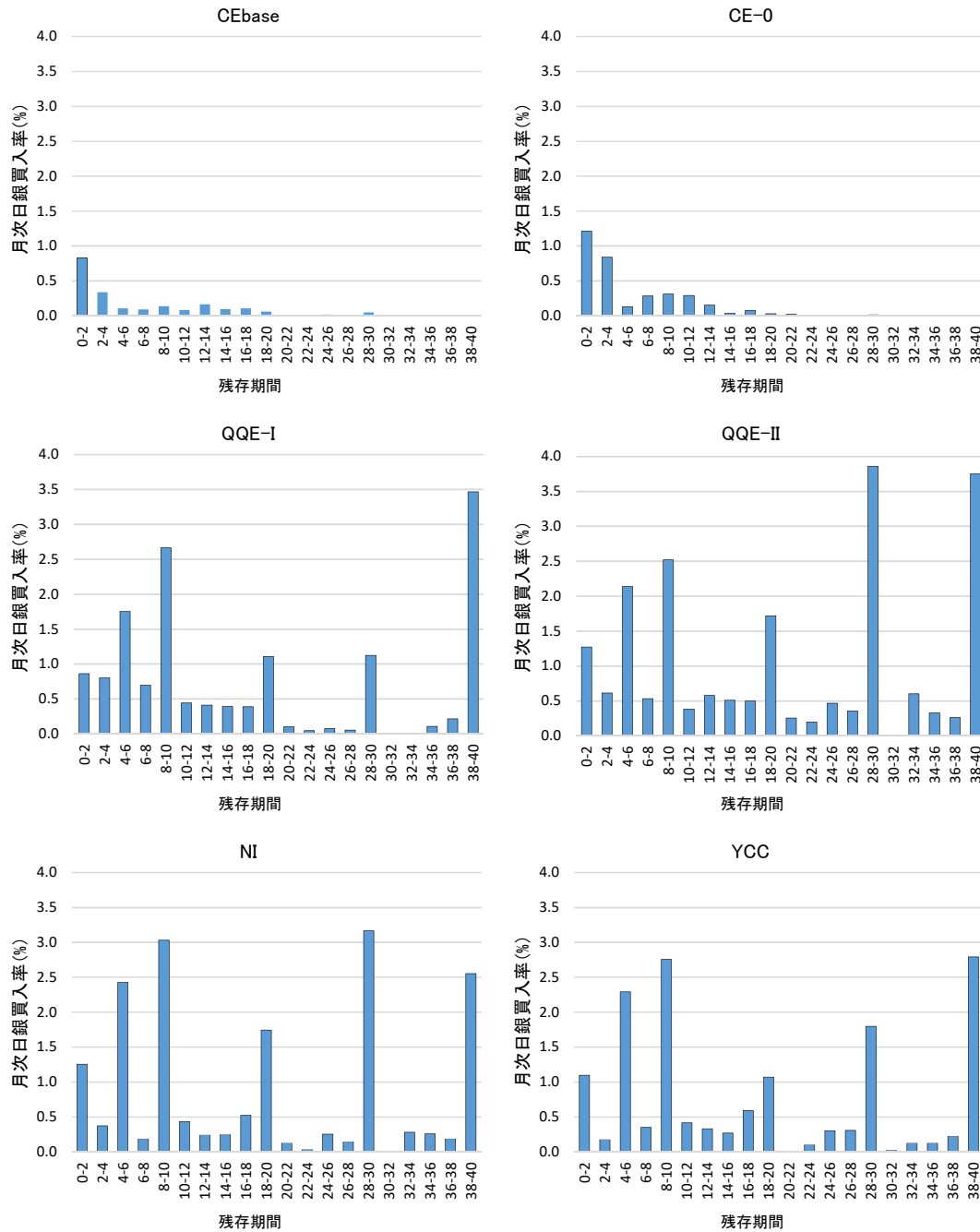
| 累積買入額 （兆円） | 残存期間レンジ | | | | | | |
|---------------|---------|-------------|-------------|--------------|---------------|-------|--------|
| | 1年以下 | 1年超 3年以下 | 3年超 5年以下 | 5年超 10年以下 | 10年超 25年以下 | 25年超 | 全体 |
| CEbase | 5.27 | 7.32 | 1.53 | 1.15 | 0.76 | 0.05 | 16.07 |
| CE-0 | 8.47 | 28.38 | 4.71 | 5.64 | 1.38 | 0.03 | 48.60 |
| QQE-I | 5.55 | 28.46 | 31.40 | 47.68 | 13.56 | 3.58 | 130.24 |
| QQE-II | 3.13 | 34.23 | 36.62 | 36.36 | 18.13 | 10.84 | 139.31 |
| NI | 2.43 | 16.73 | 21.00 | 20.39 | 8.79 | 5.83 | 75.16 |
| YCC | 1.50 | 12.34 | 14.15 | 16.08 | 5.91 | 3.43 | 53.41 |

| 月平均買入額 （億円） | 残存期間レンジ | | | | | | |
|----------------|---------|-------------|-------------|--------------|---------------|-------|--------|
| | 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 | 全体 |
| CEbase | 6,542 | 9,098 | 1,896 | 1,429 | 940 | 57 | 19,963 |
| CE-0 | 6,020 | 20,180 | 3,351 | 4,014 | 979 | 19 | 34,564 |
| QQE-I | 2,937 | 15,067 | 16,622 | 25,239 | 7,179 | 1,897 | 68,941 |
| QQE-II | 2,093 | 22,899 | 24,498 | 24,326 | 12,130 | 7,249 | 93,195 |
| NI | 3,131 | 21,571 | 27,087 | 26,299 | 11,333 | 7,514 | 96,936 |
| YCC | 2,374 | 19,567 | 22,426 | 25,497 | 9,367 | 5,438 | 84,669 |

備考：各分析期間別・残存期間レンジ別に集計した累積日銀国債買入額とその月平均額。物
 価連動債や変動利付債を含まない普通債のみの買入額である。

資料：日本銀行

図 4 分析期間別の日銀買入率分布



備考: 縦軸は、各残存期間の銘柄全体について月平均日銀買入額を期初現存額で除した割合 (%)。横軸は各銘柄の残存期間 (年)。

資料: 日本銀行、日本証券業協会

表 2 残存期間別の流動性供給入札による発行量（億円）

| | 残存期間レンジ | | | | | 全体 | |
|--------|---------|-------|--------|--------|--------|---------|-------|
| | 3年超 | | 5年超 | | 10年超 | 全体 | |
| | 3年以下 | 5年以下 | 10年以下 | 25年以下 | 25年超 | 全体 | 月平均 |
| CEbase | 0 | 0 | 12,001 | 32,216 | 3,046 | 47,263 | 5,872 |
| CE-0 | 0 | 0 | 25,470 | 46,484 | 8,176 | 80,130 | 5,698 |
| QQE-I | 0 | 0 | 51,649 | 46,476 | 17,709 | 115,834 | 6,132 |
| QQE-II | 0 | 0 | 56,162 | 38,661 | 17,104 | 111,927 | 7,487 |
| NI | 3,453 | 1,425 | 30,067 | 15,030 | 8,576 | 58,551 | 7,551 |
| YCC | 1,434 | 2,833 | 21,199 | 21,031 | 4,949 | 51,446 | 8,156 |

備考: 流動性供給入札による国債発行量を分析期間・残存期間レンジ別に集計。期間途中で新規発行・途中償還された銘柄は除いた。

資料: 財務省、日本証券業協会

場で品薄となった銘柄の流動性の改善を目的とする既発債の追加発行であり¹³、日銀保有残高の急増により逼迫した国債の需給を緩和することを目的としている。流動性供給入札は、もともとは5年未満の銘柄は対象外であったが、徐々に対象銘柄が拡大され、分析期間中に1年以下を除くすべての残存期間の銘柄が対象になった¹⁴。流動性供給入札は市場の流動性を考慮して行われることから、日銀の国債買入から生じるインパクトに影響を与える可能性がある。

表2は、流動性供給入札による国債発行量を分析期間別・残存期間レンジ別に集計したものである。月平均の流動性供給入札量（表の最右列）は、QQEの進行とともに徐々に増大しており、YCC期の流動性供給入札発行量は8,156億円とCEbase期の約1.4倍となっている。残存期間レンジ別にみると、流動性供給入札の対象レンジの拡大により、NI期以降は残存期間の短い銘柄も追加発行が実施された。希少性の高まりがどの残存期間でも顕著になったためと推測される。

¹³平成29年度財務省政策評価実施計画（改正）参照

¹⁴流動性供給入札は、2013年6月以前は残存期間5年から29年程度の銘柄を対象に実施されていたが、2013年7月以降は残存期間39年の銘柄にまで拡大された。さらに、2016年4月以降は5年以下の銘柄にも対象が拡大され、1年超5年以下、5年超15.5年以下、15.5年超39年未満の3つのレンジ別に供給入札が実施されている。

4 本研究のフレームワーク

(1) 需要・供給面からのアプローチ

中央銀行により継続的に債券が買入れられると、その債券の市場流通量が減少し、希少性が高まる。日本国債市場では、日銀の保有比率が40%以上となる過程で、希少性が急激に高まった。本稿ではD'Amico and King [2013] 同様、ローカル供給効果の決定要因は中央銀行による国債買入額とするが、財務省による流動性供給入札を希少性を緩和した要因として追加して分析を行う。

(2) 基本モデルと流動性供給入札モデル

2節で示したとおり、D'Amico and King [2013] は2009年のFRBの資産買入プログラムの効果の分析にストック効果推定式(式(1)・(2))を用いた。日米の政策効果の違いについて考察するため、D'Amico and King [2013] と同様のモデルを基本モデルと定め、日銀の国債買入の効果を推定する。

まず、期間*i*を通して存在した銘柄*n*について、その期間の1か月あたりのイールド変化(bps)を、

$$\Delta Y_{n,i} : \text{期間 } i \text{ の前日から期間 } i \text{ の最終日にかけてのイールド変化 (bps)/\text{月数} \quad (3)$$

と定義する。

日銀の国債買入額とイールド変化の間には内生性が存在するため、第1段階で期間中の日銀による国債買入額を推定し、この推計から得られた国債買入額を用いて第2段階でイールド変化との関係を推定する¹⁵。D'Amico and King [2013] にならって当該銘柄の買入額とその周辺銘柄の買入額をローカル供給効果を表す変数とする。銘柄ごとの買入だけでなくその銘柄と残存期間の近い周辺銘柄に対する買入によってもイールドは下落すると考えられるからである。ここでは、当該銘柄との残存期間の差の絶対値が2年以内のものを周辺銘柄と定義し、両変数を当該銘柄とその周辺銘柄の現存額合計でスケールリングして用いる。すなわち、

$$q_{n,i} = \frac{Q_{n,i}}{O_{n,i} + O_{n,sub,i}} \quad (4)$$

$$q_{n,sub,i} = \frac{Q_{n,sub,i}}{O_{n,i} + O_{n,sub,i}} \quad (5)$$

とする。ここで、 $Q_{n,i}$ 、 $O_{n,i}$ はそれぞれ、銘柄*n*の第*i*期間中の月平均日銀買入額と期初の現存額、 $Q_{n,sub,i}$ 、 $O_{n,sub,i}$ は銘柄*n*の周辺銘柄の第*i*期間中の日銀買入額と期初の現存額である。

¹⁵6 期間についてハウスマン外生性検定を行ったところ、すべての期間で内生性の存在が確認された。

第1段階では、日銀の銘柄別買入額の決定要因を下記の式で推計する¹⁶。第*i*期の銘柄*n*の月平均日銀買入額 $q_{n,i}$ について

$$q_{n,i} = \alpha_0 + \alpha_1 \tau_{n,i} + \alpha_2 \tau_{n,i}^2 + \alpha_3 \frac{H_{n,i}}{O_{n,i}} + \alpha_4 \frac{H_{n,sub,i}}{O_{n,sub,i}} + \alpha_5 fresh_{n,i} + \alpha_6 \frac{1}{age_{n,i}} + \alpha_7 less3y + \nu_n \quad (6)$$

を用いて推計する。ここで、 $\tau_{n,i}$ は銘柄*n*の第*i*期初での残存期間、 $O_{n,i}$ と $H_{n,i}$ は、それぞれ銘柄*n*の第*i*期初の現存額、日銀保有額、 $O_{n,sub,i}$ と $H_{n,sub,i}$ は、それぞれ銘柄*n*の周辺銘柄の第*i*期初の現存額、日銀保有額である。 $fresh_{n,i}$ は銘柄*n*が発行されてから1年未満の場合1をとるダミー変数、 $age_{n,i}$ は、銘柄*n*の第*i*期初時点での発行後経過年数を表す。また、 $less3y$ は残存3年以下のダミー変数、 ν_n は誤差項である。

ただ、図4で指摘したとおり、日銀の買入行動はCEの2期間とQQEの4期間で特徴が異なる。日銀の国債買入額が少なかったCEの2期間は、周辺銘柄の日銀保有比率の影響を考慮する必要がない水準であった。また、買入は3年以下の国債が多くを占めていた。他方、QQEの期間の買入は長・超長期債を含めた幅広い年限に及んでいる。このためCEの2期間では残存3年以下のダミー $less3y$ を含め、周辺銘柄の保有比率 $H_{n,sub,i}/O_{n,sub,i}$ を除いた。逆にQQEの4期間では、残存3年以下のダミー $less3y$ を除き、周辺銘柄の保有比率 $H_{n,sub,i}/O_{n,sub,i}$ を含めたモデルにより推計を行う¹⁷。第1段階の説明変数のうち、 $fresh_{n,i}$ と $1/age_{n,i}$ は、D'Amico and King [2013]では用いられていない変数であるが、図4でみたとおりQQE-I期以降日銀は発行間もない銘柄を多く買入れる傾向があるため追加した¹⁸。6つの分析期間は月数が異なるため、被説明変数は政策期間中の累積買入額ではなく月平均買入額を用いた点もD'Amico and King [2013]と異なる。周辺銘柄買入額 $q_{n,sub,i}$ についても上記(6)式と同じ説明変数を用いて推計する。次に、第1段階の推定値 $\hat{q}_{n,i}$ 、 $\hat{q}_{n,sub,i}$ を用いて第2段階の基本モデルの推計を行う。第2段階の被説明変数は期間中の月平均イールド変化であり、

$$\Delta Y_{n,i} = \gamma_0 \hat{q}_{n,i} + \gamma_1 \hat{q}_{n,sub,i} + \phi_0 + \phi_1 \tau_{n,i} + \phi_2 \tau_{n,i}^2 + \epsilon_n \quad (7)$$

と定式化する。ここで、 $\tau_{n,i}$ は銘柄*n*の第*i*期初での残存期間、 ϵ_n は誤差項である。

さらに、日銀の買入による影響に加えて、財務省の流動性供給入札による影響も含めるため、流動性供給入札による期間中の月平均追加発行額を、銘柄とその周辺銘柄の現存額合計によりスケールした変数 $enh_{n,i}$ を(7)式に加えた

$$\Delta Y_{n,i} = \gamma_0 \hat{q}_{n,i} + \gamma_1 \hat{q}_{n,sub,i} + \gamma_2 enh_{n,i} + \phi_0 + \phi_1 \tau_{n,i} + \phi_2 \tau_{n,i}^2 + \epsilon_n \quad (8)$$

¹⁶(4)式、(5)式のとおり、第1段階の回帰の被説明変数には、買入額を当該銘柄と周辺銘柄の現存額合計で除した変数を用いる。D'Amico and King [2013]では、すべての説明変数を当該銘柄が同様の現存額に占めるシェアでウェイト付けしたうえで回帰をしている。我々も同様のモデルで回帰を試みたが、操作変数の弱相関と妥当性の問題が生じたため採用しなかった。なお、弱相関はCragg-Donald統計量によって、また妥当性はサーガンのJ検定によって評価した。

¹⁷6期間にすべて同じ変数を用いることを検討したが、この場合、操作変数の妥当性がみだされない期間があったため、CEとQQEで一部異なる変数を用いた。妥当性はサーガンのJ検定によって評価した。

¹⁸D'Amico and King [2013]では新発債ダミーが用いられている。

を流動性供給入札を考慮したモデルとし¹⁹、 $enh_{n,i}$ がイールド低下の緩和要因になったかどうかを確認する。

5 実証分析

本節では、4(2)節で述べた推計方法により、CEbase、CE-0、QQE-I、QQE-II、NI、YCCの6期間について、国債市場の需要・供給要因の変化が国債イールドに与えた影響を分析する。

(1) 基本モデルの分析

始めに、3(2)節で述べた国債市場の需要・供給の変化が国債のイールドに与えた影響について4(2)節の(7)式を用いて分析する。日銀の国債買入額と国債イールドの間の内生性に考慮して、まず、第1段階で期間中の日銀による国債買入額を回帰し、第2段階ではイールド変化を第1段階から得られる国債買入額に回帰する。

イ 日銀買入額決定モデルの推計

本節では、第1段階の日銀買入額モデル(6)式の推計結果を示す。期間ごとのクロスセクション推定を行うが、日銀の買入姿勢が変化したことを考慮して、CEの2期間とQQE導入以降の4期間では異なるモデルを採用した(4(2)節参照)。表3が銘柄買入額について、表4が周辺銘柄買入額についての推計結果であり、被説明変数はともに月平均買入額である。表の***は1%、**は5%、*は10%水準での有意性を表す。表3下段には操作変数の適切性についての統計量を記した²⁰。

銘柄買入額の結果(表3)によると、CEbase期において残存期間とその2乗の係数は有意ではないが、残存3年以下ダミーは有意なプラスの係数が推定された。このことは、3年以下の銘柄が多く買入れられていたことを示している。CE-0期においては残存期間の係数はマイナスで有意となり、短期債ほど買入が多かったことを示している。一方、発行後1年未満を表すダミーfreshがYCC期を除いて、すべての期間でプラスに推定されており、CE-0期以外では5%水準で有意である。発行後1年未満の債

¹⁹ $enh_{n,i}$ には、流動性供給入札による追加発行のみ含み、新規発行後に実施される通常の追加発行は含まない。流動性供給入札による追加発行額にはQQE-I期以外は内生性の存在が確認されなかったため、2段階推計は用いていない。5(2)節で示す。

²⁰Cragg-Donald統計量により操作変数が内生変数と十分に強い相関をもつか検証した結果、QQE-II期以外の期間では、30%の水準で棄却されたが、QQE-II期では棄却されなかった。臨界値はStock and Yogo [2005]に基づく(Cragg and Donald [1997], Stock, Wright, and Yogo [2002])。ただし、各モデルのF統計量はQQE-II期も含めて10より大きい。Staiger and Stock [1997]によれば、F統計量が10よりも大きい場合、弱操作変数の問題は起こりにくいことから、QQE-II期にも本モデルを使用する。

券は特に多く買入れられていたという結果である。D'Amico and King [2013] でも新発債ダミーは有意である。YCC 期において、発行後 1 年未満ダミーは有意ではないものの、発行後経過年数の逆数の係数推定値は NI 期と YCC 期で有意にプラスに推定されており、発行直後の銘柄に日銀の買入が集中したことが表れている。QQE の 4 期間については、残存期間の 2 乗の係数が 4 期間すべてプラスで有意となり、買入対象が長期化する傾向も示している²¹。

表 4 の周辺銘柄買入額の推定結果においては、残存期間の係数は QQE-II 期以前はすべての期間で有意にマイナス、残存期間の 2 乗の係数はすべてプラスである。2 つの係数を合わせて効果をみると、残存期間のマイナスの係数の影響のほうが大きく、残存期間が短い国債は多く買入れられるという関係がみられる。CE の 2 期間における残存 3 年以下ダミーは有意にプラスで推定されており、3 年以下の国債買入が多かったことを示している。周辺銘柄保有率の係数は、QQE-I、NI、YCC の 3 期間で有意であるが、QQE-I ではマイナス、残りの 2 期間ではプラスである。日銀は、QQE-I 期では周辺銘柄の日銀保有率が高いものは避ける傾向があったが、NI と YCC の 2 期間においては保有率が高い銘柄をさらに買い増す傾向に変化したことがわかる。国債の希少性が高まり、新発債に日銀の買入が集中した結果と考えられる。

ロ イールド変化の基本モデルの推計

本節では、累積イールド変化の基本モデルの推定結果を説明する。4(2) 節で述べたとおり、第 1 段階の推計で得た $\hat{q}_{n,i}$ 、 $\hat{q}_{n,sub,i}$ を用い (7) 式により推計する²²。

基本モデルの推計結果は表 5 である²³。銘柄買入額の回帰係数は QQE-I、QQE-II、NI の 3 期間で有意である。いずれもマイナスの係数で、日銀の買入額に比例してイールドが低下したという関係が推定されており、銘柄買入額によるローカル供給効果が確認された。一方、周辺銘柄買入額は、QQE-I と QQE-II の 2 期間でマイナスの回帰係数が推定され、QQE-II は 10% 水準で有意である。QQE-II 期は、D'Amico and King [2013] に比べて有意性では劣るものの、銘柄買入額と周辺銘柄買入額、両方にローカル供給効果がみられた。

²¹ α_1 、 α_2 の係数推定値を用い、 $\hat{\alpha}_1\tau_{n,i} + \hat{\alpha}_2\tau_{n,i}^2$ を τ で微分すると残存期間 τ における傾き $\hat{\alpha}_1 + 2\hat{\alpha}_2\tau_{n,i}$ が得られる。この傾きは買入額と残存期間の関係を示す。QQE-I 期、QQE-II 期、NI 期、YCC 期の残存期間 15 年における傾きはそれぞれ -0.00025 、 0.00434 、 0.00393 、 0.00561 であり、残存期間 30 年における傾きはそれぞれ 0.00104 、 0.01101 、 0.00713 、 0.02256 となっており、特に QQE-II 期以降の日銀買入の長期化を示唆している。

²²D'Amico and King [2013] は、(7) 式と同様の説明変数に加え、期初価格水準ならびに期初価格の割高割安を示す変数を加えて推計しているが、本研究のデータでは多重共線性が疑われたため用いていない。

²³第 1 段階の推計で QQE-II 期については弱操作変数が棄却されなかったため、第 2 段階の推定値、 t 値にはバイアスがあると考えられる。ただ、第 2 段階の残差を使用したサーガンの J 検定で操作変数の妥当性に問題はないことを確認した。脚注 20 参照。

表 3 月平均銘柄買入額の回帰結果

| | CEbase | CE-0 | QQE-I | QQE-II | NI | YCC |
|---------------------|-------------------------|--------------------------|--------------------------|-------------------------|--------------------------|-------------------------|
| 残存期間 | -0.0002 (-1.11) | -0.0010 *** (-3.18) | -0.0016 *** (-2.87) | -0.0023 (-1.63) | 0.0007 (0.49) | -0.0113 ** (-2.51) |
| (残存期間) ² | 0.000002 (0.40) | 0.00001 (1.50) | 0.00004 *** (3.15) | 0.00022 *** (5.80) | 0.00011 ** (2.52) | 0.00057 *** (4.33) |
| 日銀保有比率 | -0.013 *** (-3.41) | -0.028 *** (-4.25) | -0.038 *** (-3.44) | -0.022 (-0.77) | -0.018 (-0.71) | -0.094 (-1.29) |
| 周辺銘柄保有比率 | | | 0.0067 (0.20) | 0.2292 *** (4.66) | 0.1527 *** (3.89) | 0.1977 * (1.90) |
| 1/(発行後経過年) | -0.00029 (-0.9) | 0.00068 (0.9) | 0.00155 (1.6) | -0.00035 (-0.1) | 0.00720 ** (2.3) | 0.03488 *** (3.0) |
| fresh | 0.0030 ** (2.0) | 0.0053 * (2.0) | 0.0116 ** (2.6) | 0.0709 *** (5.1) | 0.0974 *** (6.4) | 0.0619 (1.2) |
| 残存3年以下 | 0.0047 *** (3.4) | 0.0021 (0.9) | | | | |
| 切片 | 0.0059 *** (3.64) | 0.0160 *** (6.14) | 0.0237 *** (3.61) | -0.0453 ** (-2.53) | -0.0629 *** (-3.39) | -0.0238 (-0.42) |
| 標本数 | 270 | 253 | 245 | 257 | 273 | 279 |
| R ² | 0.175 | 0.245 | 0.193 | 0.463 | 0.441 | 0.238 |
| Cragg-Donald 統計量 | 4.890 * | 11.10 *** | 11.54 *** | 1.033 | 8.750 ** | 5.937 * |
| F 統計量 | 10.5 *** | 14.7 *** | 10.8 *** | 37.7 *** | 36.8 *** | 15.5 *** |

備考: 6つの期間のクロスセクションでの個別債券の月平均買入額の回帰結果。被説明変数は周辺銘柄も含めた期初現存量で除した日銀による個別債券の月平均買入額。説明変数は、各期間開始日（CEbaseは2011年6月1日、CE-0は2012年2月1日、QQE-Iは2013年4月4日、QQE-IIは2014年10月31日、NIは2016年1月29日、YCCは2016年9月21日）の前日時点での銘柄別の満期までの残存期間とその2乗、日銀保有率、周辺銘柄保有率、発行から1年未満ダミー、発行後経過年数の逆数、残存期間3年以下ダミー。CEの2期間とQQEの4期間は異なるモデルを用いた。括弧内はt値。***は1%、**は5%、*は10%水準での有意性を表す。表のCragg-Donald統計量は、第1段階目の2つの操作変数について弱相関の統計量を計算したものであり、有意性は、Stock-Yogoの臨界値（5% 11.04、10% 7.56、30% 4.73）に基づく（Stock and Yogo [2005]）。

表 4 周辺銘柄の月平均買入額の回帰結果

| | CEbase | CE-0 | QQE-I | QQE-II | NI | YCC |
|---------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|-------------------------|------------------------|------------------------|
| 残存期間 | -0.029 *** (-15.36) | -0.062 *** (-25.02) | -0.050 *** (-13.87) | -0.023 *** (-6.16) | 0.006 (0.96) | -0.004 (-1.09) |
| (残存期間) ² | 0.0006 *** (10.17) | 0.0012 *** (16.29) | 0.0004 *** (4.75) | 0.0004 *** (4.43) | -0.0002 (-0.94) | -0.0001 (-0.71) |
| 日銀保有比率 | -0.057 (-1.49) | -0.012 (-0.23) | 0.143 * (1.93) | 0.108 (1.44) | -0.062 (-0.57) | -0.007 (-0.13) |
| 周辺銘柄保有比率 | | | -1.7910 *** (-8.06) | 0.0591 (0.47) | 1.1985 *** (7.28) | 0.3372 *** (4.44) |
| 1/(発行後経過年) | -0.0038 (-1.1) | 0.0002 (0.0) | -0.0083 (-1.3) | 0.0043 (0.6) | -0.0108 (-0.8) | 0.0013 (0.2) |
| fresh | 0.013 (0.9) | 0.019 (0.9) | 0.013 (0.4) | -0.048 (-1.3) | 0.073 (1.1) | -0.057 (-1.5) |
| 残存3年以下 | 0.305 *** (22.3) | 0.249 *** (13.3) | | | | |
| 切片 | 0.382 *** (23.95) | 0.771 *** (37.21) | 1.170 *** (26.76) | 0.735 *** (15.88) | 0.228 *** (2.93) | 0.386 *** (9.43) |
| 標本数 | 270 | 253 | 245 | 257 | 273 | 279 |
| R ² | 0.923 | 0.932 | 0.809 | 0.342 | 0.235 | 0.254 |
| F 統計量 | 536.7 *** | 579.0 *** | 173.1 *** | 23.2 *** | 14.9 *** | 16.8 *** |

備考: 6つの期間のクロスセクションでの周辺銘柄の月平均買入額の回帰結果。被説明変数は、個別銘柄・周辺銘柄も含めた期初現存量で除した日銀による周辺銘柄の月平均買入額。説明変数は、各期間開始日（CEbaseは2011年6月1日、CE-0は2012年2月1日、QQE-Iは2013年4月4日、QQE-IIは2014年10月31日、NIは2016年1月29日、YCCは2016年9月21日）の前日時点での銘柄別の満期までの残存期間とその2乗、日銀保有率、周辺銘柄保有率、発行から1年未満ダミー、発行後経過年数の逆数、残存期間3年以下ダミー。CEの2期間とQQEの4期間は異なるモデルを用いた。括弧内はt値。***は1%、**は5%、*は10%水準での有意性を表す。

これに対して、QQE 導入前の CEbase、CE-0 の 2 期間では、周辺銘柄買入額の係数推定値はプラスで有意であり、銘柄買入額は有意な係数推定値が得られなかった。これらの期間ではイールド低下を促すローカル供給効果はみられないという結果である。CEbase 期と CE-0 期は、日銀買入が短期の銘柄中心であったにもかかわらず長期に比べ短期の銘柄のイールド低下が小さかったため、正の係数が推定されたと考えられる(図 3 参照)。一方、YCC 期においては、政策の狙いが単なるイールド低下からイールドカーブの形状のコントロールに重点が移り、ローカル供給効果が消滅した。

一方、残存期間 $\tau_{n,t}$ とイールド変化の間には安定した連動関係がみられる。6 期間中 CEbase、QQE-I、QQE-II の 3 期間では、残存期間の係数推定値はマイナス、その 2 乗はプラスで有意に推定されており、推定結果はデフレーション効果の非線形性を示している。債券を短期・中長期・超長期の 3 つに分けると、この 3 期間では中長期債に対するデフレーション効果が大きかった。一方、NI 期はイールド変化と残存期間は線形関係にあり、長めの債券ほどイールド押し下げ効果が大きかったことを示している。一方、YCC 期では残存期間の係数推定値のみプラスで有意となり、残存期間に比例してイールドは上昇した。

総合的にみて、QQE-I、QQE-II、NI 期の 3 期間は、日銀がより多く買入れた銘柄のイールドがより大きく低下するというローカル供給効果が確認されたが、その他の期間ではローカル供給効果は明瞭でなかった。一方、CEbase、QQE-I、QQE-II、NI の 4 期間ではデフレーション効果によりイールドが押し下げられたことが確認された。ただし、2 節で述べたとおり、本モデルで推計したデフレーション効果には金利期間構造全体に影響を及ぼした様々な要因が反映していることに注意されたい。

(2) 流動性供給入札を考慮したモデルの推計

本節では、流動性供給入札による追加発行額 ($enh_{n,i}$) を考慮したモデル ((8) 式) を用い、買入と追加発行がイールド変化に与えた影響を分析する。追加発行額 $enh_{n,i}$ とイールドの間の内生性についてハウスマン外生性検定を行ったところ、QQE-I 期以外の期間では内生性は確認されなかった。推計の一貫性を保つため、流動性供給入札による追加発行額を含めた (8) 式の推計は、すべての期間で $enh_{n,i}$ に操作変数を用いずに行った²⁴。

基本モデルに流動性供給入札という新しい変数を追加した表 6 でも、表 5 同様、QQE-I、QQE-II、NI の 3 期間で銘柄買入額を通じたローカル供給効果が確認された。追加した流動性供給入札による発行額は、CEbase、CE-0、QQE-I、NI の 4 期間で有意な正の係数が推定された。すなわち、これらの期間では流動性供給入札額が大きいほどイールドの低下が小さいという結果であり、追加供給により当該銘柄の流動性が改善

²⁴内生性の存在が確認された QQE-I 期の 2 段階推計の結果は補論で示す。

表 5 基本モデルの回帰結果

| | CEbase | CE-0 | QQE-I | QQE-II | NI | YCC |
|---------------------|--------------------------|-------------------------|--------------------------|-------------------------|--------------------------|------------------------|
| 銘柄買入額 (IV) | 9.219 (0.72) | 13.277 (1.60) | -4.032 ** (-2.18) | -2.644 ** (-2.15) | -4.334 *** (-3.08) | -0.120 (-0.30) |
| 周辺銘柄買入額 (IV) | 2.985 *** (8.50) | 3.748 *** (6.92) | -0.369 (-1.33) | -3.861 * (-1.85) | 1.930 *** (4.01) | 2.511 *** (3.66) |
| 残存期間 | -0.120 *** (-6.75) | -0.003 (-0.07) | -0.207 *** (-17.66) | -0.413 *** (-7.32) | -0.191 *** (-10.13) | 0.159 *** (12.21) |
| (残存期間) ² | 0.0043 *** (9.84) | 0.0016 (1.62) | 0.0063 *** (28.14) | 0.0083 *** (6.9) | 0.0001 (0.1) | 0.0003 (0.8) |
| 切片 | -2.398 *** (-13.93) | -4.143 *** (-8.20) | 0.621 ** (2.42) | 3.531 ** (2.14) | -3.822 *** (-10.58) | -0.794 ** (-2.11) |
| 標本数 | 270 | 253 | 245 | 257 | 273 | 279 |
| R ² | 0.861 | 0.746 | 0.804 | 0.766 | 0.829 | 0.878 |
| サーガン J 統計量 | 2.402 | 1.406 | 1.553 | 1.981 | 0.446 | 1.683 |

備考: 被説明変数は、銘柄別の月平均イールド変化。説明変数は、期間中のひと月あたりの銘柄買入額と周辺銘柄買入額の第 1 段階の推定値、期初時点での満期までの残存期間とその 2 乗。括弧内は *t* 値。***は 1%、**は 5%、*は 10%水準での有意性を表す。R² は自由度修正済決定係数である。

表 6 流動性供給入札を考慮したモデルの回帰結果

| | CEbase | CE-0 | QQE-I | QQE-II | NI | YCC |
|---------------------|--------------------------|-------------------------|--------------------------|------------------------|--------------------------|------------------------|
| 銘柄買入額 (IV) | 10.114 (0.79) | 16.795 ** (2.12) | -4.364 ** (-2.25) | -2.456 * (-1.79) | -3.131 ** (-2.50) | -0.071 (-0.16) |
| 周辺銘柄買入額 (IV) | 2.881 *** (8.24) | 3.431 *** (6.51) | -0.322 (-1.27) | -3.929 ** (-2.01) | 1.887 *** (4.35) | 2.629 *** (3.68) |
| 流動性供給入札 | 2.040 *** (3.45) | 8.998 *** (5.70) | 9.491 *** (7.20) | -1.069 (-0.23) | 16.086 *** (4.96) | 3.440 (0.94) |
| 残存期間 | -0.130 *** (-7.28) | -0.039 (-0.87) | -0.199 *** (-18.58) | -0.415 *** (-7.5) | -0.147 *** (-7.4) | 0.161 *** (11.4) |
| (残存期間) ² | 0.0044 *** (10.3) | 0.0021 ** (2.2) | 0.0057 *** (25.4) | 0.0083 *** (6.7) | -0.0022 *** (-3.1) | 0.0002 (0.5) |
| 切片 | -2.324 *** (-13.52) | -3.830 *** (-7.76) | 0.565 ** (2.42) | 3.585 ** (2.30) | -3.976 *** (-11.69) | -0.865 ** (-2.19) |
| 標本数 | 270 | 253 | 245 | 257 | 273 | 279 |
| R ² | 0.865 | 0.769 | 0.838 | 0.757 | 0.859 | 0.870 |

備考: 被説明変数は、銘柄別の月平均イールド変化。説明変数は、期間中のひと月あたりの銘柄買入額と周辺銘柄買入額の第 1 段階の推定値、流動性供給入札による月平均発行額、期初時点での満期までの残存期間とその 2 乗。括弧内は *t* 値。***は 1%、**は 5%、*は 10%水準での有意性を表す。

し、イールド低下が緩和された効果が確認された。QQE-I期とNI期の係数推定値はそれぞれ9.491、16.086であり、期間中のイールド低下を1.110bps（19ヵ月）、0.121bps（8ヵ月）抑制する効果があったと考えられる²⁵。流動性供給入札による追加発行は、規模や対象年限を徐々に拡大しており、希少性の高まりを緩和する効果を発揮したといえる。

本モデルに基づく個別銘柄の買入から発生したローカル供給効果は、全銘柄の平均で、QQE-I期で1.059bps（19ヵ月）、QQE-II期で0.829bps（15ヵ月）、NI期で0.585bps（8ヵ月）と推定される。また、QQE-II期の周辺銘柄買入額から発生したローカル供給効果は34.49bps（15ヵ月）であった²⁶。QQE-II期はD'Amico and King [2013]同様、銘柄買入額と周辺銘柄買入額とも有意な係数が推定され、ローカル供給効果としてあわせて35.32bps（15ヵ月）のイールド引き下げ効果があった。一方、D'Amico and King [2013]が推定した米国の買入プログラムのローカル供給効果によるイールド引き下げ効果は全銘柄の平均で30bps（8ヵ月）である。QQE-II期とD'Amico and King [2013]の結果を比較すると、日銀のQQEによる買入1ヵ月あたりのローカル供給効果は米国の半分程度である。ただ、2009年3月時点の米国債10年金利は約3.0%である一方、日本国債10年金利は本稿の分析期間中、常に1.2%を下回り、QQE開始時点では0.64%しかなかった。イールド水準が大きく異なるため、ローカル供給効果の大小を単純に比較することはできない。

他方、デュレーション効果は、表5の基本モデルの結果同様、安定したイールド低下要因であった。CEbase、QQE-I、QQE-IIの3期間では、残存期間の係数推定値はマイナス、その2乗はプラスで有意に推定されている。債券を短期・中長期・超長期の3つに分けたとき、中長期債に対して効果が大きいという結果であり、表5の結果とほぼ同じである。ただ、NI期の推定結果では、残存期間に加えてその2乗もマイナスに推定され、超長期債へのイールド押し下げ効果が拡大した特徴がうかがわれる。このように流動性供給入札を考慮した本モデルでも、CEbase、QQE-I、QQE-II、NIの4期間ではデュレーション効果がイールド引き下げに大きく貢献したことが確認された。しかしYCC期になると、イールドカーブコントロール政策を受けて、残存期間の係数推定値はプラスに変化する。

²⁵表6の流動性供給入札の係数推定値と現存額でスケーリングした流動性供給入札による発行額を乗じて全銘柄の平均をとった後、月数を乗じて求めた。

²⁶ローカル供給効果によるイールド変化は、表6の銘柄買入額（周辺銘柄買入額）の係数推定値と現存額でスケーリングした銘柄買入額（周辺銘柄買入額）の積を求め、全銘柄の平均をとった後、月数を乗じたものである。係数が統計的有意水準5%を満足するものだけを使った。QQE-IとNIの2期間については、周辺銘柄買入額は有意なマイナスの推定値を得ていないため銘柄買入額のみで効果を計算した。QQE-IIは銘柄買入額と周辺銘柄買入額どちらも有意なマイナスの推定値であったため、それぞれのローカル供給効果を計算した。

(3) イールド変化要因に対する感応度変化

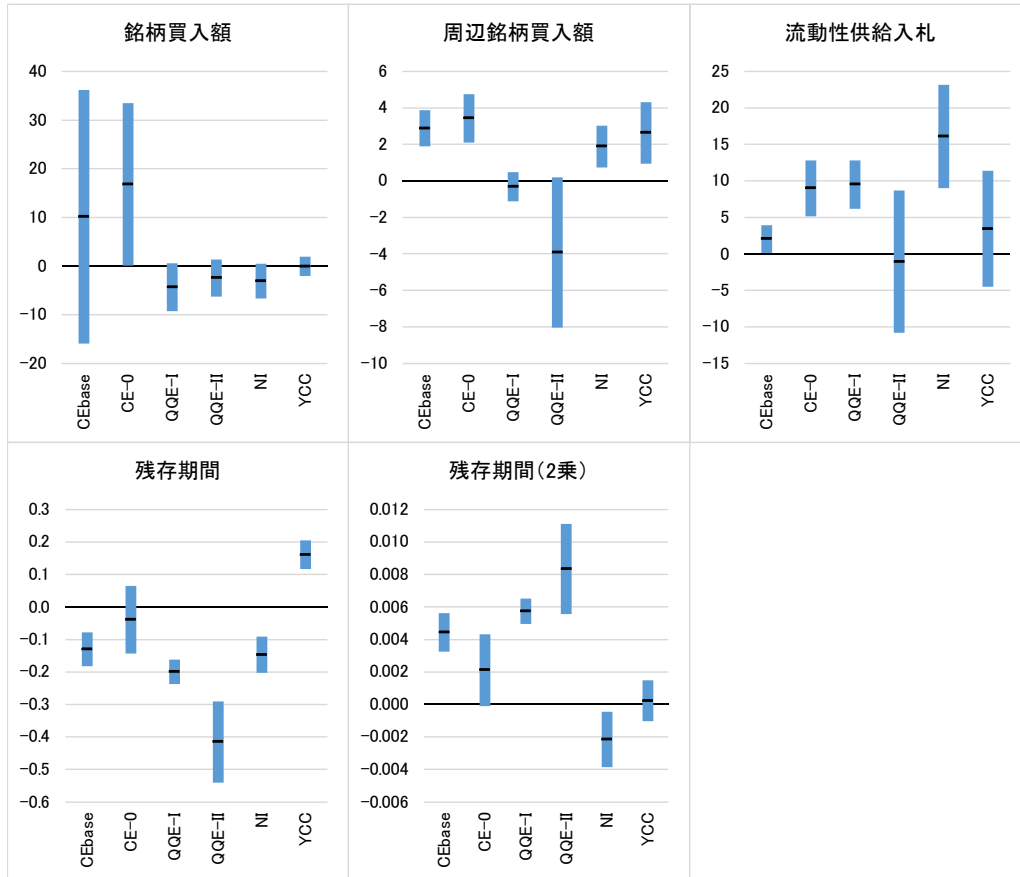
前節までは、イールドに影響する要因（デュレーション効果とローカル供給効果）を期間別に分析してきた。しかし、本研究の分析期間は2011年6月から2017年3月と長期にわたり、6つの分析期間ごとに日銀の買入額やマーケットの状況が異なる。例えば、日銀の買入額はQQE-II期までは期を追って増加し、買入対象銘柄は長期化した。NI期以降買入額は若干減少した。一方、市場における国債の希少性は、プログラムの進行とともに高まり続けている。こうしたことから、日銀買入や国債追加発行などの各決定要因に対するイールドの感応度が変化した可能性が考えられる。本節では、ローカル供給効果とデュレーション効果の構造変化を検証する。

図5に、表6の流動性供給入札モデルの係数推定値とその標準誤差に基づく各係数の信頼区間を示した。棒グラフの中央にある線は回帰係数の点推定値であり、棒グラフの上端から下端は95%信頼区間を表す。隣り合う期間の棒グラフの重なっている部分が少ないほど、感応度に統計的に有意な差があると判定される。

図5から各変数の推定値の信頼区間の幅と領域のプラス、マイナスの変化について概観しておく。銘柄買入額の係数の信頼区間はCEbase期とCE-0期では広めであったが、QQE-I期以降は狭い。QQE-I期、QQE-II期、NI期についてはマイナスの係数となっており、買入額に連動してイールドが低下する関係にあった。周辺銘柄買入額の係数は、CEbase期とCE-0期においてはプラスの領域にあり信頼区間は比較的狭い。一方、QQE-I期、QQE-II期の係数はマイナスに転じ、特にQQE-II期はイールド低下への貢献が高まった。ローカル供給効果は、QQE-I期以降3期間は銘柄買入額を通じて発揮されたが、QQE-II期は周辺銘柄への買入からも顕著なローカル供給効果が生じた。流動性供給入札によるイールド低下抑制効果は、CEbase、CE-0、QQE-I、NIの4期間で確認された。なかでもNI期はこの効果が大きかったことがわかる。一方、QQE-II期とYCC期の推定値の信頼区間は正負にまたがっており、明瞭な効果は確認されなかった。デュレーション効果についてみると、残存期間の係数の信頼区間は狭く、QQE-I期からNI期まではマイナスであったが、YCC期にプラスに転じる。一方、残存期間の2乗の係数はQQE-II期まではプラスで上昇傾向にあったが、NI期にマイナスに転じた。

図5より係数推定値を概観したが、構造変化をより厳密に判断するため、以下で、隣り合う2期間の係数推定値（感応度）が有意に変化したかモデルを用いて検証していく。本モデルは、2つの隣り合う期間、第*i*期と第*i*+1期のサンプルを用いて推計する。第*i*+1期のとき1をとるダミー変数 d_{i+1} を使って、 d_{i+1} とローカル供給効果変数とデュレーション効果変数との交差項を作成し、第*i*期と第*i*+1期の間で各変数の回

図 5 流動性供給入札モデル推定値の信頼区間



備考: 表 6 の係数推定値と各係数の標準誤差により計算した信頼区間。各変数・分析期間について、棒グラフの中央にある線は、係数の点推定値。棒グラフの上端から下端は 95%信頼区間を表す。

表 7 感応度変化を検証する 2 期間モデルの回帰結果

| | モデル 1 | モデル 2 | モデル 3 | モデル 4 | モデル 5 |
|------------------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|-------------------------|------------------------|
| 使用サンプル | CEbase CE-0 | CE-0 QQE-I | QQE-I QQE-II | QQE-II NI | NI YCC |
| 銘柄買入額 (IV) γ_3 | 6.681 (0.37) | -21.160 *** (-3.07) | 1.909 (1.06) | -0.675 (-0.67) | 3.060 *** (4.46) |
| 周辺銘柄買入額 (IV) γ_4 | 0.550 (0.83) | -3.752 *** (-6.20) | -3.607 *** (-4.81) | 5.816 *** (4.85) | 0.742 (1.32) |
| 流動性供給入札 γ_5 | 6.958 *** (4.31) | 0.493 (0.18) | -10.560 *** (-5.15) | 17.155 *** (5.42) | -12.650 *** (-4.06) |
| 切片 ϕ_3 | -1.51 *** (-3.03) | 4.40 *** (7.81) | 3.02 *** (4.97) | -7.562 *** (-7.92) | 3.11 *** (9.35) |
| 残存期間 ϕ_4 | 0.091 * (1.96) | -0.160 *** (-4.14) | -0.216 *** (-9.63) | 0.268 *** (7.71) | 0.308 *** (21.84) |
| (残存期間) ² ϕ_5 | -0.0023 ** (-2.25) | 0.0036 *** (4.38) | 0.0026 *** (5.21) | -0.0105 *** (-12.74) | 0.0024 *** (4.92) |
| 標本数 | 523 | 498 | 502 | 523 | 498 |
| R^2 | 0.797 | 0.891 | 0.964 | 0.797 | 0.891 |

備考: 被説明変数は、銘柄別の月平均イールド変化。流動性供給入札を考慮したモデル ((8) 式) に、次期間ダミーとその交差項を追加した (9) 式により推定した結果。モデル 1 は CEbase と CE-0、モデル 2 は CE-0 と QQE-I、モデル 3 は QQE-I と QQE-II、モデル 4 は QQE-II と NI、モデル 5 は NI と YCC のサンプルを用いた結果である。係数推定値のうち交差項係数推定値のみ表示する。括弧内は t 値。***は 1%、**は 5%、*は 10%水準での有意性を表す。

帰係数 (感応度) が変化しているか判定する。推計式は

$$\begin{aligned} \Delta Y_{n,i} = & \gamma_0 \hat{q}_{n,i} + \gamma_1 \hat{q}_{n,sub,i} + \gamma_2 enh_{n,i} + \phi_0 + \phi_1 \tau_{n,i} + \phi_2 \tau_{n,i}^2 \\ & + \gamma_3 d_{i+1} \hat{q}_{n,i+1} + \gamma_4 d_{i+1} \hat{q}_{n,sub,i+1} + \gamma_5 d_{i+1} enh_{n,i+1} \\ & + \phi_3 d_{i+1} + \phi_4 d_{i+1} \tau_{n,i+1} + \phi_5 d_{i+1} \tau_{n,i+1}^2 + \epsilon_n \end{aligned} \quad (9)$$

と定め、隣り合う 2 期間の組合せの違いによりモデル 1 からモデル 5 と呼ぶ。銘柄買入額と周辺銘柄買入額の第 $i+1$ 期ダミーとの交差項の回帰係数 (γ_3 、 γ_4) がマイナス (プラス) であれば、それぞれの買入額に対する感応度が、直前の期間よりもイールドを低下 (上昇) させる方向に変化したと判定する。

表 7 が感応度変化を検証するモデル ((9) 式) の推定結果である。係数推定値のうち推計期間前半の推計パラメータ (γ_0 、 γ_1 、 γ_2 、 ϕ_0 、 ϕ_1 、 ϕ_2) は表 6 と同一なので省略し、次期間交差項の推定結果のみを示す。

モデル 1 により CEbase 期から CE-0 期の感応度の変化をみると、銘柄買入額と周辺銘柄買入額の交差項推定値はともに有意な係数が得られておらず、これらの感応度はプラスのまま変化はなかったと判断される。流動性供給入札の交差項はプラスで有意な係数が推定されており、この期においてイールド低下抑制効果が高まった。一方、残

存期間の係数推定値はマイナスを縮小する方向に、その2乗の係数推定値はプラスを縮小する方向に変化した（それぞれ10%、5%水準で有意である）。この結果は、CE-0期のデュレーション効果がCEbase期に比べて全体的に弱まったものの、残存期間の長い銘柄ほどその変化は小さかったことを示す。

モデル2の銘柄買入額と周辺銘柄買入額の交差項推定値は、QQE-I期に非常に大きな感応度変化が生じたことを示している。銘柄買入額の交差項の係数推定値は-21.160、周辺銘柄買入額の交差項の係数推定値は-3.752で、どちらも有意である。QQE-I期において買入額がそれ以前には観察されなかったローカル供給効果をもたらし、さらに、周辺銘柄買入額のローカル供給効果も高まる方向に変化した。流動性供給入札の交差項推定値は有意ではなく、CE-0期と同等のイールド低下抑制効果が保たれたとみられる。一方、QQE-I期の残存期間の係数推定値はCE-0期に比べてより大きなマイナスの値になり、その2乗の係数推定値はプラスで大きくなった（それぞれ統計的に有意である）。両者の変化を総合すると、QQE-I期のデュレーション効果は中長期債に対し強まったという結果である²⁷。

モデル3の結果は、中長期債へのデュレーション効果がQQE-II期にかけても継続したことを示している。QQE-II期の残存期間の係数推定値はQQE-Iより大きなマイナスの値になり、その2乗の係数推定値はより大きなプラス値に変化した。合わせてみると、QQE-II期のデュレーション効果は、QQE-I期に比べ拡大し、残存期間がより長い銘柄で高まった²⁸。日銀が、QQE-II期のプログラムで買入規模をQQE-I期の1.5倍ほどに増加し、買入銘柄の平均残存期間を7年程度から7~10年にシフトした効果がこの係数推定値に表れている。一方、銘柄買入額の交差項推定値は有意ではなく、銘柄買入額によるローカル供給効果に変化はなかった。周辺銘柄買入額の交差項推定値は-3.607で有意であり、QQE-II期においては、周辺銘柄の買入を通じてローカル供給効果が拡大したことを示している。

モデル4の結果の特徴は、切片の交差項推定値が-7.562と大きなマイナス値であり、イールドカーブ全体が下方シフトしたことを示している。このなかで、銘柄買入額を通じたローカル供給効果はNI期も継続していたが、周辺銘柄の買入によるイールド引き下げ効果はみられなくなった。また、流動性供給入札はプラスで有意に推定されており、NI期に追加供給によるイールド低下抑制効果が強まった。一方、デュレーション効果をあらかず残存期間とその2乗の交差項推定値は、前者がマイナスを縮小、後者はマイナス転化する結果となっており、全体としては残存期間に連動したイールド低下効果は弱まった。

²⁷表7のモデル2の ϕ_4 と ϕ_5 の推定値を用いCE-0期からQQE-I期にかけてのデュレーション効果の変化を計算すると中長期債で変化が大きい。

²⁸実際、表6の残存期間とその2乗の係数推定値より期間別のデュレーション効果を計算すると、QQE-Iについては残存期間が約17年の銘柄で最も効果が大きいQQE-IIは残存期間が約25年の銘柄で最も効果が大きく、その大きさはQQE-Iの3倍弱だった。

モデル5では、切片、銘柄買入額の交差項推定値、残存期間とその2乗の交差項推定値のすべてがプラスで有意である。YCC期はイールド全体が上方シフトし、デュレーション効果により、特に長期ほどイールドが押し上げられたことを示している。イールドカーブコントロール政策に方針転換したことがイールド変化の主たる要因となったと解釈される。

(4) ゼロ金利下限の検証

QQE-II期の後半まで、ほぼゼロに張り付いた形であった短期金利は、2016年1月29日、日銀が「マイナス金利付き量的・質的金融緩和」の導入を発表し、ゼロ金利下限（zero-lower bound）の制約を取り払うと、一気に急低下した。残存期間の短い国債のみならず、残存期間10年の国債のイールドも数ヵ月後にはマイナスに突入した（図2）。このことから、QQE-II期の後半のイールド変化には、制約要因が働いていたことが推察される。

そこで、流動性供給入札を考慮したモデルに、10年以下の残存期間に対して10個の1年ごとのダミー変数を追加し、ゼロ金利下限の有無と大きさについて統計的な検証を行う。推計式は、

$$\begin{aligned} \Delta Y_{n,i} = & \gamma_0 \hat{q}_{n,i} + \gamma_1 \hat{q}_{n,sub,i} + \gamma_2 enh_{n,i} + \phi_0 + \phi_1 \tau_{n,i} + \phi_2 \tau_{n,i}^2 \\ & + \phi_3 d_{0,n,i} + \phi_4 d_{1,n,i} + \phi_5 d_{2,n,i} + \dots + \phi_{10} d_{8,n,i} + \phi_{11} d_{9,n,i} + \epsilon_n \quad (10) \end{aligned}$$

とする。ここで、 d_0 は銘柄 n の残存期間が1年以下の場合1をとるダミー変数、 d_1 は残存期間が1年より大きく2年以下の場合1をとるダミー変数であり、 $d_2 \sim d_9$ も同様に定義する。

表8の結果によると、QQE-II期では残存期間8年以下のダミー変数はすべて正の有意な係数が推定されている。このことは、残存8年以下の国債のイールドは、ゼロ金利下限の制約を受けて高止まりしていたことを示している。特に、4年以下のダミー変数の係数推定値は大きく、4年以下の銘柄でその制約が強かったといえる。NI期のダミー変数は、残存期間6年以下の係数推定値はすべて有意水準1%でマイナスの値である。期間が短いものほど大きなマイナス値が推定され、残存0~1年の銘柄のイールドは制約が解除されたことを受け-3.118bps低下したことを示している。

ゼロ金利下限制約をコントロールした結果、ローカル供給効果に関する係数推定値は修正された。ゼロ金利下限制約をコントロールする前（表6）は、銘柄買入額と周辺銘柄買入額によるローカル供給効果はそれぞれ-3.131、1.887と推定されたが、ダミー変数を含めた表8の結果に基づくと、それぞれ-0.740、-0.130と推定される。さらに、QQE-II期の銘柄買入額、周辺銘柄買入額の効果が有意でなくなっている。これらは、ローカル供給効果を評価するうえで、ゼロ金利下限制約の影響を考慮することが重要であることを示唆している。

表 8 ゼロ金利下限の検証結果

| | QQE-II | | NI | | |
|---------------------|---------|---------|---------|--------|-----|
| | 推定値 | t 値 | 推定値 | t 値 | |
| 銘柄買入額 (IV) | -0.200 | -0.80 | -0.740 | -3.21 | *** |
| 周辺銘柄買入額 (IV) | 0.301 | 1.96 | -0.130 | -2.21 | ** |
| 流動性供給入札 | -0.1506 | -0.1610 | -0.9258 | -1.39 | |
| 残存期間 | -0.180 | -18.82 | -0.465 | -38.80 | *** |
| (残存期間) ² | 0.0032 | 14.23 | 0.0064 | 21.84 | *** |
| 残存 0~1 年 | NA | | -3.118 | -15.95 | *** |
| 残存 1~2 年 | 0.941 | 12.49 | -2.852 | -26.19 | *** |
| 残存 2~3 年 | 0.891 | 12.85 | -2.388 | -23.72 | *** |
| 残存 3~4 年 | 0.931 | 15.08 | -1.579 | -16.90 | *** |
| 残存 4~5 年 | 0.841 | 14.56 | -0.974 | -11.25 | *** |
| 残存 5~6 年 | 0.799 | 14.83 | -0.389 | -4.38 | *** |
| 残存 6~7 年 | 0.647 | 12.88 | -0.011 | 0.92 | |
| 残存 7~8 年 | 0.349 | 5.91 | -0.160 | -1.28 | |
| 残存 8~9 年 | 0.064 | 1.45 | -0.120 | -1.47 | |
| 残存 9~10 年 | 0.077 | 1.87 | -0.121 | -1.89 | * |
| 切片 | -0.989 | -6.34 | 0.281 | 2.22 | ** |
| 標本数 | 257 | | 273 | | |
| R ² | 0.992 | | 0.995 | | |

備考: 被説明変数は、銘柄別の月平均イールド変化。説明変数は、表 6 の流動性供給入札を考慮したモデル ((8) 式) で使用した変数に加え、残存期間 10 年以下の債券について残存期間 1 年ごとのダミー変数を用いた。QQE-II 期と NI 期について、それぞれ別個にクロスセクションで推計を行った。***は 1%、**は 5%、*は 10%水準での有意性を表す。

改めて、表8のNI期の結果を用いて総合的なローカル供給効果を推計すると、8か月間で銘柄買入額により0.138bps、周辺銘柄買入額により0.647bps、合わせて0.785bpsのローカル供給効果があったと推定される²⁹。表6を用いたNI期の銘柄買入によるローカル供給効果(0.585bps)より約0.2bps大きいという結果である。

6 おわりに

本稿では、日銀による国債買入が国債市場の価格形成に与えた影響について、D'Amico and King [2013]の米国における研究との対比を意識しながら推計した。分析期間は2011年6月から2017年3月までの約6年間である。6つの期間別の推計結果によると、QQE-I期からNI期の3期間において、個別銘柄のイールド変化に、その銘柄の買入から生じたローカル供給効果が認められた。一方、周辺銘柄の買入を通じたローカル供給効果はQQE-II期以外では確認されなかった。また、財務省による国債の追加発行は、価格上昇を緩和する有効な施策であったことが確認された。

隣り合う2期間で各説明変数の感応度の変化を分析したところ、ローカル供給効果はQQE-I・QQE-II期に強まり、NI期以降は弱まった。一方、デュレーション効果については、QQE-I・QQE-II期に中長期債中心にイールド低下要因として働き、NI期には超長期債でイールド低下を促す要因となったことが明らかになった。デュレーション効果が安定した説明要因であるという点は、D'Amico and King [2013]による米国の結果と異なる。

D'Amico and King [2013]は、米国の買入プログラムではローカル供給効果により平均30bpsのイールド引き下げ効果があったとしている。一方、本稿の分析結果によると、銘柄買入額と周辺銘柄買入額の両方に有意な係数推定値を得たQQE-IIにおけるイールド引き下げ効果は35.32bps(15ヵ月)であった。ただし、ゼロ金利下制限約を考慮した推計ではQQE-IIのローカル供給効果は有意ではないことに留意が必要である。銘柄買入額のみが有意に推定されたQQE-I期、NI期のイールド引き下げ効果は、それぞれ1.059bps(19ヵ月)、0.585bps(8ヵ月)であった。また、ゼロ金利制約を考慮して推計した表8の結果を用いるとNI期の銘柄買入額、周辺銘柄買入額によるローカル供給効果は8か月間で0.785bpsであった。推定値からは、日銀のQQEによるローカル供給効果が米国の資産買入プログラムの効果より小さいように感じられるが、市場の環境が異なる点に留意しなければならない。米国のプログラムが開始された2009年3月時点で米国債10年金利は約3.0%であったが、本稿の分析期間中、日本国債10年金利は常に1.2%を下回り、QQE開始時点では0.64%しかなかった。金利水準が大きく異なるため、ローカル供給効果の大小を単純に比較することはできない。また、分

²⁹ローカル供給効果によるイールド変化を表8の銘柄買入額と周辺銘柄買入額の係数推定値ならびに実際の銘柄買入額と周辺銘柄買入額を用いて計算し、全銘柄の平均をとった後、月数を乗じた。

析手法の検討過程で、D’Amico and King [2013] と同じ定式化で日本のケースを分析することは、操作変数法の前提条件等をクリアできないという計量手法上の問題が明らかになった。厳密な意味での日米比較は、こうした問題をクリアした枠組みで行うことが求められる。

参考文献

衣笠慧・長野哲平、「SC レポ市場から見た国債の希少性」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ 17-J-5、日本銀行、2017年

Blattner, Tobias, and Michael Joyce, “Net debt supply shocks in the euro area and the implications for QE,” Working Paper Series 1957, European Central Bank, 2016.

Cragg, John G., and Stephen Donald, “Testing Identifiability and Specification in Instrumental Variable Models,” *Econometric Theory*, 9(2), 1997, pp.222–240.

D’Amico, Stefania, William English, David Lopez-Salido, and Edward Nelson, “The Federal Reserve’s Large-scale Asset Purchase Programmes: Rationale and Effects,” *The Economic Journal*, 122(564), 2012, pp.F415–F446.

D’Amico, Stefania, and Thomas B. King, “Flow and stock effects of large-scale treasury purchases: Evidence on the importance of local supply,” *Journal of Financial Economics*, 108(2), 2013, pp.425–448.

Eggertsson, Gauti B., and Michael Woodford, “The Zero Bound on Interest Rates and Optimal Monetary Policy,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 34(1), 2003, pp.139–235.

Fukunaga, Ichiro, Naoya Kato, and Junko Koeda, “Maturity Structure and Supply Factors in Japanese Government Bond Markets,” *Monetary and Economic Studies*, 33, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, 2015, pp.45–95.

Greenwood, Robin, and Dimitri Vayanos, “Bond Supply and Excess Bond Returns,” *The Review of Financial Studies*, 27(3), 2014, pp.663–713.

Gürkaynak, Refet S, Brian Sack, and Eric T Swanson, “Do Actions Speak Louder Than Words? The Response of Asset Prices to Monetary Policy Actions and Statements,” *International Journal of Central Banking*, 1(1), May, 2005, pp.55–93.

Joyce, Michael A.S., and Matthew Tong, “QE and the Gilt Market: a Disaggregated Analysis,” *Economic Journal*, 122(564), 2012, pp.F348–F384.

- Krishnamurthy, Arvind, and Annette Vissing-Jorgensen, “The Aggregate Demand for Treasury Debt,” *Journal of Political Economy*, 120(2), 2012, pp.233–267.
- Modigliani, Franco, and Richard Sutch, “Innovations in Interest Rate Policy,” *The American Economic Review*, 56(1/2), American Economic Association, 1966, pp.178–197.
- Pelizzon, Lorian, Marti G. Subrahmanyam, Reiko Tobe, and Jun Uno, “Scarcity and Spotlight Effects on Liquidity and Yield: Quantitative Easing in Japan,” IMES Discussion Paper Series 2018-E-14, Bank of Japan, 2018.
- Staiger, Douglas, and James H. Stock, “Instrumental variables regression with weak instruments,” *Econometrica*, 65(3), 1997, pp.557–586.
- Stock, James H, Jonathan H Wright, and Motohiro Yogo, “A Survey of Weak Instruments and Weak Identification in Generalized Method of Moments,” *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(4), Taylor & Francis, 2002, pp.518-529.
- Stock, James, and Motohiro Yogo, *Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression*, Cambridge University Press, 2005, pp.80-108.
- Vayanos, Dimitri, and Jean-Luc Vila, “A Preferred-Habitat Model of the Term Structure of Interest Rates,” NBER Working Paper 15487, The National Bureau of Economic Research, 2009.
- Woodford, Michael, “Methods of policy accommodation at the interest-rate lower bound,” in *Proceedings – Economic Policy Symposium - Jackson Hole*, 2012, pp.185–288.

補論 2段階推計を用いた流動性供給入札額を考慮したモデル

本節では、流動性供給入札による追加発行額とイールド変化の間に内生性が確認されたQQE-I期について、日銀買入額同様、追加発行額に操作変数法を用いる2段階推計を行った結果を示す。推計式は、

$$\begin{aligned}
 enh_{n,i} = & \alpha_0 + \alpha_1 \tau_{n,i} + \alpha_2 \tau_{n,i}^2 + \alpha_3 \frac{H_{n,i}}{O_{n,i}} + \alpha_4 \frac{H_{n,sub,i}}{O_{n,sub,i}} \\
 & + \alpha_5 old_{n,i} + \alpha_6 shadow_{n,i} + \alpha_7 \frac{1}{age_{n,i}} + \nu_n \quad (A-1)
 \end{aligned}$$

で、被説明変数は、流動性供給入札による銘柄別の月平均発行額を現存額で除した値である。説明変数は、銘柄 n の第 i 期初時点の残存期間 $\tau_{n,i}$ とその 2 乗、日銀保有率 $\frac{H_{n,i}}{O_{n,i}}$ 、周辺銘柄日銀保有率 $\frac{H_{n,sub,i}}{O_{n,sub,i}}$ 、発行からの経過年数に基づくダミー *old* と *shadow*、経過年数の逆数 $\frac{1}{age_{n,i}}$ であり、すべて期初の値を用いた。*old* と *shadow* は Pelizzon *et al.* [2018] に倣ったもので、発行後 1 年以上経過した債券を、市場での流通量を考慮して区分したダミー変数である。*old* ダミーは、発行後 1 年以上経過した債券のうち、より短期のオリジナル満期の債券が発行される前に 1 をとるダミー変数、*shadow* は、発行後 1 年以上経過した債券のうち、より短期のオリジナル満期の債券が発行された後に 1 をとるダミー変数である³⁰。クロスセクションで推計を行ったが、期間途中で新規発行・途中償還された銘柄は除き、さらに流動性供給入札の対象レンジ外の銘柄は除外して推計を行った³¹。

どのような銘柄が追加発行されるのか、QQE-I 開始時点での情報から推計を行った結果が表 A-1 である。表 A-1 の結果によれば、残存期間とその 2 乗の係数推定値は、長期債により多く追加発行が行われる傾向を示している。債券のライフステージを考慮した *shadow* ダミーはマイナスで 10% 水準で有意に推定されており、より短期のオリジナル満期の領域に入り市場の関心が薄れた銘柄については、追加発行は少ないという結果であった。日銀保有率の上昇した銘柄では希少性が高まり、流動性供給入札による追加発行が増えると予想したが、日銀保有率は有意でなかった。財務省による追加発行額は日銀保有比率との関係は薄いという結果である。ただし、今回の推計には期初の保有比率を使っており、現実には日々変化する保有比率が考慮されていた場合、本来の関係を推計できていない可能性がある。

表 A-2 は、日銀買入額同様、流動性供給入札額も第 1 段階の推定値を用い、第 2 段階のイールド変化の回帰を行った結果である。推計モデルは、

$$\Delta Y_{n,i} = \gamma_0 \hat{q}_{n,i} + \gamma_1 \hat{q}_{n,sub,i} + \gamma_2 \hat{e}nh_{n,i} + \phi_0 + \phi_1 \tau_{n,i} + \phi_2 \tau_{n,i}^2 + \epsilon_n \quad (\text{A-2})$$

であり、(8) 式とは $enh_{n,i}$ に第 1 段階の推定値を使用しているかどうか異なる³²。表 A-2 によると、銘柄買入額の係数推定値は有意ではないが、周辺銘柄買入額はマイナスで有意な係数推定値であり、ローカル供給効果が確認された。流動性供給入札によるイールド低下緩和効果は、操作変数を使用しない表 6 と異なり有意ではなかった。また、残存期間の係数推定値は長期債に対するデフレーション効果が大きいことを示しており、表 6 の QQE-I 期の結果と符号や有意性に違いはなかった。

³⁰ 利付国債は、2 年債、5 年債、10 年債、20 年債、30 年債、40 年債が発行されているが、例えば、10 年債として発行された銘柄が 1 年以上経過すると *old* となり、さらに 4 年経過し残存期間が 5 年となり、5 年債の領域に達するとその銘柄は *shadow* となる。

³¹ 2016 年 4 月以前の流動性供給入札の対象は、残存期間 5 年から 39 年の国債であった。

³² サーガン検定統計量は 2.487 であり、操作変数は妥当性を満たすことが確認された。

表 A-1 QQE-I 期の追加発行額の
回帰結果

| | QQE-I |
|---------------------|---------------------------|
| 残存期間 | -0.000919 * (-1.66) |
| (残存期間) ² | 0.000063 *** (4.117) |
| 日銀保有比率 | -0.00016 (-0.649) |
| 周辺銘柄保有比率 | 0.00805 (0.518) |
| 1/(発行後経過年) | 0.00035 (0.261) |
| <i>old</i> | -0.0026 (-0.577) |
| <i>shadow</i> | -0.0043 (-1.79) * |
| 切片 | 0.00363 (0.459) |
| 標本数 | 183 |
| R^2 | 0.4265 |

表 A-2 QQE-I 期の流動性供給入
札を考慮したモデルの回帰結果

| | QQE-I |
|---------------------|--------------------------|
| 銘柄買入額 (IV) | -3.190 (-1.34) |
| 周辺銘柄買入額 (IV) | -0.519 ** (-2.47) |
| 流動性供給入札 (IV) | -5.499 (-0.29) |
| 残存期間 | -0.214 *** (-16.86) |
| (残存期間) ² | 0.0066 *** (5.9) |
| 切片 | 0.749 *** (4.15) |
| 標本数 | 245 |
| R^2 | 0.75 |

備考: 表 A-1: QQE-I 期の流動性供給入札による追加発行額の回帰結果。被説明変数は、銘柄別の流動性供給入札による月平均発行額を現存額で除した値。説明変数は、QQE-I 期開始日の 2013 年 4 月 4 日の前日時点での銘柄別の満期までの残存期間とその 2 乗、日銀保有率、周辺銘柄保有率、*old* ダミー、*shadow* ダミー、発行後経過年数の逆数。

表 A-2: QQE-I 期の流動性供給入札に 2 段階推計を用いたモデル ((A-2) 式) の回帰結果。被説明変数は、銘柄別の月平均イールド変化。説明変数は、期間中のひと月あたりの銘柄買入額、周辺銘柄周辺銘柄買入額、流動性供給入札による月平均発行額の第 1 段階の推定値、期初時点での満期までの残存期間とその 2 乗。

括弧内は t 値。***は 1%、**は 5%、*は 10%水準での有意性を表す。