



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

国債市場における銘柄間の相対価格差について

源間康史*

yasufumi.genma@boj.or.jp

稲村保成*

yasunari.inamura@boj.or.jp

No.19-J-8
2019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

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。

無断転載・複製を禁じます。

国債市場における銘柄間の相対価格差について*

源間 康史[†] 稲村 保成[‡]

2019年8月

【要旨】

国債の現物取引において、特定の銘柄に対し、クーポンと元本の割引現在価値だけでは説明できない価格プレミアムが付されることがある。市場流動性が高く、レポ取引や先物取引への活用など将来キャッシュフロー以外の便益（コンビニエンス）をもたらす銘柄ほど相対的に価格が高くなるほか、発行残高やリオープン発行の有無など銘柄毎の供給要因も、銘柄間の相対的な価格差に影響を与えると考えられる。本稿では、10年債を対象に、一般的なイールドカーブフィッティングモデルを用いて、クーポンおよび残存期間の相違を調整した個別銘柄の相対価格差（個別プレミアム）を推定し、その変動要因を考察した。分析結果からは、①新規発行された銘柄（新発債）および長期国債先物の最割安受渡適格銘柄（チーペスト銘柄）を中心に、統計的に有意な個別プレミアムが確認されたほか、②個別プレミアムは、金融危機における質への逃避の高まりなどの局面によって、大きく拡大する傾向があること、③日本銀行の国債保有比率の上昇は、限定的ながら有意に個別プレミアムを押し上げていること、④日本銀行による国債補完供給（SLF）は、こうした個別プレミアムを縮小させる方向に作用していること、が示唆された。

JEL 分類番号: C23、E43、E58、G12

キーワード: コンビニエンスイールド、イールドカーブフィッティング、オン・ザ・ランプレミアム、チーペスト銘柄

* 本稿は、日本銀行金融市場局による国債市場の流動性・機能度に関する学識経験者や実務家との意見交換（2019年6月11日開催）の場において報告された論文を改訂したものである。本稿の作成にあたり、大橋和彦氏、上記の意見交換会参加者、日本銀行スタッフから有益なコメントを頂戴した。記して感謝の意を表したい。本稿のあり得べき誤りは筆者ら個人に帰する。なお、本稿の内容や意見は、筆者ら個人に属するものであり、日本銀行の公式見解を示すものではない。

[†] 日本銀行金融市場局 (Email: yasufumi.genma@boj.or.jp)

[‡] 日本銀行金融市場局 (Email: yasunari.inamura@boj.or.jp)

1. はじめに

デフォルトリスクのない債券の割引現在価値は、リスクフリーなイールドカーブと将来キャッシュフローから計算することができる。この単純な議論に従えば、異なる銘柄であっても、クーポンや残存期間等から決まる将来キャッシュフローの流列が類似していれば、銘柄間に大きな価格差は生じない。しかし、現実の取引では、類似した将来キャッシュフローを持つ銘柄同士であっても、特定の銘柄に相対的な価格差（個別プレミアム）が生じることが知られている。こうした個別プレミアムが生じる要因として、債券保有者が受け取る将来キャッシュフロー以外の便益に起因する価値、すなわちコンビニエンスイールドの存在が指摘されている（Duffie (1996)、Krishnamurthy (2002)）。例えば、年限等によって若干異なるものの、新規発行された銘柄（新発債）は総じて取引が活発であり、一部市場参加者によるスクイーズ（買い占め）リスクも相対的に低いため、ショートポジション造成等への活用など、保有者にキャッシュフロー以外の便益をもたらす。金利水準が6%を下回る市場環境において残存期間が7年に近い低クーポン銘柄は、国債先物における受渡コストが小さく、その保有者は、先物取引の受渡決済への利用といった便益を享受することができる¹。こうした将来キャッシュフロー以外の便益が、現物市場での新発債や先物取引における最割安受渡適格の銘柄（チーペスト）の需要を恒常的に高め、相対的な価格差をもたらすと考えられる。実際、米国債市場の実証分析では、マーケットメイキングに伴う業者等の新発債に対する需要が、いわゆる新発プレミアム（On-the-run プレミアム）の源泉になっているとの結果が示されている（Krishnamurthy (2002)、Cherian *et al.* (2004)、Graveline and McBrady (2011)）。

こうした個別プレミアムが付される銘柄については、現物国債市場とSCレポ市場を跨るディーラーの裁定行動により、SCレポ取引²における債券借入需要も増していく。この結果、借入需要が増した銘柄を借りるコスト（品貸料）が高まることで、SCレポレート（無リスク金利－品貸料）の低下が生じる。債券

¹ 本邦の長期国債先物取引では、償還年限10年、クーポン6%の「標準物」と呼ばれる架空銘柄が取引対象。受渡決済における標準物と現物の交換比率は、標準物のクーポン6%を前提に計算される。その計算式の関係から、金利水準が6%を下回る場合には、受渡適格銘柄（残存年限7年～11年未満の10年債）のうち、最もデュレーションが短い銘柄、すなわち残存期間が7年に近い低クーポン銘柄が、最割安となる傾向がある。

² レポ取引とは、資金と証券を一定期間交換する取引である。このうち、GCレポ取引では、受け入れる担保の銘柄を指定しないが、SCレポ取引では、特定の銘柄が担保として指定される。このため、前者は「有担保の資金借入」、後者は「特定銘柄の証券借入」という色彩が強い。

の借入銘柄を指定しない GC レポ取引のレポレートと、品貸料の高まりを受けて低下した SC レポレートの差（以下、GC-SC スプレッド）をとることで、煩雑な推計作業を伴わずに、個別銘柄のコンビニエンスの動きを捉えることも可能である。SC レポレートの差から、国債のコンビニエンスに起因する価値変化を捉えようとする先行研究も数多く存在する（例えば、Keane (1996)、Jordan and Jordan (1997)）。特に、近年は、非伝統的な金融政策（大規模な資産買入れ）や金融規制が SC レポレートに与える影響に着目した実証分析が多くみられている（D'Amico, Fan and Kitsul (2018)、Corradin and Maddaloni (2017)、Ferrari, Guagliano, and Mazzacurati (2016)、Arrata *et al.* (2018)）。本邦レポ市場に関しても、SC レポレートに焦点を当てた、国債の個別銘柄の希少性に関する分析が複数行われている。例えば、黒崎・熊野・岡部・長野(2015)は、SC レポ取引の個別データを集約した指標を作成し、国債の一部銘柄の希少性が 2014 年頃から強まる方向にあることを示している。さらに、衣笠・長野(2017)では、個別銘柄の SC レポレートに関するパネル分析を行い、日本銀行の国債保有比率の上昇や海外投資家のプレゼンス拡大などの要因が、個別銘柄の国債の希少性を高める方向に作用した可能性について言及している。

レポレートを用いずに、国債の現物価格データに基づいて本邦国債市場の個別プレミアムを評価することもできる。この方法による実証分析としては、福田・齊藤・高木(2002)を始めとする幾つかの先駆的な研究（重見・加藤・副島・清水(2000)、稲村・馬場(2002)）が存在するものの、いずれも 1990 年代後半から 2000 年初のデータを対象にしたものである³。2000 年以降から近年のデータを含む現物国債市場データを対象とした実証分析は、そう多くない⁴。この間に、本邦国債市場を巡る環境は大きく変化している。例えば、2000 年以降、中期債の 5 年利付国債への統合（2001 年）、即時リオープン方式（2001 年）および発行日

³ 福田・齊藤・高木(2002)は、スワップイールドカーブに基づく理論価格と国債価格の差を用いた実証分析により、国債が提供する様々なコンビニエンス（債券貸借での担保や先物の受渡決済での活用等）が国債価格の銘柄間格差に影響を与えているとの結果を示している。重見・加藤・副島・清水(2000)は、1990 年代末の本邦国債市場の混乱をケーススタディとして、チーペスト銘柄を中心に、そうした混乱が銘柄間の価格差（歪み）をもたらした状況を詳細に分析している。稲村・馬場(2002)は、Duffie(1996)が示した現物市場とレポ市場の無裁定条件に従い、新発債およびチーペスト銘柄の現物価格差と SC レポレートの間に、正の関係が存在することを実証している。

⁴ イールドカーブフィッティングモデルに基づく本邦国債の理論価格と市場価格の差を用いた分析は数少ないが、近年の分析として Hattori (2018)が挙げられる。もっとも、同分析は、Hu *et al.* (2013)が提唱した枠組みに従い、イールドカーブフィッティングから得られた個別銘柄の価格のばらつきから、「裁定の限界 (limits to arbitrage)」の代理変数となる新たな流動性指標を作り出そうとするものであり、本稿とは、分析の着眼点が異なっている。

前取引（When-issued 取引、2004 年）の導入など、商品性の改善等を通じて国債市場の流動性向上を目指す様々な取組みが進められてきた。さらに、その後、グローバル金融危機が生じ、質への逃避需要の高まりから国債価格が上昇する局面もあった。近年では、日本銀行による大規模な国債買入を背景に、現物国債市場の流動性・機能度に対する市場の関心が一層高まっている。本稿の問題意識は、このようなグローバル金融危機や日本銀行の国債買入などが、国債価格の個別プレミアムにどのような影響を与えているか、という点にある。このため、本稿では、レポートではなく、長期データが入手し易い現物国債価格を利用した。具体的には、10 年債を対象に、一般的なイールドカーブフィッティングモデルを用いて、現物国債価格から個別プレミアムを推定し、その変動要因を考察している。

本稿の分析結果からは、①新発債およびチーペストを中心とした銘柄には、統計的に有意な個別プレミアムが確認されること、②個別プレミアムは、金融危機時における質への逃避の高まりなど、局面によって大きく拡大する傾向があること、③日本銀行の国債保有比率の上昇は、限定的ながら有意に個別プレミアムを押し上げていること、④日本銀行による国債補完供給（SLF）は、こうした個別プレミアムを縮小させる方向に作用していること、が示された。

本稿の構成は、次のとおりである。まず、2 節において、本稿が採用する個別プレミアムの推定手法について説明を行うとともに、推定した個別プレミアムに関する銘柄別のクロスセクション平均や時系列平均を観察し、その特徴点を整理する。3 節では、個別プレミアムに関するパネル推計を行い、変動要因に関する分析を行う。ここでは、フルサンプルに基づく推計結果だけでなく、グローバル金融危機時における特徴的な動きや、日本銀行による大規模な国債買入のもとでの個別プレミアムの状況を確認するため、幾つかのサブサンプルに基づく推計結果についても考察を試みる。4 節において本稿の分析結果に関する含意と課題・留意点を述べる。

2. 個別プレミアムの推定方法とその推移について

（1）10 年債の個別プレミアムの推定方法

クーポンおよび残存期間の異なる銘柄は、キャッシュフロー流列が異なるため、必然的に銘柄間の価格差が生じることになる。こうしたキャッシュフロー流列の相違に起因しない個別プレミアムを求めるには、クーポンおよび残存期間の相違を調整した、相対的な価格差を推定する必要がある。そこで、本稿では、2 年債・5 年債・10 年債・20 年債の利付国債の市場価格データから、一般

的なイールドカーブフィッティングモデルに基づく国債のイールドカーブを推計し、同カーブに基づく10年債の個別銘柄の理論価格と実際の市場価格との差、つまり複数の銘柄情報を平準化した推定イールドカーブからの「相対的な割高度合い」を、個別プレミアムと見做すこととした。

但し、複数の銘柄データを用いたとしても、イールドカーブの推定に用いるサンプルの選び方次第では、推定される個別プレミアムも変化しうると考えられる。とくに、推定したイールドカーブ自体が、10年債の特定銘柄のコンビニエンスによるバイアスを受けていると、その分「理論価格」と「市場価格」の差が縮まり、個別プレミアムが捉え難くなる可能性もある。このため、本稿では、先験的に個別プレミアムがあると考えられる新発債やチーペスト周辺銘柄を除いてイールドカーブを推定し、個別プレミアムを算出している⁵。具体的には、2年債・5年債・20年債では、「新発債」とその周辺の既発債（直近2銘柄。いわゆる First off-the-run と Second off-the-run）を除外し、10年債については、新発債周辺ゾーンのほか、チーペスト銘柄とその周辺の既発債も個別プレミアムが付されていると想定し、残存期間5年を超える銘柄を全て除外し、推定用サンプルを作成した。

イールドカーブの推定手法については、菊池・新谷(2012)において示されたモデルサーベイと本邦国債市場の実証分析結果を参考に、Steeley (1991)のB-スプライン関数に基づくイールドカーブフィッティングモデルを採用した⁶。本稿で使用するデータとしては、日本相互証券の国債価格・引値を用いている⁷。データの対象期間は、2004年1月から2018年12月としている。

⁵ 例えば、Gürkaynak *et al.* (2007)も、国債市場価格からイールドカーブを推定するにあたって、新発債を除外する処理を行っている。

⁶ 菊池・新谷(2012)は、最適な手法を選択する基準として、①推定値がゼロを下回らないこと、②異常値をとらないこと、③市場価格との適合性が高いこと、④イールドカーブの凹凸が小さいこと、を提案している。彼らのサンプル期間（1999年1月4日～2010年12月30日）については、Steeley (1991)の手法が最適と結論付けられているが、より直近のデータを含めた本稿の分析では、必ずしもこの方法が最適ではない可能性は留意する必要。

⁷ 日本相互証券の国債価格・引値は、日経 NEEDS-BULK から取得した。

(2) 10年債の個別プレミアムの推定結果について

以下、前節(1)に従い、推定した10年債の個別プレミアムの推移を確認する⁸。

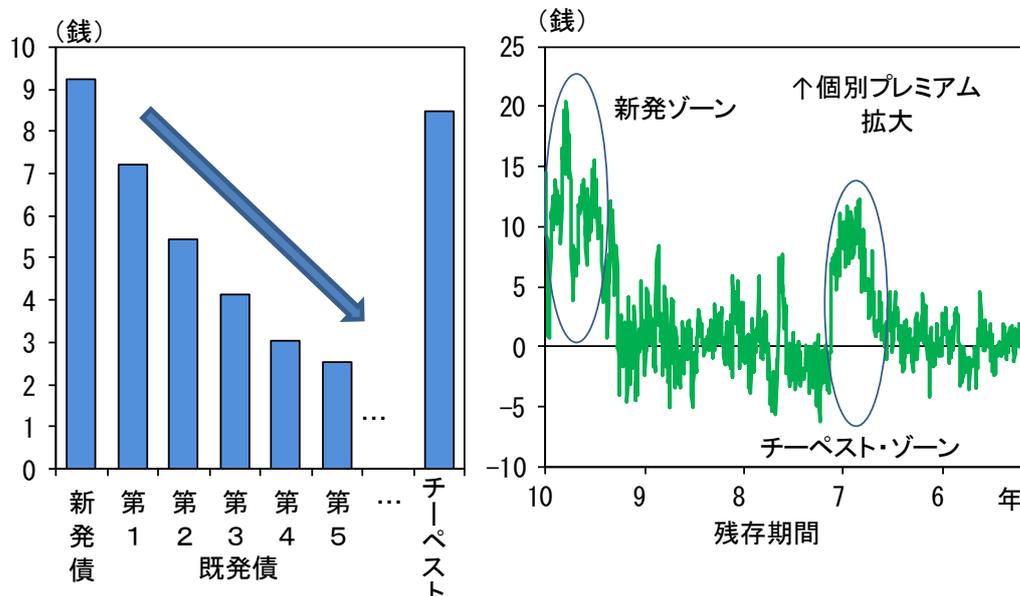
まず、新発債、直近の既発債(第1既発債、**First off-the-run**)、その次に古い既発債(第2既発債、**Second off-the-run**)・・・と順に並べ、さらにチーペスト銘柄を加えた個別プレミアムについて、それぞれ時系列方向に平均した値を銘柄別に確認する(図表1)。推定された個別プレミアムは、新発債が最も高く、その後は回数が古くなるにつれて縮小している。入札発行後、さほど時間が経過していない新発債は、市場流動性が相対的に高く、総じて活発な取引が期待され、ショートポジションの造成や短期売買などマーケットメイキングに利用できる便益があり、高い個別プレミアムが付されていると考えられる。回数が古くなると、時間の経過とともに、バイアンドホールドの投資家ポートフォリオに吸収され、マーケットメイキング等への利用が難しくなることで、コンピュエンスが剥落していくと想定される。その後、チーペスト銘柄に近づくと、国債先物取引の現物決済に用いられる受渡銘柄としての便益から、再び個別プレミアムが高まっていくと解釈することができる。

図表2は、典型例として、10年債332回債に関して、発行から5年間の個別プレミアムの推移を示したものである。やはり、新発債周辺ゾーンにおいて、高い個別プレミアムが確認されている。その後、時間の経過とともに個別プレミアムは縮小していくが、残存年限がいわゆるチーペストゾーン(7年)に近づくにつれて、再びプレミアムが高まる姿となっており、図表1で示した個別プレミアムの時間平均に関する銘柄別クロスセクションの結果と整合的な動きになっている。

⁸ スプラインに基づくカーブ推定については、オーバーフィッティングのリスクが指摘されている。この点、本稿では、ロバストネスチェックのために、Fisher *et al.* (1995)が提唱した平滑化スプラインに基づくイールドカーブフィッティングモデル(過剰フィッティングに対するペナルティを考慮したモデル)による個別プレミアムの推定も行い、Steeley (1991)に基づく分析結果と相違がなかったことを確認している。

図表 1 (左) 10年債の個別プレミアム(回号別、2004年以降の期間平均)

図表 2 (右) 10年債 332回債の個別プレミアムの推移

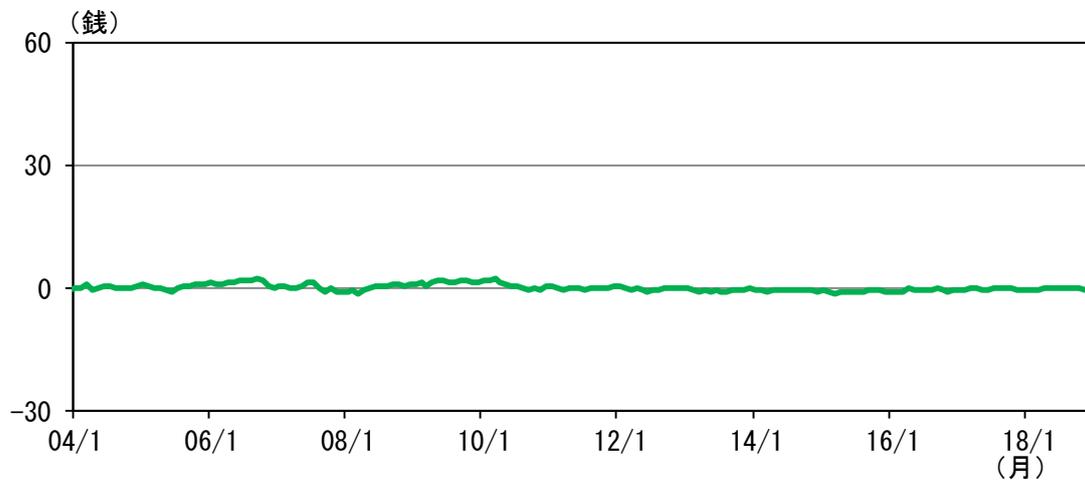


(出所) 日経 NEEDS-BULK より著者作成

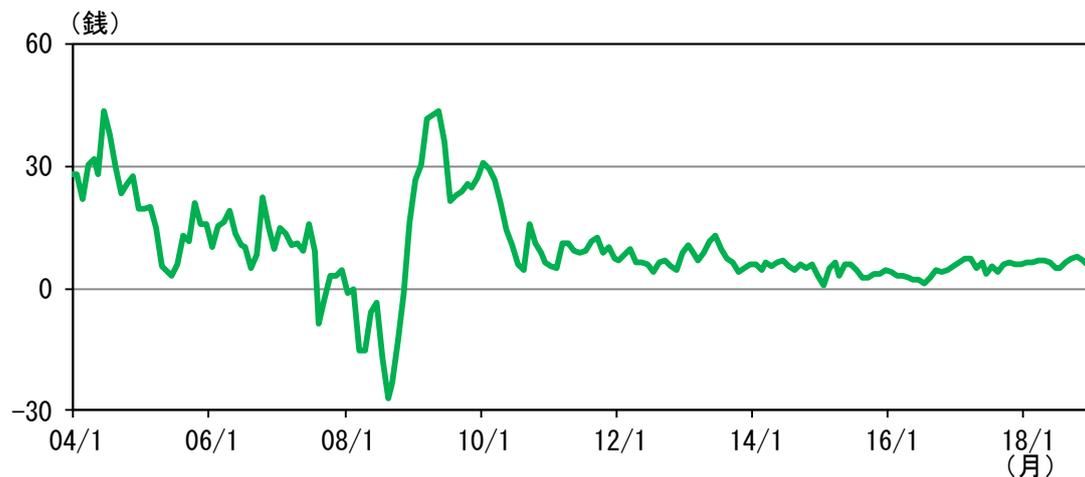
次に、こうした個別プレミアムの残存期間別の時系列変化を概観する。図表 3は、残存5年未満の銘柄および残存期間5年以上の銘柄の個別プレミアムについて、それぞれ銘柄間のクロスセクション平均をとり、その時系列推移をみたものである。

残存期間が5年未満の銘柄から確認すると、平均的な個別プレミアムは、ほぼゼロ近傍で推移している。発行から長く時間が経過し、残存期間が5年を割った10年債の銘柄については、将来キャッシュフロー以外の便益が乏しく、個別プレミアムが付されていないことが分かる。一方、残存期間が5年以上の銘柄をみると、グローバル金融危機があった08年前後等の時期で、大きく振れている。このことは、残存期間5年から10年の間に存在するチーペスト銘柄や新発債とその周辺銘柄が中心となって、平均的な個別プレミアムの時変的な動きを形成している可能性を示唆している。後述の3.において、パネル分析により、こうした個別プレミアムの変動の背景を詳細にみていく。

図表3 10年債の個別プレミアムの推移
(残存期間5年未満の10年債)



(残存期間5年~10年の10年債)



(出所) 日経 NEEDS-BULK より著者作成

なお、本節の最後で、推定された10年債の個別プレミアムとGC-SCスプレッドの関係をごく簡単に確認する。国債の現物市場における個別プレミアムは、レポ取引と現物市場の裁定関係から、レポ市場では品貸料の上昇を受けてSCレポレートが低下する結果として、GC-SCスプレッドの拡大となって現れると考えられる。このため、個別プレミアムとGC-SCスプレッドの間には、正の比例関係があると想定される。個別プレミアムをGC-SCスプレッドでパネル回帰(固定効果)の結果をみると(図表4)、GC-SCスプレッドの回帰係数は有意に正と

なっており、想定される個別プレミアムと GC-SC スプレッドの関係と整合的な符号となっている⁹。

図表4 個別プレミアムと GC-SC スプレッドの関係¹⁰

被説明変数：個別プレミアム（銭）

GCSCスプレッド (%)	3.644 *** (1.107)
N	3,253
Adj. R2	0.000
Durbin-Watson stat.	2.298

(注) ***は1%水準で有意を表す。()は標準誤差。

(出所) 日経 NEEDS-BULK、ジェイ・ボンド東短証券、日本証券業協会より
著者作成

3. パネル分析に基づく実証

本節では、10年債の個別プレミアムに関するパネル分析に基づき、個別プレミアムの変動要因を考察する。以下の実証分析では、説明変数の一つである「日本銀行の保有残高の対市中発行残高比率」データの一部分が月次データであることから、月中平均化した個別プレミアムを用いている。

(1) モデル

本稿における基本的な推計式は、以下のモデルである。

$$eP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 D_{i,t}^{on-the-run} + \sum_{m=1}^3 \beta_2^m D_{i,t}^{m^{th}off-the-run} + \sum_{n=-3}^2 \beta_3^n D_{i,t}^{(n+1)^{th}cheapest} + \beta_4 BOJ_{i,t} + \beta_5 BOJ_{i,t} \times D_{i,t}^{BOJ_{i,t} \geq 75} + \beta_6 D_{i,t}^{SLF} + Control_t + c_i + \varepsilon_{i,t}$$

被説明変数には、10年債の銘柄*i*の時点*t*における個別プレミアム $eP_{i,t}$ を用いている。これに対する説明変数は、次のとおり。

⁹ 推定に用いたデータの期間は、2013年4月～2018年12月である。

¹⁰ 誤差項の系列相関が疑われるため、first-differencing法により推定した。なお、AR(1)項をモデルに加えるコクラン＝オーカット法に基づくパネル推計でも、同様の結果を得ている。

①新発債ダミー $D_{i,t}^{on-the-run}$

時点 t で銘柄 i が新発債（On-the-run）の場合に1となるダミー変数。

②既発債ダミー $D_{i,t}^{m^{th}off-the-run}$

時点 t で銘柄 i が、新発債から数えて m 回号前の既発債（ m th off-the-run）の場合に1が付されるダミー変数¹¹。

③チーペスト周辺銘柄ダミー $D_{i,t}^{(n+1)^{th}cheapest}$

時点 t で銘柄 i が、チーペスト銘柄から数えて n 回号後に発行された銘柄（ $n = 0$ はチーペスト銘柄<First cheapest>、マイナスは n 回号前に発行された銘柄を示す¹²）の場合に1となるダミー変数。

④銘柄 i の日銀保有比率 $BOJ_{i,t}$

時点 t における銘柄 i の日本銀行の保有残高の対市中発行残高比率。

⑤銘柄 i の日銀保有比率と高保有比率ダミーの交差項 $BOJ_{i,t} \times D_{i,t}^{BOJ_{i,t} \geq 75}$

時点 t における銘柄 i の日銀保有比率と、同比率が75%以上であるときに1となるダミー変数との交差項。これは、④の高まりに伴う非線形な影響の存在を想定したもの。

⑥SLFダミー $D_{i,t}^{SLF}$

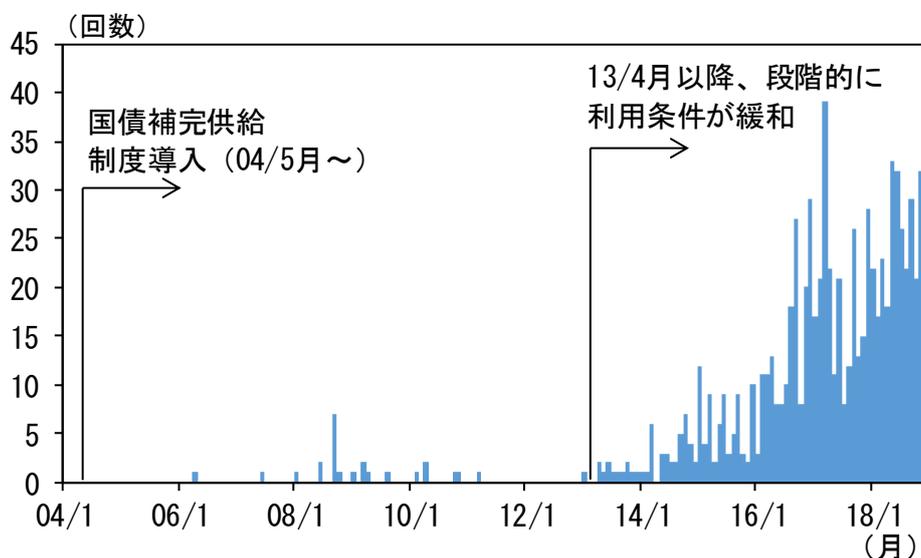
時点 t に銘柄 i に対して国債補完供給（SLF）が実行された場合に1となるダミー変数。なお、最低品貸料の引き下げや1日の売却上限の撤廃等の要件緩和を受けて、SLFが相応に利用されるようになった2013年4月以降に実行

¹¹ 月次データにおけるダミー変数の定義として、新発債が発行されたことにより月の途中で既発債となった銘柄には、当該月は最初から既発債であったとみなして既発債ダミーを付している。このため、最も若い既発銘柄（First off-the-run）の個別プレミアムの月中平均には、当該月の途中まで新発債であった期間の情報も含まれる点に留意が必要である。他の既発債ダミーや、チーペスト周辺銘柄ダミーも同様。

¹² 本稿の図表2の事例で示すように、ある銘柄が、チーペストゾーンを過ぎて残存期間が7年未満になっても、直ちに個別プレミアムが消失せず、半年程度かけて徐々に縮小していく可能性がある。これを踏まえ、本稿では、チーペスト銘柄の1つ前の回号、2つ前の回号、3つ前の回号を表すダミー変数もモデルに含めている。

された SLF を対象とした（図表 5）¹³。

図表 5 国債補完供給の利用実績



(注) 各月に実行された SLF の回数を銘柄別にカウント。直近は 18/12 月。

(出所) 日本銀行

上記①～⑥の変数のほか、コントロール変数として、日経平均 VI、10 年金利のヒストリカルボラティリティ (HV)、半期初ダミー (4 月、10 月)、四半期末ダミー (3、6、9、12 月) を加えている。

なお、個別銘柄のコンビニエンスに影響を与える要因としては、そのほか、福田・齊藤・高木(2002)が指摘するように、イ．生命保険会社による高クーポン銘柄への選好、およびロ．会計上の取り扱い負担に起因するパー発行銘柄への選好（償還時における償還差損等の計上負担を敬遠する傾向）など、各銘柄固有の要因が考えられる。こうした要因を説明するため、福田・齊藤・高木(2002)のプール回帰では、個別銘柄の「クーポン率」および「発行価格と額面価格（100 円）の差」が説明変数として採用されている。本稿のパネル回帰（固定効果モデル）では、これら変数は、各銘柄のみに固有かつ時間不変な変数であること

¹³ SLF については、最低品貸料の引き下げ（1.0%→0.5%<13/4 月>）、銘柄別の売却上限の引き上げ（日銀保有残高の 50%→同 100%または 2000 億円のいずれか小さい額<13/4 月>→同 100%または 4000 億円のいずれか小さい額<15/3 月>→同 100%または 1 兆円のいずれか小さい額<16/2 月>）など、要件緩和が段階的に行われている。なお、分析対象期間外になるが、19/6 月に、最低品貸料の引き下げ（0.5%→0.25%）、銘柄別の売却上限の変更（日銀保有残高の 100%または 1 兆円のいずれか小さい額→日銀保有残高の 100%）など、更なる要件緩和が行われている。

から、上記定式化において、銘柄 i の固定効果 c_i に含まれることになる。

以下、主要な説明変数である①～⑥の符号条件を確認する。先述のとおり、新発債は取引が総じて活発で、バイアンドホールド投資家のポートフォリオに吸収されていく既発債よりも、マーケットメイクに活用し易いなどの便益を有する。このため、新発債やチーペスト周辺銘柄のダミー変数の係数が有意に正であれば、こうした銘柄が持つ便益について、投資家が恒常的に価格プレミアムを付していることになる。

個別銘柄の日銀保有比率は日本銀行の国債買入により上昇する一方、リオープン発行や流動性供給入札により、同銘柄の発行残高が増加することで、低下することもある。同比率の符号は、理論的に2通りが考えられる。第一に、日本銀行の国債買入が、ある銘柄の市場流通残高を相対的に減少させることで供給の下方シフトが生じる結果、希少性が増すことで個別プレミアムが高まる可能性が考えられる。この場合、日銀保有比率の回帰係数は正の値をとる。第二に、日本銀行の国債買入に伴う市場流通残高の減少を、需要サイドが市場流動性の低下とネガティブに評価し、需要が下方シフトする効果も考えられる。仮に、こうした効果が強いと、日銀保有比率の回帰係数は、個別プレミアムの低下から負の値も取りうる。日銀保有比率に関する符号は、こうした供給と需要に与える影響の綱引きに依存するだろう。なお、ある銘柄の日銀保有比率が相応に高まると、需給のタイト化による個別プレミアムの押し上げ効果が加速する可能性を想定される。このため、日銀保有比率と高保有比率ダミーの交差項も、モデルに含めている。

SLF ダミーは、日本銀行が行う国債補完供給が、個別銘柄の需給に対してどのように影響しているかをみるものであるが、有意に負であれば、個別プレミアムを押し下げる方向に作用していると考えられる。レポ市場における国債補完供給の需給緩和効果は、例えば、衣笠・長野(2017)により既に報告されている。国債市場とレポ市場の裁定関係を通じ、現物市場での個別プレミアムの低下も確認されるかは、興味深いところである。

なお、誤差項の系列相関が疑われるため、モデルの推定では、モデルの両辺について階差を取る **first-differencing** 法を用いる¹⁴。

¹⁴ 図表4の分析と同様に、ロバストネスチェックのため、コ克蘭＝オーカット法を用いてモデルを推定したが、結果に特段の差はなかった。

(2) 推計結果

モデルの推計結果は、図表6で示している。全期間（フルサンプル、04/1月～18/12月）に基づく結果のほか、グローバル金融危機前（04/1月～06/12月）、グローバル金融危機時（07/1月～09/12月）、およびグローバル金融危機後（10/1月～18/12月）のサブサンプルに基づく推計結果も、併せて示している。

図表6 モデルの推計結果（10年債）
被説明変数：個別プレミアム（銭）

	フルサンプル		サブサンプル	
	04～18年	金融危機前 04～06年	金融危機時 07～09年	金融危機後 10～18年
新発債ダミー	5.630 *** (1.08)	3.984 ** (1.93)	7.139 ** (3.39)	6.437 *** (1.03)
第1既発債ダミー	3.912 *** (0.96)	3.435 ** (1.70)	6.332 ** (3.15)	3.548 *** (0.86)
第2既発債ダミー	2.345 *** (0.81)	2.540 * (1.38)	3.778 (2.69)	1.896 *** (0.72)
第3既発債ダミー	1.125 ** (0.55)	1.264 (0.97)	1.698 (1.78)	0.938 * (0.50)
チーペスト(3回号前)ダミー	1.427 *** (0.55)	0.335 (1.09)	4.830 ** (1.93)	0.644 (0.45)
チーペスト(2回号前)ダミー	2.389 *** (0.61)	-0.124 (1.10)	7.572 *** (2.08)	1.134 ** (0.47)
チーペスト(1回号前)ダミー	3.217 *** (0.65)	0.223 (1.15)	9.804 *** (2.20)	1.472 *** (0.48)
チーペストダミー	3.980 *** (0.65)	1.278 (1.15)	14.403 *** (2.20)	0.744 (0.48)
チーペスト(1回号後)ダミー	2.682 *** (0.61)	-0.221 (1.10)	11.425 *** (2.08)	0.028 (0.47)
チーペスト(2回号後)ダミー	2.375 *** (0.55)	0.097 (1.09)	10.866 *** (1.93)	-0.104 (0.45)
日銀保有比率(%)	0.094 *** (0.03)	0.129 (0.11)	0.320 ** (0.14)	0.072 *** (0.02)
日銀保有比率(%) ×同比率75%以上ダミー	0.010 * (0.01)	-	-	0.014 *** (0.01)
SLFダミー	-0.259 *** (0.09)	-	-	-0.280 *** (0.09)
日経平均VI(pts)	-0.010 (0.01)	0.095 ** (0.04)	-0.038 ** (0.02)	0.021 (0.02)
10年金利のHV	0.412 *** (0.05)	0.651 *** (0.12)	0.591 *** (0.11)	0.150 *** (0.05)
半期初ダミー	0.446 *** (0.07)	1.534 *** (0.21)	0.326 *** (0.11)	-0.055 (0.07)
四半期末ダミー	0.164 *** (0.05)	-0.382 *** (0.07)	0.423 *** (0.16)	0.237 *** (0.04)
N	14,219	3,242	3,213	7,764
Adj. R2	0.015	0.054	0.038	0.011
Durbin-Watson Stat.	1.933	2.170	1.656	2.209

(注) ***は1%、**は5%、*は10%水準で有意を表す。()は標準誤差。

(出所) 日経 NEEDS-BULK、Bloomberg、QUICK、日本銀行より著者作成

（新発債・既発債ダミーについて）

新発債とその周辺銘柄に関する結果から確認すると、新発債および第 1 既発債に関して、フルサンプルおよび3つのサブサンプルに関する結果のいずれも、回帰係数が有意に正となっている。第 2 既発債も、金融危機時を除くと、概ね有意な正の結果が得られている。新発債の個別プレミアムが最も高く、既発化が進むにつれて、その水準が低下していることも、整合的な結果と考えられる。第 3 既発債は、金融危機後は 10%水準で有意になっているが、それ以外のサブサンプルでは有意性が棄却されていることから、新発債周辺の個別プレミアムの剥落が進む分水嶺が、このゾーンにあるのかもしれない。

なお、金融危機時において、個別プレミアムが高まる傾向にあることも窺われる。特に第 1 既発債では、そうした傾向がはっきりと表れており、平時（危機前、危機後）において 3 銭強の水準に対し、金融危機時では 6 銭を上回る水準となる。危機時において、質への逃避需要が高まるもとの、既発債への安全資産需要も相対的に高まった可能性を示している。

（チーペスト周辺銘柄ダミーについて）

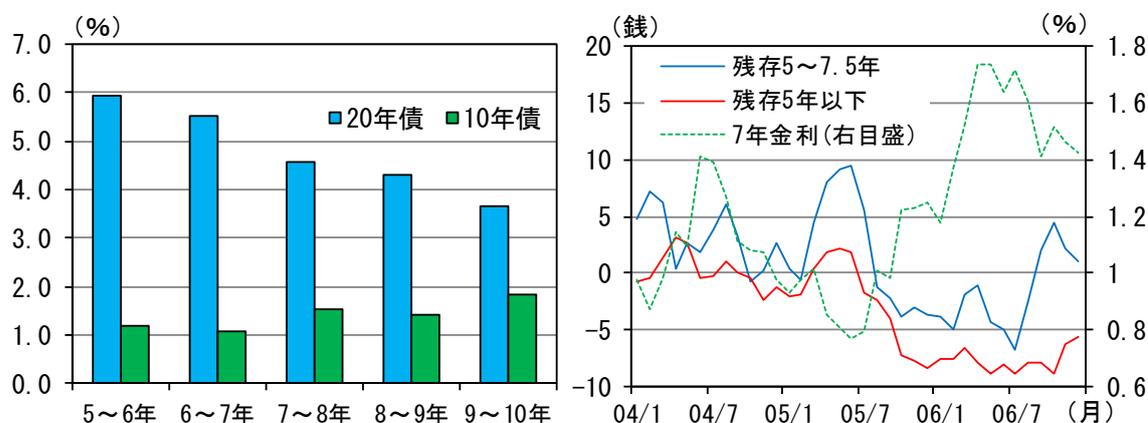
次に、チーペストとその周辺銘柄に関する結果を確認すると、フルサンプルでは、全ダミー変数が有意に正の結果となっている。しかし、新発債と異なり、金融危機前のサブサンプルでは、全てのダミー変数について統計的な有意性が棄却されている。また金融危機後のサブサンプルも 1st チーペストを含めて多くのチーペスト周辺銘柄の統計的な有意性が棄却されている。市場において「チーペスト銘柄の割高感」が頻繁に言及される事実を踏まえると、過小推計バイアスを疑う必要がある。

この点、バイアスを生じさせる要因として、イールドカーブの推定サンプルに含まれる 20 年債の影響が考えられる。先述のとおり、高クーポン銘柄やパー発行銘柄への選好は、個別プレミアムを高める一因になるため、本稿での実証分析では、10 年債に関して、固定効果 c_i により、そうした要因の影響をコントロール（排除）している。しかし、イールドカーブの推定サンプルに含まれる 20 年債において、そうしたクーポン水準に係る個別効果が生じている場合、当該銘柄が含まれる年限のイールドカーブ自体が割高に推計されるため、結果的に同年限の 10 年債の個別プレミアムも過小評価される可能性がある。例えば、危機前のサブサンプルの終期（2006/12 月時点）に関して、10 年債と 20 年債の残存期間別のクーポン分布をみると、1990 年代に発行された高クーポン銘柄がなお残存しており、中期ゾーンになるほど、10 年債のクーポン水準とのギャップが大きい（図表 7 左）。ここで、イールドカーブの推計誤差より、20 年債の 5

～7.5年ゾーンにおける個別プレミアム（市場価格－理論価格）をみると、金利が上昇を始める2006年半ば以前において、7～10銭近く割高化する局面が複数みられている（図表7右）。このため、その分、同年限のイールドカーブは割高化し、結果的に、チーペスト銘柄周辺の個別プレミアムが、過小推計されている可能性がある。同様のバイアスが金融危機後のサブサンプルにも生じている可能性が高い。

見方を変えれば、このような過小推計バイアスの可能性があるもとの、金融危機時に、10銭を優に超えるチーペスト銘柄の個別プレミアムが観察されていることは、チーペスト周辺銘柄に相応の個別プレミアムが存在していることを示すとともに、この間、チーペスト周辺銘柄に対する安全資産需要がいかに強かったかを物語っている。グローバル金融危機を受けて、カウンターパーティリスクに対する懸念が高まり、相対取引が縮小する中で、カウンターパーティリスクが低く、機動的なヘッジポジションを構築できる先物取引への需要が一段と強まったことが、チーペスト周辺銘柄の個別プレミアムを高めた可能性がある¹⁵。

図表7 2004～2006年における20年債の特徴
 （残存期間別のクーポン分布） （20年債の個別プレミアムの推移）



（注）左図は、2006年末において各残存年限のレンジに該当する銘柄の平均クーポン。右図は、各時点において、残存5～7.5年または残存5年以下に該当する20年債の個別プレミアムの平均。7年金利は推定イールドカーブの7年スポットレート。

（出所）日経 NEEDS-BULK より著者作成

¹⁵ Hattori (2019)は、カウンターパーティリスクに対する意識の高まりを受けて、市場参加者が現物取引よりも、CCP（Central Counter Party、中央清算機関）を通じた取引を選好した結果として、先物市場に取引が集中した可能性を指摘している。このほか、CTA（Commodity Trading Advisers、商品投資顧問業者）による当時の株安・債券高のトレンドフォローも、金融危機時の国債先物取引の増加に寄与したとの市場の見方もある。

（日銀保有比率について）

日銀保有比率の回帰係数をみると、フルサンプル、金融危機時と金融危機後のサブサンプルにおいて、有意に正の効果が得られている。一方、金融危機前は、日本銀行による国債の買入量が相対的に低かったこともあり、統計的な有意性は確認されなかったものと考えられる。

先述のとおり、日銀保有比率に関する符号条件は、正負の双方が想定される。本実証において、正の結果が得られたということは、少なくとも、供給の下方シフトに伴う需給面の影響が強く働いていたと捉えることができよう。なお、金融危機後の係数の水準に基づくと、仮に日銀保有比率が1%ポイント上昇すると、個別プレミアムが約0.07銭分だけ拡大する結果となる。例えば、ある銘柄の日銀保有比率が50%ポイント上昇すると、個別プレミアムが3銭強拡大するマグニチュードである。金利に換算すれば、7~10年ゾーンで、0.003~0.005%程度のインパクトに等しい。先述した過小推計バイアスの可能性を踏まえ、敢えて推計結果を保守的にみて、2標準誤差分をパラメータに加味すると、仮に日銀保有比率の50%ポイント上昇に対して、個別プレミアムの拡大幅は5銭強となり、金利に換算すると7~10年ゾーンで0.005~0.008%程度となる。これらマグニチュードの評価は、日銀保有比率の上昇幅の仮定に依存する点に留意は必要だが、最近の金利変動幅（例えば、2018年度の金利変動幅0.255%）に比べれば、限定的と考えられる。

日銀保有比率と高保有比率ダミーの交差項は、金融危機後のサブサンプルにおいて、有意に正となっている¹⁶。ある銘柄の日銀保有比率が75%を超えると、日銀保有比率の上昇に対する個別プレミアムの拡大テンポが強まることを示している。もっとも、そのインパクトは、75%未満の銘柄の場合に比べ、日銀保有比率の1%ポイント上昇に対し、追加的に0.014銭増に止まっている¹⁷。

なお、金融危機時のサブサンプルにおいては、日銀保有比率の回帰係数は、1%の保有比率の上昇に対し0.32銭となっており、金融危機後の回帰係数(0.07銭)

¹⁶ ここでは、高保有比率ダミーの閾値を75%に設定しているが、80%の場合でも同様の結果が得られた。一方、閾値を75%未満にした場合は、有意な結果が得られなかった。日銀保有銘柄が75%以上のサンプルは相対的に少ないため、詳細な検証は難しいが、少なくとも75%以上の水準を境に、追加的な個別プレミアムの押し上げ効果が生じていると考えられる。

¹⁷ 仮に、こうした非線形の効果についても保守的に2標準偏差を加味し、日銀保有比率が40%から50%ポイント上昇したマグニチュードを測ると、概ね6銭程度となり、なお限定的なインパクトとの評価が可能である。

に比して 4 倍を超える水準になっている。この間、質への逃避の高まりから、安全資産に対する需要が高まっていたため、日本銀行による国債買入に伴う需給面での影響が、他の時期よりも強めに作用していた可能性が考えられる。

(SLF ダミーについて)

最後に、国債補完供給 (SLF) に関する回帰分析結果を確認する。金融危機後のサブサンプルの結果をみると、回帰係数が有意に負となっている。ダミー変数であるため、ボリュームに応じたマグニチュードの評価が難しい点に留意は必要だが、いずれにせよ、国債補完供給が、レポ市場における需給緩和を通じて、国債の現物市場における個別プレミアムの過度の高まりを抑制する方向に作用していることが示されているといえよう¹⁸。

4. まとめ

本稿では、市場取引実務で一般的に用いられるイールドカーブフィッティングモデルを用いて、将来キャッシュフロー以外に債券保有者が享受できるコンビニエンスに起因する個別プレミアムを推定し、その変動の背景をパネル分析に基づき検証するとともに、グローバル金融危機時などのサブサンプルについても、個別プレミアムにどのような変化がみられるのかを考察した。

分析結果からは、①新発債やチーペスト周辺の銘柄は、相対的な流動性の高さや先物取引における受渡決済への用途といった機能性に対する対価から、有意に個別プレミアムが付されていること、②個別プレミアムは、グローバル金融危機時といった質への逃避が強まる場面では、大きくなる傾向があること、③日本銀行の国債保有比率の上昇は、限定的ながら有意に個別プレミアムを押し上げていること、④日本銀行による SLF は、こうした個別プレミアムを縮小させる方向に作用していること、が示唆された。ここで示されたコンビニエンスに起因する個別プレミアムの推移および需給変動の要因については、市場参加者の直観的な理解に沿うものであり、また、福田・齊藤・高木(2002)らの先行研究や、衣笠・長野(2017)らが SC レポ市場で示した実証結果とも、概ね整合的と考えられる。

本稿の分析結果に基づくインプリケーションを簡単に整理したい。日銀保有

¹⁸ 本稿の結果は、SLF の実行が国債市場の流動性の改善に作用しているとの結果を示した Hattori (2018)とも整合的といえる。

比率の変化は、限定的ながら銘柄間の個別プレミアムに影響を及ぼす可能性が示され、また金融危機時には、需給要因に対する個別プレミアムの反応が強く出やすい傾向も示されたことから、これを供給面から緩和する対応、すなわち危機時におけるショートスクイズの可能性を抑制し、市場のマーケットメイキング余力を維持することは、重要な論点と考えられよう¹⁹。

最後に、本稿の分析にかかる留意点を述べる。第一に、個別プレミアムの推定方法の更なる改善である。本稿では、推定したイールドカーブに基づく理論価格と市場価格との差を「個別プレミアム」と見做したが、サブサンプルの時期によっては、20年債の割高さが影響して、特定ゾーンのイールドカーブ自体に推定バイアスがかかり得る。これは、特に、金融危機前のチーペスト銘柄周辺のダミー変数の回帰係数が有意とならなかった背景と思われる。この点、イールドカーブの推定において、クーポン効果等に関するダミー変数を取り入れるなど、工夫を施す余地があるだろう。また、ロバストチェックも兼ねて、福田・齊藤・高木(2002)のように、スワップレートから疑似理論価格を推定し、その差を比較参考として用いることも考えられる。

第二に、10年債以外の債券種類に対する考察の展開である。本稿では、10年債に限定して実証分析を行ったが、2年債、5年債、20年債においても、担保需要やALMニーズ等に起因する個別プレミアムの存在が想定される。特に、近年は、短中期ゾーンを中心に、外国人投資家の相対的なプレゼンスが高まり、その投資行動が2年債や5年債の新発債等の個別プレミアムに影響を与えている可能性もある。これらの論点の考察については、今後の課題としたい。

¹⁹ この点、日本銀行では、国債買入オペについて運営面での工夫を進めている。例えば、日本銀行は、2019年1月以降、毎回の国債買入れで対象銘柄を選定する際に、将来のチーペスト銘柄を中心に買入れ対象外となる銘柄を拡大している。また、脚注13に示すように、国債補完供給（SLF）の要件緩和も進めている。

参考文献

- 一上響・木村武・中村俊文・長谷部光 (2012). 安全資産の需給と国債の希少性プレミアム, 日銀レビュー, 2012-J-1.
- 稲村保成・馬場直彦 (2002). わが国のレポ市場について— 理論的整理と実証分析—. *金融研究*, 第 21 巻別冊第(2), pp79–110.
- 菊池健太郎・新谷幸平 (2012). 本邦国債価格データを用いたゼロ・クーポン・ワールド・カーブ推定手法の比較分析. *金融研究*, 第 31 巻第 3 号.
- 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.
- 重見庸典・加藤壮太郎・副島豊・清水季子 (2000). 本邦国債市場における市場参加者行動と価格決定メカニズム-1998 年末から 1999 年中の市場の動きを理解するために. *金融研究*, 第 19 巻別冊第(2), pp.145–184.
- 鈴木高志・竹本直人・加藤晴子・木村武 (2009). 金融混乱下のスワップ市場と国債市場の価格発見機能——スワップスプレッドの動きから何を読み取るか?——. 日銀レビュー, 2009-J-7.
- 福田祐一・齊藤誠・高木真吾 (2002). 国債の価格形成とコンビーニエンス: 1990 年代後半の日本国債のケース. 齊藤誠・柳川範之 (編著), *流動性の経済学*, 東洋経済新報社.
- Arrata, W., B. Nguyen, I. Rahmouni-Rousseau, and M. Vari (2018). The Scarcity Effect of Quantitative Easing on Repo Rates: Evidence from the Euro Area. IMF Working Paper.
- Cherian, J. A., E. Jacquier, and R. A. Jarrow (2004). A Model of the Convenience Yields in On-the-run Treasuries. *Review of Derivatives Research*, 7(2), pp.79–97.
- Corradin, S., and A. Maddaloni (2017). The importance of being special: repo markets during the crisis. ECB Working Paper, No. 2065.
- D’Amico, S., R. Fan, and Y. Kitsul (2018). The scarcity value of treasury collateral: Repo-market effects of security-specific supply and demand factors. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 53(5), pp. 2103–2129.

- Duffie, D. (1996). Special repo rates. *The Journal of Finance*, 51(2), pp. 493–526.
- Ferrari, M., C. Guagliano, and J. Mazzacurati (2016). Collateral scarcity premia in EU repo markets. In European Financial Management Association 2016 Annual Meetings.
- Fisher, M. (2002). Special repo rates: An introduction. *Economic Review-Federal Reserve Bank of Atlanta*, 87(2), pp. 27–44.
- Fisher, M., D. Nychka, and D. Zervos (1995). Fitting the term structure of interest rates with smoothing splines. Finance and Economics Discussion Series, 95-1, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Goldreich, D., B. Hanke, and P. Nath (2005). The price of future liquidity: Time-varying liquidity in the US Treasury market. *Review of Finance*, 9(1), pp. 1–32.
- Graveline, J. J., and M. R. McBrady (2011). Who makes on-the-run Treasuries special? *Journal of Financial Intermediation*, 20(4), pp. 620–632.
- Gürkaynak, R. S., B. Sack, and J. H. Wright (2007). The US Treasury yield curve: 1961 to the present. *Journal of monetary Economics*, 54(8), pp. 2291–2304.
- Hu, G. X., Pan, J., and Wang, J. (2013). Noise as information for illiquidity. *The Journal of Finance*, 68(6), pp. 2341–2382.
- Hattori, T. (2018). Noise as a Liquidity Measure in the Japanese Market: Evidence from Quantitative and Qualitative Easing by the Bank of Japan. Working paper.
- Hattori, T. (2019). Flight to 'Futures' During the Financial Crisis: Deliverability Through Central Counterparties. Working paper.
- Jordan, B. D., and S. D. Jordan (1997). Special repo rates: An empirical analysis. *The Journal of Finance*, 52(5), pp. 2051–2072.
- Keane, F. M. (1996). Repo Patterns for New Treasury Notes. *Current Issues in Economics and Finance*, 2(10).
- Krishnamurthy, A. (2002). The bond/old-bond spread. *Journal of financial Economics*, 66(2–3), pp. 463–506.
- Steeley, J. M. (1991). Estimating the Gilt - Edged Term Structure: Basis Splines and Confidence Intervals. *Journal of Business Finance & Accounting*, 18(4), pp. 513–529.