



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

現物国債市場における ボラティリティと取引高の関係

小林悟*

satoshi.kobayashi@boj.or.jp

小林俊**

shun.kobayashi@boj.or.jp

稲村保成***

yasunari.inamura@boj.or.jp

No.19-J-7
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（現・国際局）

** 金融市場局（現・金融機構局）

*** 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。

現物国債市場におけるボラティリティと取引高の関係*

小林 悟[†] 小林 俊[‡] 稲村 保成[§]

2019年8月

【要旨】

近年、本邦現物国債の取引高と金利ボラティリティの関係性に対する市場参加者の関心が高まっている。実際、ボラティリティと金融商品の取引高の間に、正の関係を想定する理論モデルは少なくない。また、直観的にも、金利ボラティリティの上昇は、ディーラーの価格ヘッジ取引や短期売買を喚起することで、ディーラー間取引高を増加させ得ると考えられる。こうした金利ボラティリティと取引高の関係を探るため、本稿では、ディーラー間取引に関する高粒度データを用いて、残存年限別・新発債／既発債別に金利ボラティリティ（実現ボラティリティ）を算出し、それぞれの取引高との関係性について回帰分析を行った。その結果として、現物国債市場において金利ボラティリティと取引高の間には、正の相関関係が一般的に成立するが、①金利ボラティリティの上昇が取引高を押し上げる作用は、緩やかに鈍化するという非線形的な関係が示唆されること、②既発債は、新発債に比べ、金利ボラティリティ上昇が取引高を押し上げる作用がはつきりと弱まること、が確認された。①の結果の一因として、ボラティリティ上昇がディーラー間取引を誘発する一方、ボラティリティ上昇が、投資家目線でもリスク調整後の収益率（Sharpe ratio）を意識させ、取引高の増加テンポを幾分弱めるメカニズムの存在が考えられる。また、②の結果は、既発債は、投資家のポートフォリオに組み込まれることで、市中流通量が減少し、新発債に比べて価格ヘッジやショート・ポジションの造成に利用し難くなるため、その分、ボラティリティの変化が取引高に与える影響が弱まる可能性を示している。

JEL 分類番号： C32、C36、C55、G12、G14

キーワード： 現物国債市場、市場流動性、実現ボラティリティ、取引高、高粒度データ

* 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、渡部敏明氏、上記の意見交換会参加者、日本銀行のスタッフから有益なコメントを頂戴した。特に、渡部敏明氏からは本稿の草稿段階から多くの助言を頂いた。記して謝意を表したい。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（現・国際局） Email: satoshi.kobayashi@boj.or.jp

[‡] 日本銀行金融市場局（現・金融機構局） Email: shun.kobayashi@boj.or.jp

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

1. はじめに

「市場流動性」は国債市場において関心の高いテーマであり、特に近年では、ボラティリティの変化が国債の取引高に及ぼす影響について、市場の注目が集まっている。例えば、日本銀行が主催する債券市場参加者会合では、一部市場参加者から、金利ボラティリティが低い状況が続くことで債券ディーラーの収益機会が乏しくなるといった趣旨の発言が聞かれている¹。2018年の半ばにかけて、金利ボラティリティが低水準で推移する中で、日本相互証券が提供する電子取引システムにおいて、指標銘柄として注目度の高い新発10年物国債の取引が成立しない日が複数みられたことも、取引高と金利ボラティリティの関係に対する市場の関心を高めたと考えられる。本稿の問題意識は、高粒度データに基づき、取引高と金利ボラティリティに関するこうした市場参加者の見方を確認することにある。

先行研究を振り返ると、実証的に金融資産の取引高とボラティリティの関係に着目した研究は多く、例えば、Karpoff(1987)によるサーベイでは、資産価格のボラティリティと取引高に正の相関を見出している複数の論文が紹介されている。また、ボラティリティと取引高の間に、正の関係を想定する理論モデルも少なくない。例えば、Tauchen and Pitts (1983) では、ボラティリティと取引高は、ともに日中の取引回数に依存する結果、両者に正の相関が生じるとされている。具体的には、取引回数の増加は、新たな情報の流入を意味することから、情報量の増加を受けて、ボラティリティの上昇と取引高の増加が生じるために、正の関係性を持つとの説明がなされている。先行研究では、こうした取引回数（あるいは、情報流入量）は、観測できない潜在変数として取り扱っているが、高粒度データを用いることによって、取引回数も観測することができる。実際、10年物国債（新発債）に関して、債券ディーラー間の日中取引回数と取引高および、同取引回数と金利の実現ボラティリティ（実現ボラティリティは日中のティック・データを用いて計算。詳細は2節にて後述）の間の相関をみると、ともに正の関係が確認される（図表1）。

債券ディーラーの立場から実務的に考えても、ボラティリティとディーラー間取引高の間には、正の関係が想起される。例えば、金利ボラティリティが上昇すると、債券ディーラーが在庫として抱える債券の価格ヘッジ需要が高まり、ディーラーのショート・ポジション造成を企図した取引が増加する、あるいは短期的な値差に着目した取引が増加することで、ディーラー間取引は増加すると考

¹ 例えば、「債券市場参加者会合」第7回議事要旨（2018年6月）を参照。
（<http://www.boj.or.jp/paym/bond/mbond1806.pdf>）を参照。

えられる。

一方、より長い投資目線を有する投資家の観点に立つと、ボラティリティの上昇は、必ずしも取引高の増加に繋がらない可能性がある。金利ボラティリティの上昇は、それに見合ったリターンの上昇が伴わない限り、リスク調整後の投資収益率（以下、Sharpe ratio）を低下させ、債券のロング・ポジションに対する需要も低下させると考えられる。ディーラー間取引（B to B 取引）の外側には、ディーラー対顧客取引（B to C 取引）が存在している。ディーラー間取引市場の取引高は、値動きやマーケットメイクなど、あくまでディーラーの取引動機による影響が支配的になるとは考えられるが、こうした Sharpe ratio の低下による先行きの投資家需要の減少見通しが、ディーラー間取引（B to B 取引）を「間接的に」下押しする可能性もある²（図表 2）。

本稿では、ディーラー間市場における現物国債市場の高粒度データを活用し、金利ボラティリティとディーラー間取引高の関係を定量的に確認していく。今回の分析では、ディーラー間市場における主要ブローカーである日本相互証券が運営する電子取引システムの取引情報（約定した取引 1 件毎の高粒度データ）を利用し、実現ボラティリティ（Realized volatility）を算出した。債券先物オプションやスワップオプションから導出するインプライド・ボラティリティではなく、実現ボラティリティを使用するメリットとして、個別銘柄毎にボラティリティを算出できる点があげられる。新発債・既発債などの銘柄固有の相違は、需給環境の違いにより、各銘柄のボラティリティや取引高にも固有の影響を及ぼす可能性がある。銘柄毎に算出した実現ボラティリティを使用することで、そうした固有の影響も捉えることができよう。

次節以降の本稿の構成は、以下のとおりである。2 節では、本稿における実現ボラティリティの具体的な算出方法を説明した上で、債券の残存年限別・新発債／既発債別に、ボラティリティと取引高の関係をグラフにより概観する。3 節では、残存年限別・新発債／既発債別にみたボラティリティと取引高の関係について、線形／非線形モデルに基づく回帰分析を行う。4 節は、以上の分析を踏まえた上でのまとめである。

² 実際、「債券市場参加者会合」第 7 回会合では、ボラティリティの低下は、債券ディーラーの収益機会にはマイナスである一方、最終投資家にはメリットになり得るとの趣旨の発言が聞かれている。

2. ボラティリティと取引高

2.1 実現ボラティリティの算出

実現ボラティリティ³の一般的な算出手法について概観する。日中取引データ（ティック・データ）において、 t 日における日中の取引回数を n 回としたときの、実現ボラティリティ RV_t は以下のように計算される：

$$RV_t = \sum_{i=0}^{n-1} r_{t+i/n}^2$$

i は日中の i 番目の取引を表す ($0 \leq i \leq n-1$)。 $r_{t+i/n}$ は、 t 日における日中の取引間の収益率を示している。ここで、日中の価格変動を表現するため、日中価格 P が次の拡散過程に従うとする (W は Wiener process)：

$$d \ln P(s) = \mu(s)ds + \sigma(s)dW(s)$$

上記拡散過程のパラメータ $\sigma(s)$ により、 t 日のボラティリティは、以下で定義される：

$$\sigma_t^2 = \int_t^{t+1} \sigma^2(s)ds$$

この場合、日中の取引回数が十分に多くなると ($n \rightarrow \infty$)、実現ボラティリティ RV_t は、上記 σ_t^2 の高精度の推定量になる ($RV_t \rightarrow \sigma_t^2$)。換言すると、ボラティリティ推定の精度を上げていくためには、より高頻度なデータを用いればよいことになる。本稿では、現物国債を対象としているため、債券価格の収益率の代わりに日中の取引間の金利差を用いて RV_t を計算する。

もっとも、より高頻度なデータになるほど、いわゆる **Microstructure noise** と呼ばれる測定誤差の問題が生じることが知られている。このため、実際の約定毎に集計されたティック・データではなく、一定の時間間隔（5分足など）に基づくデータを用いて、実現ボラティリティを計算することが多い⁴。しかし、本稿で

³ 実現ボラティリティに関する先行研究を振り返ると、Andersen and Bollerslev (1998) は外国為替市場に着目したほか、その後の研究である Blair, Poon, and Taylor (2001) や Martens (2002) はその射程を株式市場に広げている。なお、実現ボラティリティに関する研究をサーベイしたものとして、例えば、Andersen and Benzoni (2009) や McAleer and Medeiros (2008) がある。

⁴ 例えば、Aït-Sahalia, Mykland, and Zhang (2005)を参照。こうした Microstructure noise の除去については、Aït-Sahalia and Mykland (2009) や Ubukata and Watanabe (2014) が詳しいほか、

用いた本邦現物国債市場におけるディーラー間取引データをみると、日に数件といった取引回数が少ないケースが相応に存在する。このため、日中の取引サンプル数を極力確保すべくティック・データを用いることとした。Microstructure noiseが生じる要因の一つとされる Bid-Ask bounce (日中の取引が Best-bid と Best-ask price の間で交互になされることで価格変動が生じ、ボラティリティが見かけ上で高まる現象) は、Bid-Ask spread が広いときに深刻な影響をもたらすといわれているが⁵、分析対象期間の現物国債市場では Bid-Ask spread は狭い状態が続いており、こうした bounce が生じている可能性も低い⁶。Microstructure noise が生じる背景としては、Bid-Ask bounce 以外にも、様々な要因が考えられるため一定の留保は必要だが、本稿で使用する取引データについて、Microstructure noise によるバイアスの影響は小さいと考えられる⁷。

なお、日中の取引データを取り扱うにあたって、昼休みや夜間の休場等、取引間隔が非連続的に拡大する影響を処理する必要がある。本稿では、Hansen and Lunde (2005a, 2005b) に従い、昼休みと夜間を跨ぐ収益率を除いた実現ボラティリティ $RV_t^{(0)}$ を算出したのち、 $RV_t^{(0)}$ に以下の係数を乗じることで補正を行っている：

$$\frac{\sum_{t=1}^T (R_t - \bar{R})^2}{\sum_{t=1}^T RV_t^{(0)}}$$

ここで、 R_t は日次収益率、 \bar{R} は R_t のサンプル期間中 ($1 \leq t \leq T$) の平均を表している。直感的には、日次収益率から算出した分散と、言わば日中の分散である実現ボラティリティの比を用いることで、バイアスを補正するというものである。

先述のとおり、本稿では、日本相互証券の電子取引システム (BB Super Trade) における国債のティック・データを使用している。日本相互証券は、国債を中心とする国内債券のディーラー間取引の仲介大手であり、市場全体の取引実態を相応に反映していると考えられる。また、同データは、本行が公表している国債

例えば、Liu, Patton and Sheppard (2015) は多数の金融資産の実現ボラティリティを算出し、5分足で計算した場合にノイズが小さくなるという結論を得ている。

⁵ Campbell *et al.* (1997) と Oya (2008) を参照。

⁶ 日本銀行は、本行ホームページ (<http://www.boj.or.jp/en/paym/bond/index.htm>) において、各種流動性指標を算出・公表している。

⁷ Microstructure noise が生じる要因として、情報の非対称性や取引時の最小値幅設定などが考えられる。詳しくは、Engle and Sun (2007) 参照。Bid-Ask bounce を回避する手法として、売り気配値と買い気配値の平均を使うことも考えられる。もっとも、既発債を中心に売り気配と買い気配が消える局面が散見されるため、本稿において同手法は採用していない。

市場の流動性指標でも用いられている。

本稿の分析対象期間は 2015 年 10 月から 2018 年末となっている。本稿の図表や推計で用いているデータ頻度は、原則、日次であり、図表 3、4、5、12 は見やすさのために後方 40 日移動平均を図示している。

2.2 ボラティリティと取引高の関係

以下では、前節で計算した金利ボラティリティに関して、ディーラー間の取引高との関係をグラフで確認する。

図表 3 は、中長期債（2 年、5 年、10 年債）の金利ボラティリティと取引高の関係を示したものである。2015 年 10 月以降の金利ボラティリティをみると、各年限において、2017 年入り後に低下傾向を辿っており、2018 年半ばにかけてボトムに達した後、再び上昇に転じている。ボラティリティの低下度合いについても、年限による相違はみられない。次に、中長期債のディーラー間取引高をみると、こうしたボラティリティの動きに概ね連動しており、各年限ともに、2017 年から 2018 年半ばにかけて、緩やかな減少傾向を辿っている。但し、取引高の減少度合いは、年限別に若干の相違がみられている。

図表 4 において、超長期債（20 年、30 年、40 年）の金利ボラティリティの動きをみると、やはり中長期債と同様に、2017 年から 2018 年半ばにかけて、ボラティリティは低下傾向を辿り、その低下度合いも、年限別に大きな相違はみられない。一方、ディーラー間取引高は、中長期債とはやや異なった動きを示している。まず 30 年債および 40 年債の取引高をみると、ボラティリティが低下傾向を辿る中でも、取引高は横ばいの動き、あるいは緩やかな上昇傾向を示している。30 年債および 40 年債の取引量は、生命保険会社などの長期投資家による ALM (Asset Liability Management) 目的に基づく平準的な需要により、下支えされていると考えられる。このため、ディーラー間の取引高も、ボラティリティの動向にあまり左右されずに推移している可能性がある。さらに興味深いのは、20 年債の取引高であり、みかけ上は、中長期債と同様、ボラティリティの低下に連動して、2017 年入り後にディーラー間取引高は減少傾向を辿るが、ボトムに達したタイミングは中長期債よりも早く、2018 年以降は、むしろ緩やかな増加に転じている。

このように、金利ボラティリティと取引高の間には、みかけ上、正の関係が確認されるものの、債券の年限によって、その関係は必ずしも一様でない。この点は、次節の実証分析で確認する。

次に、図表5で新発債と既発債別に、取引高とボラティリティの関係をグラフで確認する（以下では、既発債とは新発債から1回号古い銘柄〈所謂、**First off-the-run**〉を指している）。興味深いことに、同じ年限の債券でも、新発債か既発債かで、ボラティリティと取引高の関係性は、大きく異なっている。すなわち、既発債になると、新発債と比べて、ボラティリティと取引高の正の関係は、はっきりと弱まっている。一般的に、既発債は、時間の経過とともに投資家のポートフォリオに組み込まれ、市中流通量が減少していくため、新発債と比べて、ディーラーの価格ヘッジ取引におけるショート・カバー取引が難しくなる。このため、ボラティリティの変化がディーラーの取引動機に働きかける作用は、既発債になるほど低下していく可能性がある。この点も、次節の実証分析で点検する。

3. 時系列分析を用いたボラティリティと取引高の定量分析

3.1 計量モデル

以下では、ボラティリティの水準がディーラー間取引高を左右するという市場の見方を統計的に確認するため、債券の年限別および新発債／既発債別に、ディーラー間取引高を被説明変数、金利ボラティリティを説明変数とした回帰分析を行う（データの頻度は、説明・被説明変数のいずれも日次ベース）。債券の年限に関しては、中期・長期・超長期の代表的な債券種類として、2年、10年、20年債を選択した。なお、前節のグラフでは、30年債および40年債のボラティリティと取引高の関係は、他年限と大きく異なっていたが、これら債券種類は歴史が相対的に浅く、市場がなお発展過程にあるため、趨勢的に取引高が拡大している可能性もあり、本節での分析対象から外している。

なお、ボラティリティと取引高の関係については、線形だけでなく、非線形の可能性も想定し、モデルの定式化において、①単純な線形回帰に加えて、金利ボラティリティの2乗項を加えた多項式回帰モデルも推定した。さらに、②多項式回帰での「関数形を2乗に定める」という仮定が強すぎる可能性もあるため、頑健性を確認する観点から、ボラティリティに関して **Box-Cox 変換**（**Box and Cox (1964)**）を施した非線形モデルの最尤推計⁸も行った。なお、③ボラティリティ以

⁸ 同手法は、非線形回帰モデルの一種であり、時系列データの非ガウシアン性を考慮に入れた推計である。Box-Cox 変換は以下のように定義される：

$$\frac{y_t^\lambda - 1}{\lambda} = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i \frac{x_{it}^{\lambda_i} - 1}{\lambda_i} + \varepsilon_t$$

本稿では、 y は取引高、 x はボラティリティ。

外の変動要因をコントロールする変数として、中長期的な観点で投資する投資家の収益率に関する変数（キャリー収益率、ロールダウン収益率）⁹を採用した。

なお、個別銘柄の金利ボラティリティと取引高が互いに影響を与えている可能性（内生性の問題）もあるため、①の推計において、通常の方法（OLS）だけでなく、各変数のラグ変数等を操作変数とした GMM（Generalized Method of Moments）による推計も行ったが、回帰係数の符号・水準ともに相違がなかったことを確認している¹⁰。

3.2 新発債に対する分析結果

図表 6、7、8 は、2 年、10 年、20 年債別にみた、新発債に関する回帰分析の結果を示している。新発債については、全ての年限においてボラティリティに対する回帰係数は有意に正となっており、ボラティリティの上昇が取引高を押し上げることを示している。各図表の（2）列と（3）列が示すとおり、キャリー収益率やロールダウン収益率など、取引高に影響を及ぼし得る他の変数をコントロールした場合においても、その関係は頑健である。日次データに対する回帰分析であることを踏まえると、自由度修正済み決定係数の 0.2~0.3 という水準は、比較的当てはまりがよいと考えられる。回帰係数の大きさに着目すると、特に 10 年債において、ボラティリティに対する回帰係数が大きな値となっているが、10 年債は指標銘柄として扱われていることもあって、取引高が他年限対比で多いことが影響していると考えられる。

なお、図表 6、7、8 の（4）列に着目すると、全ての年限において、ボラテ

λ, λ_i は Box-Cox transformation parameter。 $\varepsilon_t \sim \text{NID}(0, \sigma^2)$ に従う誤差項。

同変換に基づく回帰分析では、線形回帰（ $\lambda = 1$ ）や対数回帰（ $\lambda = 0$ ）を含んでいる。推計では、様々な関数形を含み得るが、関数形の選択は Box-Cox test（尤度比検定、尤度比検定の統計量は制約数を自由度とするカイ 2 乗分布に従う）を用いて行う。なお、後述するように、本稿では左辺において、 $\lambda = 1$ の場合に相当する「片側 Box-Cox モデル」を採用している。

⁹ 国債入札に向けた在庫調整等のオークション・サイクルも想定されるため、入札日前後のダミー変数も採用した推計も行ったが、同ダミー変数の回帰係数は統計的に有意とはならなかった。

¹⁰ 頑健性チェックとして行った GMM 推計における、その他の操作変数としては、(i) 他年限の金利ボラティリティ、(ii) 説明変数が新発債（或いは既発債）のボラティリティであるときは、既発債（或いは新発債）のボラティリティ、を用いた。(i)については、イールドカーブ上における各年限間における金利裁定取引（残存期間に応じた金利感を考慮したイールドカーブ取引）を根拠とし、(ii)は新発債・既発債間の裁定取引を理由としている。すなわち、新発債プレミアムも加味しつつ、新発債・既発債は裁定され得る関係（近接残存年限間の金利裁定）にある。その結果については、参考図表 1~3 を参照。

イリティの2乗項が有意であり、かつ、その符号がマイナス（上に凸の関数形）となっている。すなわち、ボラティリティの上昇は、取引高を押し上げる一方、そうした押し上げ作用は徐々に弱まる可能性を示している。興味深いのは、データの観測期間中、ほぼマイナスの利回りとなっていた2年債においても、こうした非線形な作用が確認されたことである。マイナスの利回りが続く中での国内投資家による2年債の購入は、もっぱら担保需要に基づくものと解され、Sharpe ratio を介した非線形な作用は想定し難い。マイナスの利回りでも、イールドカーブ上でスプレッドがあれば、ロールダウン収益を獲得することも可能であるが、2年ゾーンのイールドカーブはフラットに近いので、ロールダウン収益に係る Sharpe ratio の非線形な作用が働いた可能性も低い。2年債において2乗項が有意になった一因として考えられるのは、外国人投資家の影響であろう。現状の内外金利差のもと、ドルを保有する外国人投資家は、円債投資の為替・通貨ヘッジに伴う収益により、マイナスの円利回りの中でも、正のリターンを確保することができる。中期ゾーンにおける2018年中の外国人投資家の取引シェアは4～5割（ディーラーの対顧客取引に占める割合）となっており、外国人投資家の存在感は大きい。ボラティリティの低下はディーラーの取引需要を低下させる一方、プレゼンスを高めた外国人投資家にとっての Sharpe ratio の作用が、2年債においても働いていた可能性がある¹¹。

前述のとおり、多項式回帰での「関数形を2乗に定める」との仮定が強すぎる可能性もあるため、Box-Cox 変換に基づく最尤推計の結果（図表9）を用いて、関数形を点検する。Box-Cox test をみると、金利ボラティリティに Box-Cox 変換を適用した非線形モデル（片側 Box-Cox モデル）は棄却されていない。こうした結果からも、ボラティリティと取引高の関係は非線形である可能性が示されている。なお、図表9における Box-Cox transformation parameter は、1に近いほどより線形に近く、0に近づくほど（上に凸の）非線形性が表れる。同パラメータに関する2年債・10年債の値は0.8程度であるのに対し、20年債は0.66となっており、20年債は「より非線形度合いが強い」可能性を示唆している。前節のグラフで示したように、20年債の取引高は、2018年以降、ボラティリティが低下する中でも取引が増加に転じるなど、中長期債とはやや異なる動きがみられていた。20年債は、データの観測期間中も正の利回りが確保されているため、単純なインカムリターンの目線でみても、Sharpe ratio を介した非線形な作用がより強くあらわれる可能性はある。こうした非線形度合いの相違を評価するため、図表10において、2年債と20年債に関する非線形回帰の推計値を確

¹¹ なお、回帰係数の水準感に対する理解のしやすさを重視し、本稿ではボラティリティと取引高の水準に基づく推計結果を示しているが、階差系列で同様の推計を行っても、その結果は殆ど変わらなかった。また、ADF 検定によって、単位根がないことも確認している。

認すると、2年債に比べ、20年債の方がボラティリティの上昇に対する取引高の押し上げ作用が弱まる結果となっている。

なお、図表10における、ボラティリティ上昇が取引高を押し上げる作用の階差をみると、低ボラティリティ領域において、増加の逓減度合いが最も大きい。つまり、ボラティリティが極めて低くなると、ディーラー間の取引高も、非線形に減少してしまう可能性を示唆している。ボラティリティの低下が Sharpe ratio の改善に繋がるのであれば、むしろ取引高を間接的に押し上げる作用も期待されるため、こうした現象が発生する可能性として、低ボラティリティ領域において、ディーラーの取引需要が特に弱くなるメカニズムを検討する必要がある。この点、ボラティリティが一定水準より低くなると、例えば、十分な Bid-Ask spread を確保できないため——本稿で使用したデータに照らし合わせれば、電子取引システムの取引手数料が十分にカバーできないため——、値動きに着目した取引やマーケットメイクの動機が極端に後退し、取引高が急減しやすくなる可能性が考えられる¹²。

3.3 既発債に対する分析結果

図表11で、新発債と既発債の推計結果を比較すると、ボラティリティが取引高を押し上げる作用は、新発債と比べて既発債の方がはっきりと小さくなっている。例えば、10年債の既発債に関して、回帰係数を新発債と比較すると、5分の1程度にとどまっている。加えて、自由度修正済み決定係数をみると、新発債と比べて既発債の水準は小さく、ボラティリティの取引高に対する説明力は相対的に低い。債券の年限やリオープン発行の状況によって若干異なるものの、発行から時間を経た銘柄ほど、長期保有目的の投資家等のポートフォリオに組み込まれ、市場流動性が相対的に低下する結果、ショート・スクイズのリスクも高まる¹³など、ディーラーのポジション管理には活用し難くなる。このため、ディーラーの取引需要は、既発債よりも、新発債中心になると想定され、ボラティリティと取引高の関係は、新発債の方がより明確になると考えられる。加えて、既発債は、新発債と比べて、単位取引量に対する価格インパクトが大きく、その影響が表れている可能性もある。

¹² 実際、ボラティリティが低下していた局面において、証券会社からは「電子取引システムの手数を鑑みると、日々の細かな値差に着目した取引等を行っても、必ずしも黒字にはならない」といった声も聞かれていた。

¹³ こうした債券の希少性は、GCレポ・レートとSCレポ・レートの差である「GC-SC スプレッド」でも一定程度確認できる。例えば、10年債では、既発債の希少性が目立つ場面が散見される（図表12）。

4. まとめ

本稿の分析結果から、金利ボラティリティとディーラー間取引高には、正の相関関係があることが示唆された。さらに、①ボラティリティと取引高の間には非線形な関係がある可能性があり、その非線形度合いは、20年債において特に強いこと、②既発債におけるボラティリティと取引高の相関関係は新発債のそれよりもはっきりと弱いこと、が分析結果から示された。

以下、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する。ボラティリティの上昇は、ディーラー間取引高を押し上げる方向に作用するが、本稿の分析結果が示唆するように、①その作用は必ずしも線形ではない可能性が高い。うえ、②ディーラー間取引高は、あくまで数ある市場流動性・機能度の指標の1つであり、Bid-Ask spreadのように、ボラティリティの上昇が市場流動性の悪化に繋がる指標も存在する¹⁴。さらには、③ボラティリティは、経済・物価情勢の不確実性を反映するものであり、これと大きく乖離した、過度な低ボラティリティ・高ボラティリティ環境は、いずれにせよ市場機能度の低下に繋がると考えられる。このため、ボラティリティの変動がディーラー間取引高に及ぼす影響については、その変化のスピードや水準のほか、他の流動性指標の状況や市場で意識される不確実性の度合いとも組み合わせて、多面的に評価することが重要であろう。

最後に、本稿の分析結果に関する留意点を述べる。第一に、本稿の分析では、高粒度データの利用可能な期間が2015年10月以降に限られ、世界金融危機時など、ボラティリティに大きな動きがあったとみられるデータ期間は含まない。このため、本稿の分析では、ボラティリティと取引高に関する非線形性が、なお十分に捉えられていない可能性がある。また、本稿の分析では、「ボラティリティの上昇が取引高を押し上げる作用」について、単純化のため、同時点での作用を前提にしたモデルとなっている。より精緻な分析としては、ボラティリティと取引高が時間差を伴って作用しあう動学的な要素も含めたモデルでの点検が必要であろう¹⁵。さらに、本稿では、単純な拡散過程を前提に実現ボラティリティ

¹⁴ 「市場流動性」といっても様々な定義があり、例えば、市場流動性の研究の嚆矢となった Kyle (1985) も「市場流動性」は様々な評価軸を用いて評価した方がよいと主張している。なお、市場流動性（ここでは tightness）に対する伝統的な解釈では、「ボラティリティの上昇（≒Bid-Ask spreadの拡大）」は、取引当事者の意図する価格から大きく乖離するなかで取引を行うこと（取引コストの増加）になるため、流動性の「悪化」として見做されることが多い。

¹⁵ こうした観点に立った最近の研究として、株式市場の長期記憶性を対象としたものに Fleming and Kirby (2011) があげられる。また、非線形性も考慮に入れた上の動学的な分析例として、Chiang, Qiao, and Wong (2010) は、ラグ項を含めた上で、NASDAQのボラティリテ

を計算しているが、近年は、ジャンプ過程を考慮した実現ボラティリティの計算方法を提案する研究もあり、実現ボラティリティの計算方法自体にも、様々な発展がみられている。多様な実現ボラティリティに基づく指標のもとでも、本稿で示した分析結果が保たれるかは、今後の課題としたい¹⁶。

ィと取引高に対して非線形グレンジャー因果性テストを行っているほか、Hiemstra and Jones (1994) はダウ・ジョーンズ株価収益率とニューヨーク証券取引所の取引高に焦点を当てている。また、別の切り口として、Tauchen and Pitts (1983) では、取引回数は過去と独立な確率変数としてモデル化していたのに対し、ボラティリティや取引高の自己相関性を考慮した Dynamic Bivariate Mixture (DBM) model も考案されている。同手法を用いた本邦市場の研究例として、本邦株式市場（日経 225 先物）を対象とした Watanabe (2000) があげられる。¹⁶ 本稿の問題意識とは別の切り口として、流入した情報量に対して、市場の価格がどのように反応するかを確認するという分析テーマも、近年は盛んである。具体的には、経済指標の公表や中央銀行による政策アナウンスなどの情報流入に対して、取引高やボラティリティがどのように反応するのか、そうした反応が時間変化していないか等について、検証する研究が複数みられている。代表的なものとして、公的なニュースの発表が米国市場に与える影響を取り扱った Bollerslev, Li, and Xue (2018) や、本邦市場のドル・円市場を対象とした Harada and Watanabe (2009) があげられる。

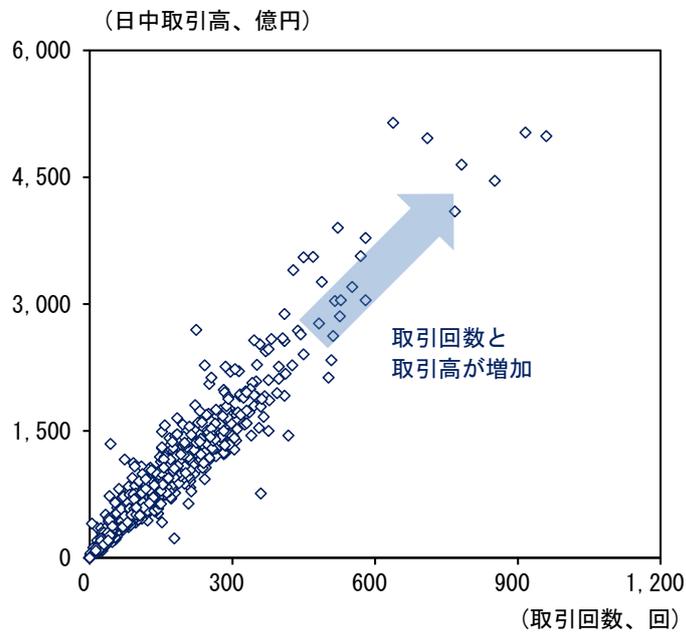
参考文献

- Aït-Sahalia, Y., P. A. Mykland, and L. Zhang (2005) ,“How Often to Sample a Continuous Time Process in the Presence of Market Microstructure Noise,” *Review of Financial Studies*, Vol.18, Issue 2, 351–416.
- Aït-Sahalia, Y., and P. A. Mykland (2009) ,“Estimating Volatility in the Presence of Market Microstructure Noise: A Review of the Theory and Practical Considerations,” *Handbook of Financial Time Series*, Springer-Verlag, 577–598.
- Andersen, T. G., and T. Bollerslev (1998) ,“Answering the Skeptics: Yes, Standard Volatility Models Do Provide Accurate Forecasts,” *International Economic Review* , Vol.39, No.4, 885–905.
- Andersen, T. G., and L. Benzoni (2009) ,“Realized volatility,” *Handbook of Financial Time Series*, Springer-Verlag, 555–575.
- Blair, B. J., S.-H. Poon, and S. J. Taylor (2001) ,“ Forecasting S&P 100 Volatility : the In-cremental Information Content of Implied Volatilities and High-Frequency Index Returns,” *Journal of Econometrics*, Vol.105, Issue 1, 5–26.
- Bollerslev, T., J. Li, and Y. Xue (2018) ,“Volume, Volatility, and Public News Announcements,” *The Review of Economic Studies* , Vol.85, Issue 4, 2005–2041.
- Box, G. E. P., and D. R. Cox (1964) ,“An analysis of transformations,” *Journal of the Royal Statistical Society* , Series B, Vol.26, No.2, 211–252.
- Campbell, J. Y., Andrew W. Lo, and A. Craig MacKinlay (1997) ,“The Econometrics of Financial Markets,” Princeton University Press.
- Chiang, T. C., Z. Qiao, and W.-K. Wong (2010) ,“New Evidence on the Relation between Return Volatility and Trading Volume,” *Journal of Forecasting*, Vol.29, Issue 5, 502–515.
- Engle, R. and Z. Sun (2007) ,“When Is Noise Not Noise — A Microstructure Estimate of Realized Volatility,” NYU Working paper, FIN-07-047, New York University.
- Fleming, J., and C. Kirby (2011) ,“Long Memory in Volatility and Trading Volume,” *Journal of Banking & Finance*, Vol.35, Issue 7, 1714–1726.

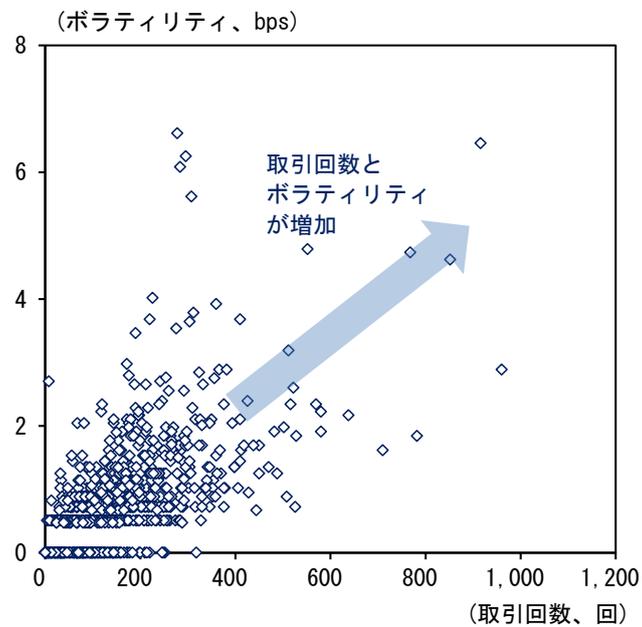
- Hansen, P. R., and A. Lunde (2005a) ,“A Realized Variance for the Whole Day Based on Intermittent High-Frequency Data,” *Journal of Financial Econometrics*, Vol.3, Issue 4, 525–554.
- Hansen, P. R., and A. Lunde (2005b) ,“A Forecast Comparison of Volatility Models: Does Anything Beat a GARCH(1,1)?,” *Journal of Applied Econometrics*, Vol.20, Issue 7, 873–889.
- Harada, K. and T. Watanabe (2009) ,“News Effects on High Frequency Yen/Dollar Exchange Rate and its Volatility Behavior,” mimeo.
- Hiemstra, C. and J. D. Jones (1994) ,“Testing for Linear and Nonlinear Granger Causality in the Stock Price - Volume Relation,” *The Journal of Finance*, Vol.49, Issue 5, 1639–1664.
- Karpoff, J. M. (1987) ,“The Relation between Price Changes and Trading Volume: A Survey,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.22, Issue 1, 109–126.
- Kyle, Albert S. (1985) ,“Continuous Auctions and Insider Trading,” *Econometrica*, Vol.53, No. 6, 1315–1335.
- Liu, L. Y., A. J. Patton, and K. Sheppard (2015) ,“Does anything beat 5-minute RV? A comparison of realized measures across multiple asset classes,” *Journal of Econometrics*, Vol.187, Issue 1, 293–311.
- McAleer, M. and M. C. Medeiros (2008) ,“Realized Volatility: A Review,” *Econometric Review*, Vol.27, Issue 1-3, 10–45.
- Martens, M. (2002) ,“Measuring and Forecasting S&P 500 Index-futures Volatility Using High-Frequency Data,” *Journal of Future Markets*, Vol.22, Issue 6, 497–518.
- Oya, K. (2008) ,“Estimation of Autocorrelation of Market Microstructure Noise,” Osaka University Knowledge Archive: OUKA, 57(4), 229–241.
- Tauchen, G., and M. Pitts (1983) ,“The Price Variability-Volume Relationship on Speculative Markets,” *Econometrica*, Vol.51, No.2, 485–505.
- Ubukata, M., and T. Watanabe (2014) ,“Pricing Nikkei 225 Options Using Realized Volatility,” *The Japanese Economic Review*, Vol.65, Issue 4, 431–467.
- Watanabe, T. (2000) ,“Bayesian Analysis of Dynamic Bivariate Mixture Models: Can They Explain the Behavior of Returns and Trading Volume?,” *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol.18, No.2, 199–210.

図表 1： 取引回数と取引高・ボラティリティ

(1) 取引回数と日中取引高の関係



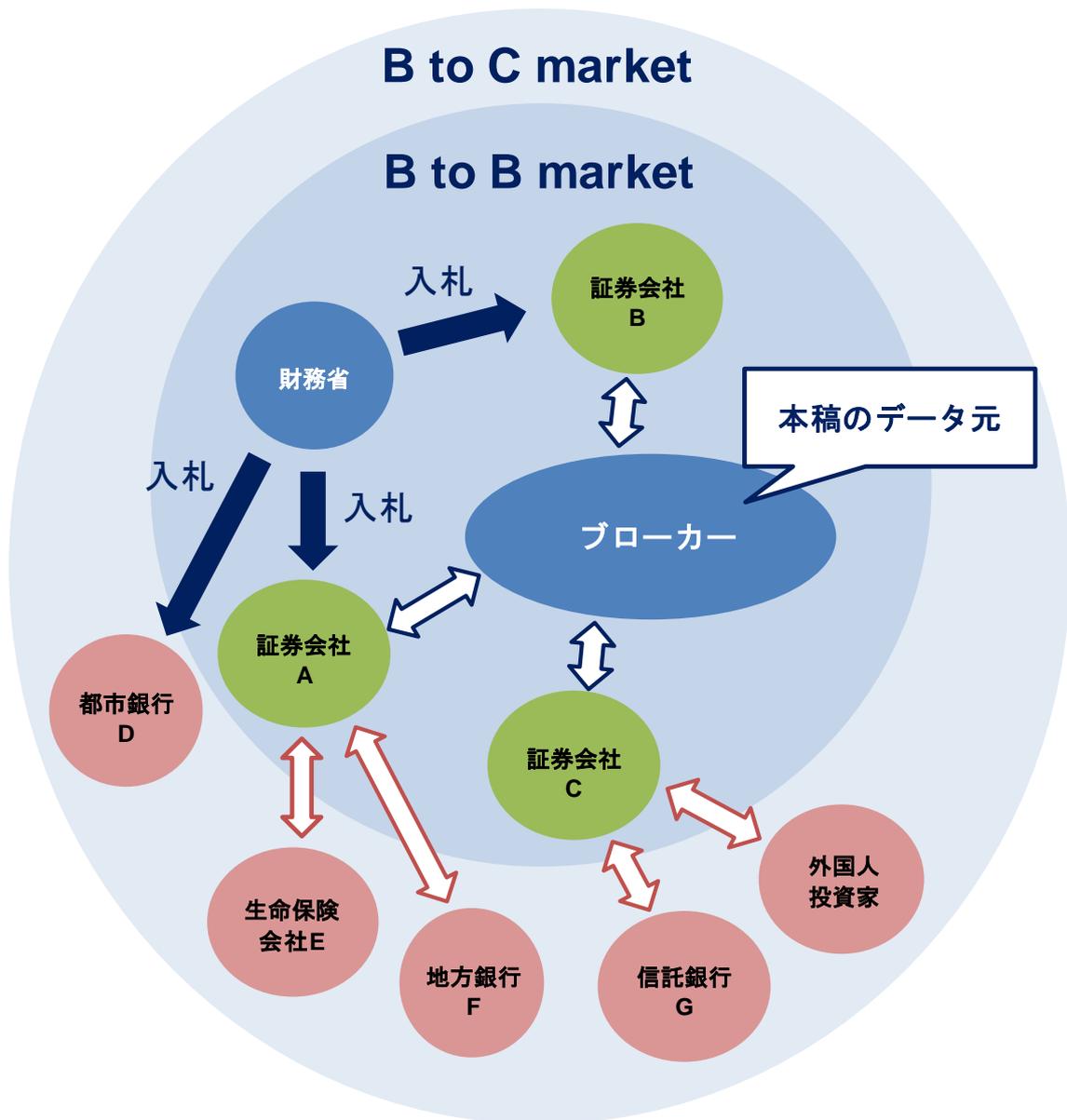
(2) 取引回数とボラティリティの関係



(注) 10年新発債を例示。ボラティリティは日次ベースで計算した Realized volatility。取引高と取引回数は、日中の値を足しあげたもの。

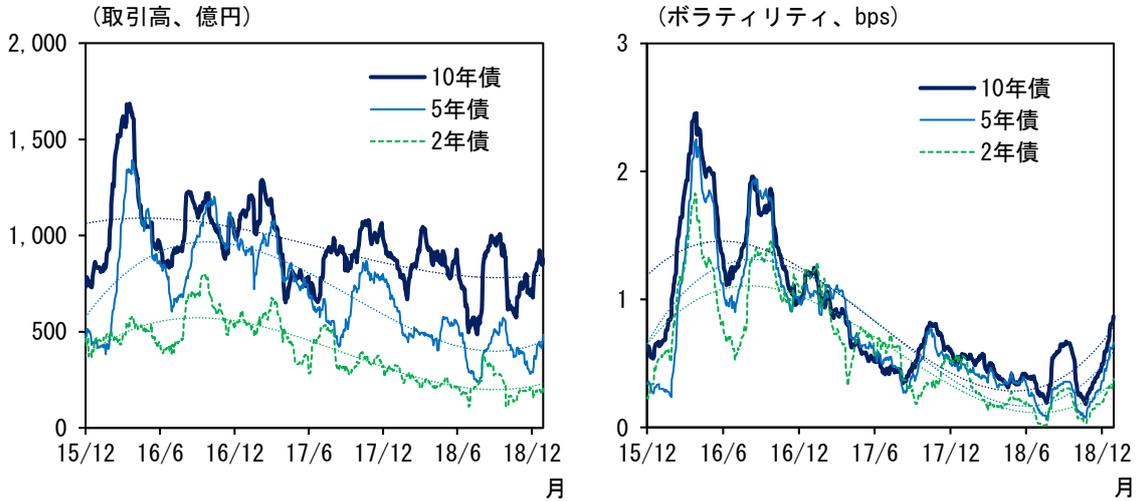
(出所) QUICK、日本相互証券のデータをもとに著者が作成

図表 2： 本邦国債市場の構造



図表3：新発債の取引高とボラティリティ（1）

中長期債（左図：取引高、右図：ボラティリティ）

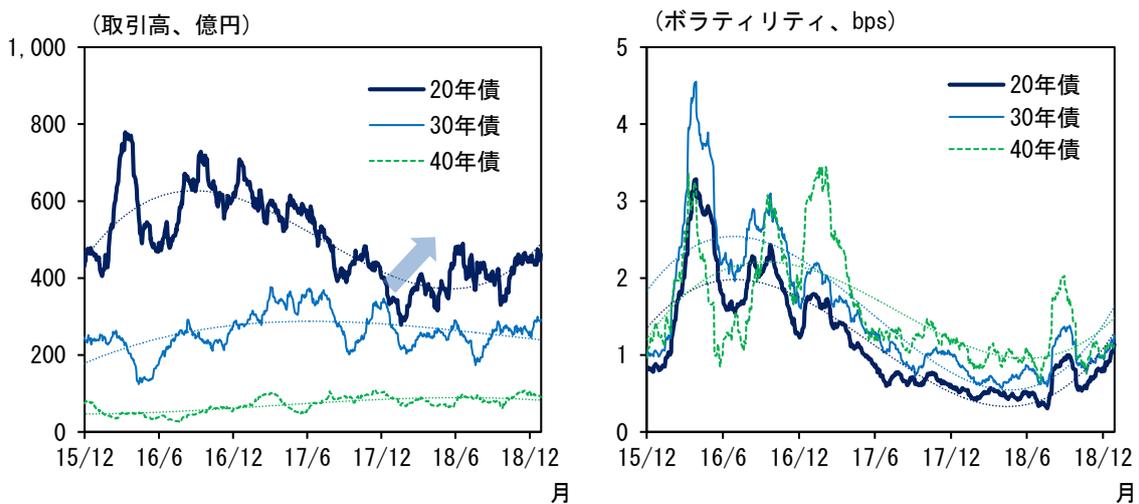


(注) 直近は2018年12月末。後方40日移動平均。点線のトレンド線は指数近似による。

(出所) QUICK、日本相互証券のデータをもとに著者が作成

図表4：新発債の取引高とボラティリティ（2）

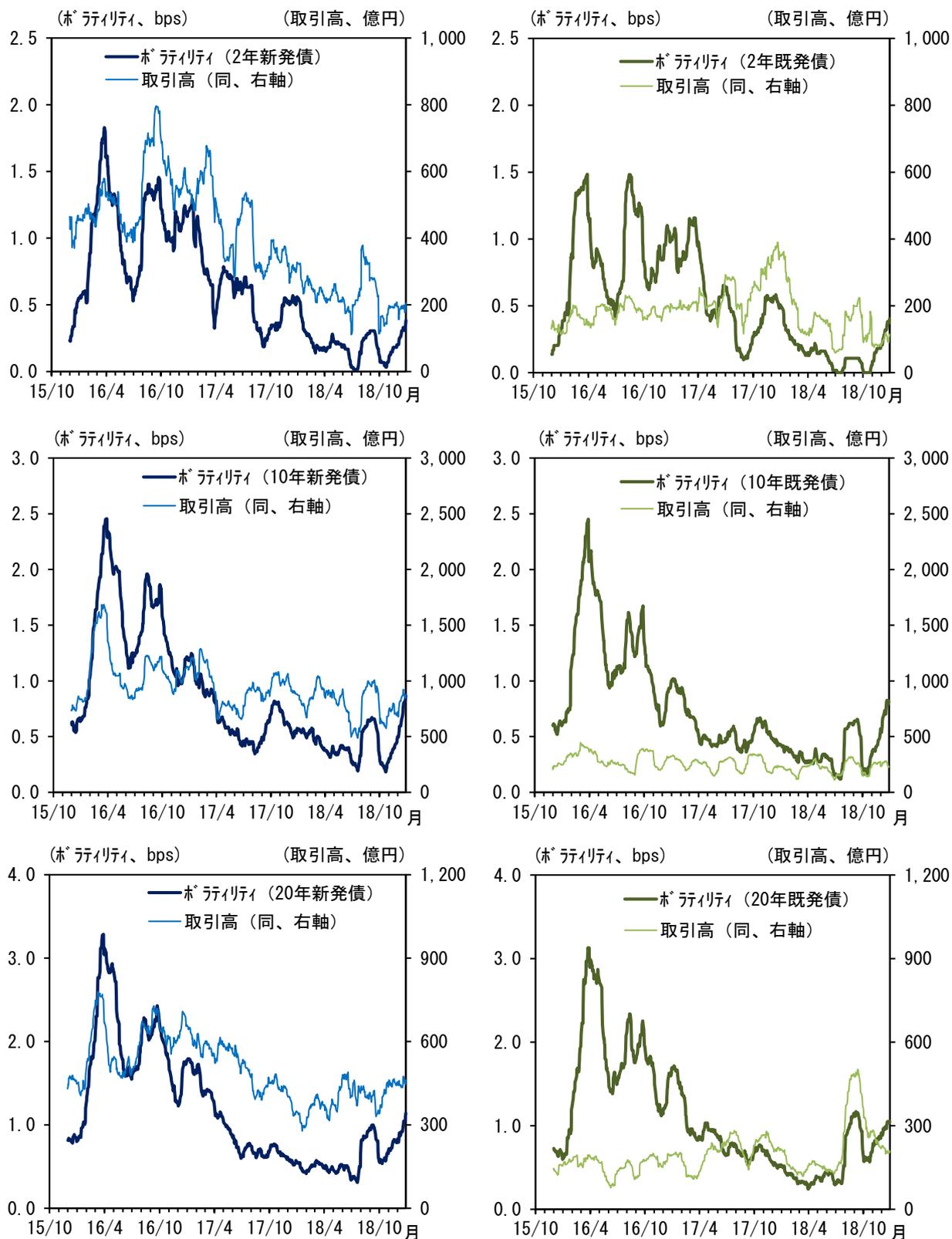
超長期債（左図：取引高、右図：ボラティリティ）



(注) 直近は2018年12月末。後方40日移動平均。点線のトレンド線は指数近似による。

(出所) QUICK、日本相互証券のデータをもとに著者が作成

図表5：新発債・既発債の違い(左列：新発債、右列：既発債)



(注) 直近は2018年末。後方40日移動平均。

(出所) QUICK、日本相互証券のデータをもとに著者が作成

図表 6： 2年新発債に関する推計結果

説明変数	被説明変数：2年新発債の取引高					
	(1) OLS	(2) OLS	(3) OLS	(4) OLS	(5) OLS	(6) OLS
実現ボラティリティ (bps)	265 *** (22)	268 *** (22)	266 *** (23)	353 *** (34)	354 *** (36)	353 *** (34)
実現ボラティリティの 2乗項 (bps ²)				-23 *** (9)	-24 *** (9)	-23 ** (9)
キャリー収益率 (bps)		-15 (19)			2 (20)	
ロールダウン収益率 (bps)			-20 (39)			-3 (38)
定数項	199 *** (18)	197 *** (17)	199 *** (18)	173 *** (18)	173 *** (18)	173 *** (18)
統計量						
Adj. R ²	0.29	0.29	0.29	0.31	0.31	0.31
S.E. of reg.	362	362	363	359	359	359

(注) 使用したデータは2015年10月から2018年末まで。***は1%、**は5%、*は10%水準で有意。括弧内は標準誤差 (Newey-West の手法を用いている)。

(出所) QUICK、日本相互証券のデータをもとに著者が作成

図表 7： 10 年新発債に関する推計結果

	被説明変数：10年新発債の取引高					
	(1) OLS	(2) OLS	(3) OLS	(4) OLS	(5) OLS	(6) OLS
説明変数						
実現ボラティリティ (bps)	447 *** (54)	447 *** (56)	466 *** (59)	649 *** (66)	649 *** (63)	644 *** (67)
実現ボラティリティの 2乗項 (bps ²)				-53 *** (19)	-53 *** (19)	-48 ** (21)
キャリー収益率 (bps)		4 (22)			1 (24)	
ロールダウン収益率 (bps)			55 ** (23)			45 ** (23)
定数項	540 *** (39)	540 *** (40)	525 *** (41)	445 *** (35)	445 *** (34)	442 *** (35)
統計量						
Adj. R ²	0.28	0.28	0.29	0.30	0.30	0.30
S.E. of reg.	621	622	617	614	614	611

(注) 使用したデータは 2015 年 10 月から 2018 年末まで。***は 1%、**は 5%、*は 10%水準で有意。括弧内は標準誤差 (Newey-West の手法を用いている)。

(出所) QUICK、日本相互証券のデータをもとに著者が作成

図表 8：20 年新発債に関する推計結果

説明変数	被説明変数：20年新発債の取引高					
	(1) OLS	(2) OLS	(3) OLS	(4) OLS	(5) OLS	(6) OLS
実現ボラティリティ (bps)	143 *** (35)	145 *** (37)	144 *** (33)	240 *** (22)	238 *** (23)	239 *** (23)
実現ボラティリティの 2乗項 (bps ²)				-17 *** (2)	-17 *** (2)	-17 *** (3)
キャリー収益率 (bps)		14 ** (6)			9 (6)	
ロールダウン収益率 (bps)			9 * (5)			5 (5)
定数項	329 *** (33)	328 *** (34)	328 *** (31)	261 *** (19)	262 *** (19)	261 *** (19)
統計量						
Adj. R ²	0.24	0.25	0.25	0.29	0.29	0.29
S.E. of reg.	281	280	280	272	272	272

(注) 使用したデータは2015年10月から2018年末まで。***は1%、**は5%、*は10%水準で有意。括弧内は標準誤差 (Newey-West の手法を用いている)。

(出所) QUICK、日本相互証券のデータをもとに著者が作成

図表 9： 非線形回帰モデルを用いた分析結果

	被説明変数：各年限毎の取引高		
	2年新発債 関数形：片側Box-Cox	10年新発債 片側Box-Cox	20年新発債 片側Box-Cox
説明変数			
実現ボラティリティ (bps)	244.84 *** (15.54)	453.39 *** (25.96)	167.01 *** (9.88)
定数項	516.68 *** (15.83)	1039.87 *** (22.85)	497.72 *** (9.78)
非線形回帰に関するパラメータ			
Box-Cox parameter			
実現ボラティリティ	0.80	0.78	0.66
片側Box-Coxに対する検定 (H ₁ : 片側Box-Cox)			
H ₀ : 線形	7.34E-03 ***	1.05E-03 ***	6.70E-08 ***
統計量			
Adj. R ²	0.26	0.28	0.26
S.E. of reg.	376.09	618.22	275.15

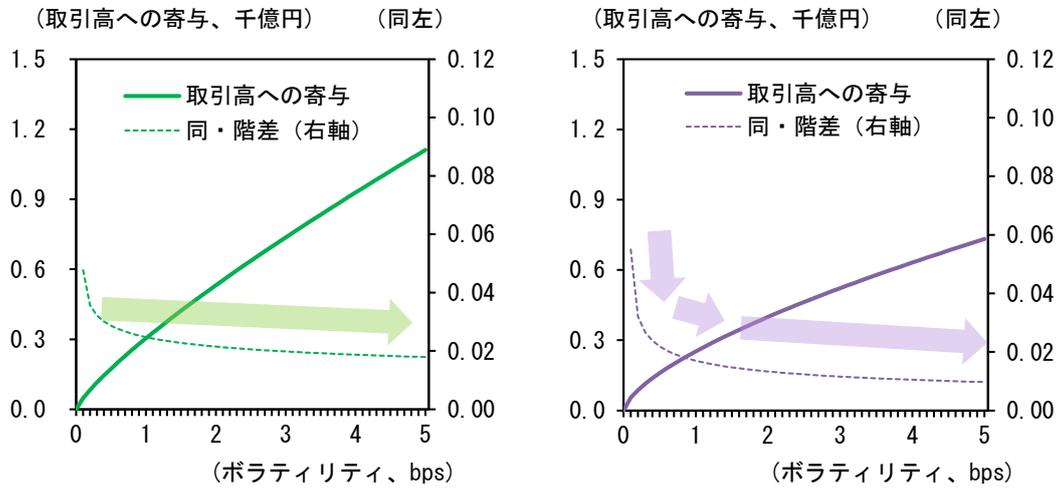
(注) 使用したデータは 2015 年 10 月から 2018 年末まで。***は 1%、**は 5%、*は 10%水準で有意。括弧内は標準誤差。関数形の選択 (片側 Box-Cox) の妥当性は、線形回帰モデルに対する尤度比検定を行い、検証した。

(出所) QUICK、日本相互証券のデータをもとに著者が作成

図表 10: ボラティリティ上昇による作用の非線形性

2年債

20年債



(注) 片側 Box-Cox モデルによる推計を用い、各ボラティリティにおける取引高から、ボラティリティが0の時の取引高を差し引いたもの。

(出所) QUICK、日本相互証券のデータをもとに著者が作成

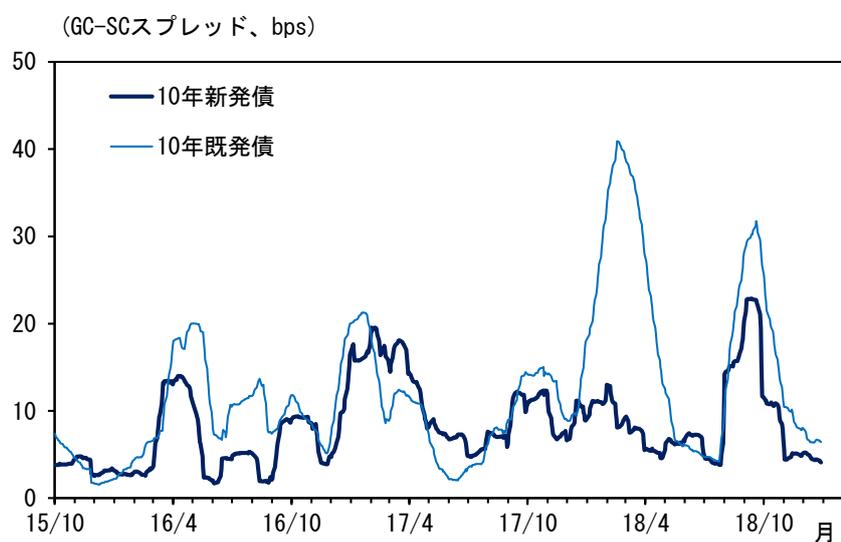
図表 11: 新発債と既発債の違い

	被説明変数：各債券の取引高					
	(1) 2年債		(2) 10年債		(3) 20年債	
	既発債 GMM	新発債 GMM	既発債 GMM	新発債 GMM	既発債 GMM	新発債 GMM
説明変数						
実現ボラティリティ (bps)	105 *** (21)	334 *** (33)	100 *** (18)	514 *** (62)	15 ** (7)	170 *** (24)
定数項	94 *** (11)	159 *** (19)	167 *** (15)	489 *** (44)	158 *** (11)	302 *** (24)
統計量						
Adj. R ²	0.11	0.27	0.08	0.27	0.03	0.23
S.E. of reg.	214	368	254	624	197	282
J-stat.	0.16	1.27	7.16	3.85	2.77	3.18
Prob.(J-stat.)	0.69	0.74	0.13	0.28	0.60	0.20

(注) 使用したデータは2015年10月から2018年末まで。***は1%、**は5%、*は10%水準で有意。括弧内は標準誤差。ウェイト行列はNewey-WestのHAC分散・共分散行列を用いている。操作変数については3.1節にて前述したとおり。

(出所) QUICK、日本相互証券のデータをもとに著者が作成

図表 12: 債券の希少性 (GC-SC スプレッド)



(注) SC レポ・レートは、2018 年 4 月末までは S/N、2018 年 5 月以降は T/N を用いて、銘柄別の SC レポの出来高で加重平均した値。GC レポ・レートは東京レポ・レートを使用しており、2018 年 4 月末までは T/N、2018 年 5 月以降は O/N。直近は 2018 年末で、後方 40 日移動平均を表示。

(出所) ジェイ・ボンド東短証券、日本証券業協会のデータをもとに著者が作成

参考図表 1： 2年新発債に関する推計結果

	被説明変数：2年新発債の取引高					
	(1) GMM	(2) GMM	(3) GMM	(4) GMM	(5) GMM	(6) GMM
説明変数						
実現ボラティリティ (bps)	334 *** (33)	336 *** (28)	325 *** (33)	431 *** (67)	399 *** (90)	429 *** (70)
実現ボラティリティの 2乗項 (bps ²)				-31 (20)	-20 (28)	-34 * (19)
キャリー収益率 (bps)		-29 (22)			-42 (89)	
ロールダウン収益率 (bps)			-36 (102)			380 (404)
定数項	159 *** (19)	148 *** (17)	155 *** (19)	123 *** (22)	133 *** (26)	133 *** (26)
統計量						
Adj. R ²	0.27	0.27	0.28	0.30	0.28	0.15
S.E. of reg.	368	366	364	360	363	396
J-stat.	1.27	8.03	2.55	7.63	6.23	5.75
Prob.(J-stat.)	0.74	0.43	0.86	0.27	0.28	0.33

(注) 使用したデータは2015年10月から2018年末まで。***は1%、**は5%、*は10%水準で有意。括弧内は標準誤差。ウェイト行列はNewey-WestのHAC分散・共分散行列を用いている。キャリー収益率とロールダウン収益率は、いずれも前日差。操作変数については3.1節にて前述したとおり。弱操作変数の検定として、Stock and Yogo testを用いたが、弱い操作変数の存在は棄却された。

(出所) QUICK、日本相互証券のデータをもとに著者が作成

参考図表 2：10 年新発債に関する推計結果

	被説明変数：10年新発債の取引高					
	(1) GMM	(2) GMM	(3) GMM	(4) GMM	(5) GMM	(6) GMM
説明変数						
実現ボラティリティ (bps)	514 *** (62)	491 *** (56)	538 *** (63)	793 *** (90)	766 *** (95)	727 *** (80)
実現ボラティリティの 2乗項 (bps ²)				-109 *** (21)	-107 *** (24)	-73 *** (17)
キャリー収益率 (bps)		41 * (23)			33 * (18)	
ロールダウン収益率 (bps)			142 *** (48)			85 *** (33)
定数項	489 *** (44)	498 *** (41)	470 *** (46)	374 *** (46)	379 *** (47)	380 *** (44)
統計量						
Adj. R ²	0.27	0.27	0.26	0.27	0.26	0.29
S.E. of reg.	624	626	631	627	632	618
J-stat.	3.85	5.78	5.15	7.65	11.93	10.96
Prob.(J-stat.)	0.28	0.33	0.64	0.18	0.10	0.28

(注) 使用したデータは 2015 年 10 月から 2018 年末まで。***は 1%、**は 5%、*は 10%水準で有意。括弧内は標準誤差。ウェイト行列は Newey-West の HAC 分散・共分散行列を用いている。キャリー収益率とロールダウン収益率は、いずれも前日差。操作変数については 3.1 節にて前述したとおり。弱操作変数の検定として、Stock and Yogo test を用いたが、弱い操作変数の存在は棄却された。

(出所) QUICK、日本相互証券のデータをもとに著者が作成

参考図表 3： 20 年新発債に関する推計結果

	被説明変数：20年新発債の取引高					
	(1) GMM	(2) GMM	(3) GMM	(4) GMM	(5) GMM	(6) GMM
説明変数						
実現ボラティリティ (bps)	170 *** (24)	186 *** (22)	200 *** (19)	280 *** (29)	274 *** (24)	253 *** (21)
実現ボラティリティの 2乗項 (bps ²)				-11 ** (5)	-15 *** (3)	-14 *** (3)
キャリー収益率 (bps)		28 *** (9)			15 * (9)	
ロールダウン収益率 (bps)			47 ** (24)			25 (16)
定数項	302 *** (24)	288 *** (22)	276 *** (20)	221 *** (23)	236 *** (19)	251 *** (19)
統計量						
Adj. R ²	0.23	0.22	0.14	0.21	0.26	0.26
S.E. of reg.	282	285	299	287	277	279
J-stat.	3.18	6.64	10.0	10.6	14.9	18.4
Prob.(J-stat.)	0.20	0.25	0.19	0.10	0.09	0.10

(注) 使用したデータは 2015 年 10 月から 2018 年末まで。***は 1%、**は 5%、*は 10%水準で有意。括弧内は標準誤差。ウェイト行列は Newey-West の HAC 分散・共分散行列を用いている。キャリー収益率とロールダウン収益率は、いずれも前日差。操作変数については 3.1 節にて前述したとおり。弱操作変数の検定として、Stock and Yogo test を用いたが、弱い操作変数の存在は棄却された。

(出所) QUICK、日本相互証券のデータをもとに著者が作成

参考図表 4： 実現ボラティリティの統計量

	2年債	10年債	20年債
記述統計量			
Mean	0.60	0.86	1.15
Maximum	7.79	6.61	11.76
Minimum	0.00	0.00	0.00
Std. Dev.	0.88	0.86	1.11
Skewness	2.95	2.44	3.04
Kurtosis	17.87	13.20	20.47
Jarque-Bera	8509.20	4250.67	11380.91
パーセンタイル値			
99%ile	3.78	4.04	4.79
95%ile	2.01	2.29	2.97
90%ile	1.54	1.84	2.37
75%ile	0.89	1.14	1.57

(注) 新発債の場合。

(出所) 日本相互証券のデータをもとに著者が作成

参考図表 5： グレンジャー因果性テスト (新発債)

帰無仮説	F-Statistic	Prob.
Not (ボラティリティ → 取引高)		
2年債	15.6	0.0000
10年債	11.3	0.0000
20年債	4.7	0.0098
Not (取引高 → ボラティリティ)		
2年債	0.75	0.4731
10年債	1.38	0.2517
20年債	1.98	0.1392

(注) 2015年10月から2018年末までのデータを用いた統計量。帰無仮説は、「ボラティリティ(取引高)は、取引高(ボラティリティ)に対し、グレンジャーの意味での因果性を持たない」というもの。ラグの長さは2日。

(出所) QUICK、日本相互証券のデータをもとに著者が作成