

非伝統的金融政策としての日本銀行のETF買い入れ*

左三川（笹田）郁子^a

【要旨】

本論は日本銀行が2010年12月に開始した上場株式投資信託（ETF）の買い入れに注目し、高頻度データを用いて日銀の政策反応関数を推定するとともに、中央銀行による大規模かつ継続的な買い入れが株式市場に及ぼした影響について考察するものである。離散選択モデルによる検証の結果、日銀がETFを購入するかどうかは、東証株価指数（TOPIX）の前日終値から当日午前終値までのリターン、TOPIX午前終値の5日移動平均からの乖離率、高頻度データから計測した午前の実現ボラティリティ（Realized Volatility）などが影響していることが確かめられた。また、ETFの買い入れが株価リターンやボラティリティに与えた影響を推計すると、日銀がETFを買い入れた日の午後の株価リターンは買い入れがなかった日よりも上昇する傾向があるほか、Realized Volatilityは低下する傾向が統計的に有意な結果として得られた。一方、予想株式益回りと安全資産利子率の差で表されるTOPIXの予想イールドスプレッドには影響を及ぼしていたことが確認されたが、この点においては、日銀が「リスクプレミアムに働きかける」というETF買い入れの所期の目的を果たしていたと結論付けることは難しい。ETF買い入れ政策の効果については、より幅広い尺度と時間軸で議論する必要がある。

JEL Classification Codes: E52, E58, G12

* 本論の執筆に当たり、一橋大学ソーシャル・データサイエンス学部・研究科長の渡部敏明教授、同経済研究所の祝迫得夫所長、中島上智教授、植杉威一郎教授をはじめ、研究会に出席の先生方、本誌編集長の森口千晶教授、指定討論者の慶應義塾大学経済学部の上響教授、沖本竜義教授、中央大学商学部の原田喜美枝教授らから貴重なコメントを多数頂戴した。また、日本経済研究センターの岩田一政理事長、田原健吾、竹中慎二、梶田脩斗、阿部眞子ら研究スタッフにも分析を進める上で協力をいただいた。ここに記して感謝の意を表す。なお、本研究はJSPS科研費JP20K01743の助成を受けたものである。

^a 日本経済研究センター研究本部 金融研究室長兼主任研究員、一橋大学経済研究所非常勤研究員 E-mail: samikawa@jcer.or.jp

Bank of Japan's Exchange Traded Fund Purchases as Part of Japan's Unconventional Monetary Policy

Ikuko Fueda-Samikawa

Japan Center for Economic Research, Japan

Abstract

This study focuses on the Bank of Japan's (BOJ) purchases of exchange-traded funds (ETFs), which began in December 2010, and uses high-frequency data to estimate its policy reaction function. In addition, it examines the impact of the central bank's large-scale and continuous purchases on the stock market. The results of the discrete choice model show that the BOJ purchases ETFs is affected by the return of the Tokyo Stock Exchange Stock Price Index (TOPIX) from the previous day's close to the morning close of the day, the deviation of the TOPIX morning close from the 5-day moving average, and the morning realized volatility measured by the high-frequency data were confirmed to have been affected by the ETF purchases. Moreover, the estimated effects of ETF purchases on stock returns and volatility were statistically significant, indicating that afternoon stock returns on days when the BOJ purchased ETFs tended to be higher than those on days when there were no purchases, and that realized volatility tended to be lower. Conversely, it is difficult to conclude that the BOJ's ETF purchases fulfilled their intended purpose of "lowering risk premium in the market" in this respect. The effects of the ETF purchase policy must be discussed on a broader scale and over a broader time horizon.

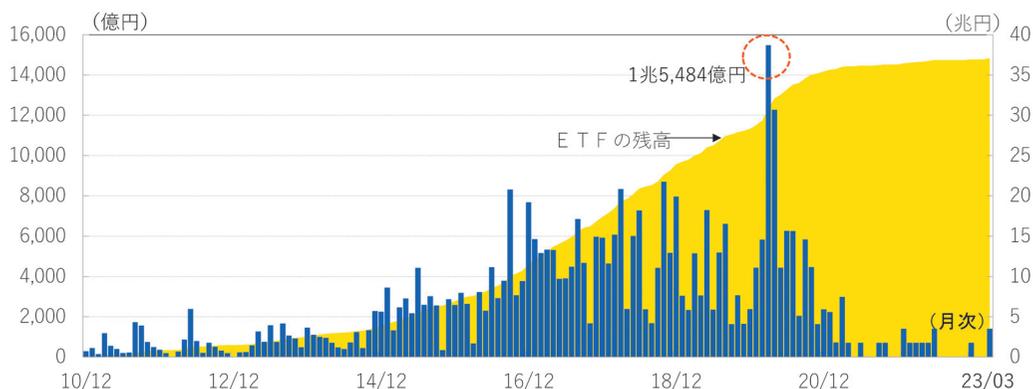
JEL Classification Codes: E52, E58, G12

1. はじめに

日本銀行が2010年12月15日に上場株式投資信託（ETF）の買い入れを開始してから12年以上が経過し、日銀のバランスシートには2023年3月末で37.1兆円のETFが積み上がっている（図1）。この間、日銀がETFを売却したことは一度もなく、時価ベースの残高は53.1兆円と、16兆円もの含み益を抱えている。過去には香港の通貨当局がアジア通貨危機の際に株式を買い入れたほか、スイス国立銀行（SNB）のように外貨準備の一部を株式で運用している中央銀行もある。だが、金融緩和政策の一環として株式やETFを買い続ける中央銀行は世界でも類を見ない。黒田東彦・前日銀総裁も国会で、「かなり異例の金融政策であるということは承知しています¹⁾」と発言している。新型コロナウイルスの感染拡大で世界の株価が急落したコロナ危機から1年後の2021年3月、日銀は「より効果的で持続的な金融緩和を実施していくための点検」（以下、「点検」）を公表し、ETFに関しては必要に応じて買い入れる柔軟な買い入れ方針²⁾に改めた。「点検」以降、日銀のETF買い入れは大幅に減少し、2022年2月には黒田総裁（当時）が「資本市場が非常にリスク回避的になり過ぎているときに一定の効果を持ったことも事実³⁾」と、それまでのリスク性資産の買い入れを総括した。2023年4月に黒田総裁の後を引き継いだ植田和男新総裁の下で日銀は、まだ一度もETFを買い入れていない（2023年10月現在）。

本論では日銀のETF買い入れに注目し、高頻度データを用いて日銀の政策反応関数を推定するとともに、中央銀行による大規模かつ継続的な買い入れが株式市場に及ぼした影響についても考察する。世界でも類を見ない中央銀行によるETF買い入れについて、日銀の政策反応関数を明らかにしておくことは、将来、海外の中央銀行がリスク性資産の買い入れを検討する際の参考となり得る。もとより政策反応関数を推定することで、ETF買い入れにおける日銀の真の目的が浮かび上がる可能性もある。

図1 日銀のETF月間買い入れ額と保有残高（簿価ベース）の推移



注）「設備投資および人材投資に積極的に取り組んでいる企業を支援するためのETF」を含む。

出所）日本銀行「指数連動型上場投資信託受益権（ETF）および不動産投資法人投資口（J-REIT）の買入結果ならびにETFの貸付結果」

¹ 2022年2月4日に開催された衆議院財務金融委員会（第208回国会）での発言。

² 日銀は2021年3月の点検でETFの買い入れ方針についても見直し、買い入れの対象を東証株価指数（TOPIX）に連動するETFに一本化した。それまで買い入れの対象としていた日経平均株価やJPX日経400に連動するETFを対象から外したほか、「設備投資および人材投資に積極的に取り組んでいる企業を支援するための指数連動型上場投資信託受益権」（設備・人材ETF）の買い入れも事実上、停止した。

³ 脚注1と同じ。

以下、第2節で先行研究をサーベイした後、第3節では高頻度データを用いて日銀によるETF買い入れの政策反応関数を推定する。次の第4節では、日銀がETFを買い入れた結果、午後の株価リターンやボラティリティ指標の Realized Volatility (RV) に変化が見られたかを測る。また、買い入れ翌日以降のリスクプレミアム指標から買い入れの効果を検証する。

実証分析の結果、得られた結論は以下のとおりである。プロビット・モデルによる検証では、日銀がETFの購入に際し、東証株価指数(TOPIX)の前日終値から当日午前終値までのリターン、TOPIX午前終値の5日移動平均からの乖離率、高頻度データから計測した午前の実現ボラティリティ(Realized Volatility)などが影響していることが確かめられた。これは、日銀が午前中のTOPIXの値動きからETFの買い入れを決めて午後を買っているという、市場関係者の間で語られるエピソードとも整合的である。

また、ETFの買い入れが株価リターンやボラティリティに与えた影響を推計すると、日銀がETFを買い入れた日のリターンは買い入れがなかった日よりも上昇する傾向があるほか、Realized Volatilityは低下する傾向が統計的に有意な結果として得られた。また、日銀はETF買い入れを通じて「リスクプレミアムに働きかける」⁴⁾と説明してきたため、TOPIXの予想イールドスプレッド(株式益回りと安全資産利子率の差)についてみたところ、TOPIXの予想イールドスプレッドには影響を及ぼしていなかったことが確認できた。

2. 先行研究

日銀のETF買い入れに関する文献には主に、株価指数や指数構成銘柄に及ぼす影響に焦点を当てたもの(原田, 2017; Harada and Okimoto, 2019; Barbon and Gianinazzi, 2019; Takahashi and Yamada, 2021; Samikawa and Takano, 2017; 岩田・左三川・日本経済研究センター, 2018; 左三川・中野, 2020b, 2021)、指数構成企業の設備投資や資本構成に与える影響を分析したもの(Charoenwong, Morck, and Wiwattanakantang, 2020; Nguyen, 2021)、リスクプレミアムへの影響を検証したもの(Aadachi, Kitamura and Hiraki, 2021; Katagiri, Shino and Takahashi, 2022)などがある。また、日銀から運用会社に支払われる信託報酬に着目したもの(原田 2020, 左三川・中野 2020)や、2020年6月に導入された日銀のETF貸付制度の効果を分析した研究(Maeda and Shino, 2019)もある。

このうち、Harada and Okimoto (2019)はTOPIX構成銘柄のうち日経平均に含まれる銘柄に着目し、含まれない銘柄との間で午後の収益率の差をDID(difference in difference)分析の手法により比較し、日銀がETFを買い入れた日には日経平均を構成している銘柄の午後の収益率がそれ以外のTOPIX構成銘柄を有意に上回っていたとの結果を示している。また、日銀がQQE開始以降、ETFの年間買入額を段階的に引き上げたにもかかわらず、100億円当たりの買い入れが個別株価を押し上げる効果は徐々に弱まっていた点についても言及している。Barbon and Gianinazzi (2019)も、日銀が買い入れたETFのうち日経平均株価に連動するETFに注目し、日銀が2014年と2016年に実施した年間買入額(上限)の引き上げが個別銘柄の価格形成に歪みをもたらしていた点を明らかにしている。

Charoenwong *et al.* (2020)は日銀によるETFの買い入れに設備投資を増やす効果はないが、

⁴ 例えば、2020年3月16日にコロナ危機下で開かれた会見で黒田総裁(当時)は「ETFの買入れ自体は、リスクプレミアムに働きかけるということですので、特定の株価水準を前提にして買っているわけではなく、あくまでもリスクプレミアムの圧縮に向けて必要な限り12兆円ペースで当面買っていくということですので」と述べている。
https://www.boj.or.jp/about/press/kaiken_2020/kk200317a.pdf

株価を押し上げるとともに企業貯蓄を増やし、それによって企業の経営破綻リスクを軽減させている点を確認している。一方で、投資機会の少ない企業やコーポレート・ガバナンスが脆弱な企業に対しては、設備投資を促進する効果があった。日銀の間接的な株式買い入れは、企業の資本コストや倒産リスクを低下させることを通じていわゆる「ゾンビ企業」を増殖させる可能性があり、企業の設備投資を通じた経済成長の促進にとって問題のある手段（problematic tool）としている。

Nguyen (2020) はETF購入開始の前年に当たる2009年から2018年までの東証1部と2部の上場企業データを用いて日銀のETFと社債の買い入れが企業の資本構成に相当かつ持続的な影響を及ぼしていたことを確認している。DID分析の結果、日経平均構成銘柄は2013年の日銀のETF買い入れ拡大後、非構成銘柄に比べてレバレッジ比率を低下させていたことを確かめている。また、日銀の社債買い入れ後、社債発行適格企業は非適格企業に比べて社債の発行を増やしてレバレッジ比率を高めており、企業の資本構成や証券発行の決定に信用供給側の要因が重要な役割を果たす点を示唆している。

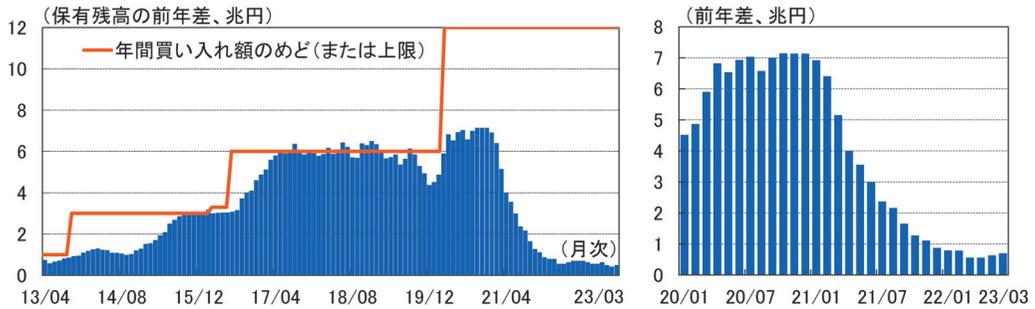
日銀が2021年4月に「点検」補足パーペチュアル①として公表したAdachi, Kitamura and Hiraki (2021) では、2020年末までのデータに基づき、日銀のETF買い入れがリスクプレミアムに及ぼす影響について実証分析を試みている。具体的には、リスクプレミアム指標に、日経平均オプションの価格に含まれる株式リスクプレミアムの推計値と、個別銘柄のイールドスプレッドを採用し、日銀のETF買い入れがリスクプレミアムを下押しする効果を持つとの結果を得ている。また、Katagiri, Shino and Takahashi (2022) はCAPM（資本資産モデル）を推定し、日銀のETF買い入れがリスクプレミアムの低下につながっていたことを示している。本論でも、日銀がETFの買い入れを通じて所期の目的である「リスクプレミアムへの働きかけ」を達成できていたのかを検証する。

3. 質的緩和の政策反応関数——離散選択モデルによる検証

日銀はこれまで、どのような条件の下でETFを買い入れてきたのか。本節ではETF買い入れの政策反応関数について考察する。日銀は2010年12月15日の購入開始以来、ETFの年間買い入れ額（保有残高の年間増加額）を段階的に引き上げてきた。図2左の棒グラフは、黒田前総裁の任期とほぼ重なる2013年4月から2023年3月を対象に、日銀の保有ETFの年間増加額を、折れ線グラフはQQE導入以降の買い入れのめど（または上限）を示している。日銀はこの間、2018年7月の「強力な金融緩和継続のための枠組み強化」の下で、「市場の状況に応じて、買入れ額は上下に変動しうる」という柔軟な買い入れ方針を明らかにし、2020年3月には「新型コロナウイルスの感染拡大の影響を踏まえた金融緩和の強化策」の下でETF買い入れの上限を年間6兆円から12兆円に引き上げ、「積極的な買入れを行う」姿勢を打ち出した。買い入れの減速が本格化したのはコロナ危機から1年後のことである（図2右）。2021年3月に原則的な買い入れ額としていた年間6兆円を廃止し、ETFを「必要に応じて、買入れを行う」方針に改めた。これを受けて、2021年度中に日銀が買い入れたETFは5,608億円と、白川方明総裁（当時）の包括的金融緩和政策の時代（2011年度の6,695億円、2012年度の6,986億円）を下回り、買い入れの回数も年8回と、2020年度の56回から大幅に減少した（付表1）。

日銀の買い入れ方針に見られる「市場の状況に応じて」、「必要に応じて」とは、具体的にどのような状況を指すのか。日銀は流通市場で直接ETFを買い入れているのではなく、信託銀行（受託会社）を通じて資産運用会社（投資信託委託会社）からETFを購入している。このため公開市場操作（オペレーション）で金融機関から買い入れる国債とは異なり、日銀がETFの買い入れにつ

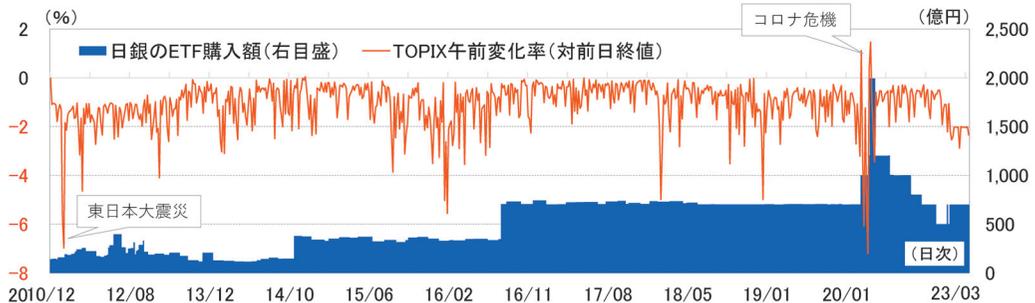
図 2 日銀の ETF、年間増加額の推移 (QQE 以降)



注) 「設備投資および人材投資に積極的に取り組んでいる企業を支援するための指数連動型上場投資信託受益権」(以下、設備人材 ETF)を含む。
出所) 日本銀行「指数連動型上場投資信託受益権 (ETF) および不動産投資法人投資口 (J-REIT) の購入結果ならびに ETF の貸付結果」

いて事前にアナウンスすることはない。毎営業日、その日に買い入れた ETF の総額がウェブサイト⁵⁾に公表されるのみである。市場関係者の間では、午前中の TOPIX が一定の率を超えて下落すると日銀が ETF を購入するという規則性をとらえて、「X%ルール」と呼ばれることもある (Xには具体的な数値が入る)⁶⁾。図 3 は 2010 年 12 月以降で日銀が ETF を買い入れた日の TOPIX の前日終値から当日午前終値までの変化率と ETF の購入額を示している。QQE 開始以来、金融政策決定会合で ETF の年間増加額のめど (もしくは上限) を引き上げるまでの期間、日銀は 1 日当たりの買い入れ額をほぼ一定に保っていた。また、日銀が ETF を買い入れた日の TOPIX の午前終値は、コロナ危機が発生した 2020 年 3 月の一時期を除いてはほぼすべての日で前営業日から値下がりしている。

図 3 日銀が ETF を買い入れた日の TOPIX の午前変化率と ETF 購入額



注 1) 日銀が ETF を買い入れた日のみ表示している。

注 2) ETF 購入額は設備人材 ETF (特別に基づく買い入れ分) を含まない。

注 3) TOPIX の午前変化率は前日の終値から当日の午前終値までの変化率を表す。ただし、2011 年 11 月 21 日より午前の取引時間が 30 分延長されたため、同日以降の「午前終値」は午前 11 時 30 分時点のもの (日経 NEEDS Tick Data で午前の「終了約定レコード」と表示された値) である。

出所) 日本銀行「指数連動型上場投資信託受益権 (ETF) および不動産投資法人投資口 (J-REIT) の購入結果ならびに ETF の貸付結果」、日経 NEEDS Tick Data (株価指数)

黒田前総裁は「点検」の際の会見で、「機動的な ETF の買い入れによってリスクプレミアムが

⁵⁾ https://www3.boj.or.jp/market/jp/menu_ETF.htm

⁶⁾ 例えば、2021 年 12 月 17 日付日本経済新聞電子版「日銀、22 年の政策修正はある？ 出口より持続性優先か」で清水功哉編集委員は「(2021 年) 3 月の政策修正前は午前中の TOPIX が 0.5% 超下落したときに買う『0.5%ルール』などを採用していると受け止められていたが、4 月以降は『2%ルール』に改めたようだ。この厳格化が購入額急減の理由なのだが、白川日銀時代の基準は『1%ルール』だったとみられており、現在は当時と比べてもハードルが上がっている」と述べている。
<https://www.nikkei.com/article/DGXZQOCD170850X11C21A2000000/>

拡大するのを防止して、株式市場が健全に機能するようにしている⁷⁾と説明した。「点検」の補足ペーパーとして公表された安達・北村・平木（2021）ではリスクプレミアムをとらえる指標として、日経平均オプション価格に含まれる株式リスクプレミアムの推計値と個別銘柄のイールドスプレッドの2種類を用いている。また、ETF 買い入れによるリスクプレミアムへの影響が市場の局面に応じて変化し得る点をとらえるために、TOPIX の変化率に加えて移動平均からの乖離率にも注目している。ここから、日銀がETF の買い入れを決定する際には、午前中のTOPIX の値動きに加えて、トレンドからの乖離率やボラティリティの変化など複数の指標に基づき総合的に判断していると推察することができる。そこで、本節ではまず日銀のETF 買い入れにおける政策反応関数を以下のプロビット・モデルから推定する。

$$Pr(Y_t = 1 | X_{it}) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 return_t + \beta_2 deviation\ from\ moving\ average_t + \beta_3 volatility_t + \beta_4 risk\ premium_t) \quad (1)$$

ここで、被説明変数は日銀がETF を買い入れた日を「1」、購入しなかった日を「0」とする2変数で、 $Pr(Y_t = 1)$ は第 t 日に日銀がETF を買い入れる確率を表す。また、 $\Phi(x)$ は標準正規分布の累積密度関数である。説明変数として用いるのは、①前日終値と比較した当日各時点のTOPIX 変化率 (*return*) に加えて、②午前の終値が過去の移動平均 (終値ベース) からどれだけ下方に乖離しているか (*deviation from moving average*)、③ボラティリティ指標 (*volatility*)、④リスクプレミアム指標 (*risk premium*) である。①と②は午前中のTOPIX が前日から大幅に下落すると、あるいは足元の移動平均から下方に大きく乖離すると、日銀がETF を買い入れている可能性を、③と④は株式市場のボラティリティやリスクプレミアムが高まる局面において、日銀がETF を購入している可能性を考慮している。黒田総裁 (当時) はコロナ危機発生から3ヵ月後の会見で、「株式市場でもひと頃の緊張が緩和し、リスクプレミアムが縮小しており、ETF の買入額は結果的には少なくなっています⁸⁾とする一方で、「ボラティリティ指標なども、かなり高止まりして元に戻っていません。こうしたもとは、ETF 買入れを当面積極的に行う方針を維持することが適当だと思っています」と述べた。ここから日銀はETF 買い入れにおいて、ボラティリティの動向を判断基準のひとつにしていると考えられそうである⁹⁾。

推定に使用するデータは次のとおりである。TOPIX の変化率には、前日終値から当日の午前10時まで、前日終値から午前10時30分まで、前日終値から午前11時まで、前日終値から午前の取引終了時刻まで、当日始値から午前終値までの変化率の5種類を用いる。TOPIX の移動平均には、短期 (1週間 = 5日移動平均)、中期 (1ヵ月 = 25日移動平均)、長期 (半年 = 100日移動平均) に、10日移動平均 (2週間) と75日移動平均 (四半期) を加えた5種類について調べる。TOPIX がこれらの移動平均からどれだけ下方に乖離しているかに注目するため、午前終値が移動平均から上方に乖離している場合は「0」とする非正制約を課す。

株式市場のボラティリティ¹⁰⁾ 指標には資産価格の日中の高頻度データから計算される実現ボラティリティ (Realized Volatility: *RV*) を用いる。具体的には、(2) 式のとおり第 t 日の日中に観察される n 個の株価リターン ($r_{t-1+1/n}, r_{t-1+2/n}, \dots, r_t$) を2乗して合計したもので、モデルに

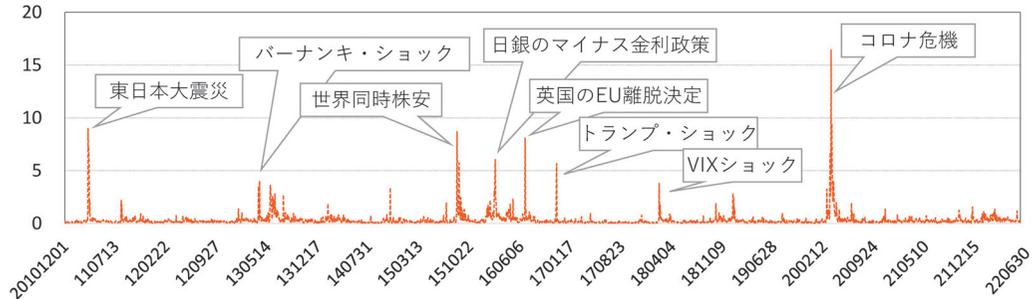
⁷ https://www.boj.or.jp/about/press/kaiken_2021/kk210322a.pdf

⁸ https://www.boj.or.jp/about/press/kaiken_2020/kk200617a.pdf

⁹ 安達・北村・平木 (2021) でも、ボラティリティ指標として株価指数オプションの取引動向から算出される「日経平均 VI (ボラティリティ・インデックス)」を状態変数に用いている。

¹⁰ 株式市場のボラティリティは一般に、株価が上昇した日の翌日より下落した日の翌日の方が上昇する傾向にあることが知られている。

図 4 TOPIX の午前の Realized Volatility



注 1) サンプル期間は 2010 年 12 月 1 日から 2022 年 6 月 30 日。

注 2) TOPIX の午前始値から午前終値までの実現ボラティリティ ($rv1am$) を表示している。

出所) 日経 NEEDS Tick Data (株価指数) より作成

依存しないボラティリティの推定量である (RV の考え方については補論を参照されたい)。

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

図 4 に 2010 年 12 月以降の TOPIX の午前の RV ($rv1am$) を示した。これを見ると、2011 年 3 月の東日本大震災や 2020 年 3 月のコロナ危機時のほか、米連邦準備理事会 (FRB) のバーナンキ元議長のいわゆる「テーパリング発言 (バーナンキ・ショック)」や英国の EU 残留・離脱を問う国民投票など海外発のニュースで日本の株式市場のボラティリティが高まっていた様子が確認できる。

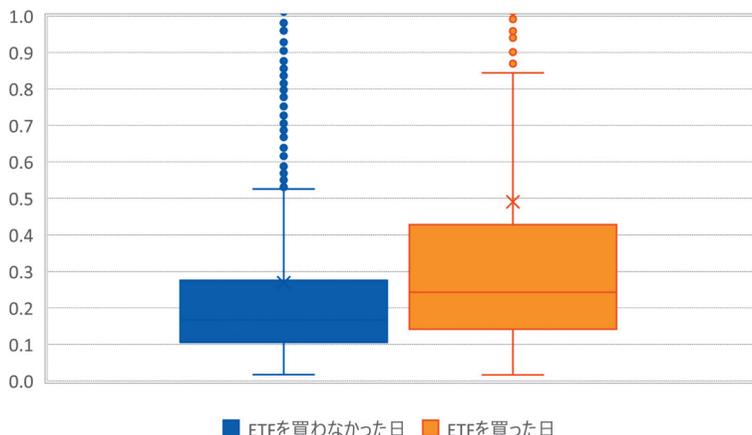
日銀が ETF を買い入れた日と買わなかった日の TOPIX の午前の RV ($rv1am$) を比べると、前者の方が高い水準にあるのが見て取れる (図 5)。黒田前総裁はコロナ禍にあった 2020 年 9 月に「ETF および J-REIT の積極的な買入れにより、企業等の資金繰り支援と金融市場の安定維持に努めていきます」¹¹⁾と述べている。日銀が株式市場安定化のために ETF を買い入れているとすれば、政策反応関数にボラティリティ指標を加える意味がある。

リスクプレミアム指標には、株式益利回り (= 12 カ月先予想 EPS / TOPIX 実績値) から 10 年物国債の流通利回りを引いた予想イールドスプレッド (前日または 5 日移動平均) を用いる。推計に使用するデータの概要と基本統計量は表 1 のとおりである。

日銀が午前何時頃に ETF の買入れを決定しているかを調べるために、以下では高頻度データを用いて TOPIX の変化率を複数用意する。全期間を対象としたプロビット・モデルのほか、サブサンプルとして推計期間を 2013 年 3 月までの QQE 以前 (包括的金融緩和時代)、2013 年 4 月の QQE 以降、(ETF の年間買入額を 1 兆円から 3 兆円に拡大した) 2014 年 10 月の追加緩和以降、(同 3.3 兆円から 6 兆円に増額した) 2016 年 7 月の金融緩和の強化以降に期間を区切った場合の結果を表 2 に示した。各説明変数が日銀の ETF 買入れ確率に及ぼす影響の大きさを比較するため、非線形のプロビット・モデルから得られた係数は限界効果に変換している。表 2 ①に示した TOPIX (午前) 変化率の限界効果はいずれも符号がマイナスかつ統計的に有意で、「午前中の株価が前日の終値を下回ると、日銀は ETF を買う傾向にある」という市場関係者の見方とも整合的である。また、限界効果は包括緩和時代よりも QQE 以降の方が大きい。ただし、限界効果は QQE 開始から時間を追うごとに小さくなっている (この点については次節で詳しく検証する)。各変数

¹¹ https://www.boj.or.jp/about/press/kaiken_2020/kk200918a.pdf

図 5 日銀が ETF を買い入れた日（午前）の RV は買わなかった日に比べて高い



- 注 1) サンプル期間は 2010 年 12 月 1 日から 2022 年 6 月 30 日。
 - 注 2) 日銀が ETF を買い入れた日（右）と買わなかった日（左）の、TOPIX の午前始値から午前終値までの実現ボラティリティ (rv1am) を表示している。
 - 注 3) 箱は第 1 四分位数から第 3 四分位数までを示している（箱の中の横線は中央値、「×」印は平均値）。箱の上下にある横線は外れ値を除いた最大値と最小値を表す（ただし、第三四分位数から四分位範囲の 1.5 倍を超えて上方に位置する値を外れ値とみなし除外している）。
- 出所) 日経 NEEDS Tick Data (株価指数) より作成

表 1 ① 政策反応関数分析（プロビット・モデル）に使用するデータ

Variables	変数	概要
▽被説明変数		
ope_dummy	オペダミー	日銀が ETF を買い入れた日を「1」、それ以外を「0」とするダミー変数
▽説明変数		
return_at1000	TOPIX の変化率	前日の終値から当日午前 10 時までの変化率 (%)
return_at1030	同上	前日の終値から当日午前 10 時 30 分までの変化率 (%)
return_at1100	同上	前日の終値から当日午前 11 時までの変化率 (%)
return_atam	同上	前日の終値から当日午前終値までの変化率 (%)
return_am	同上	※ 2011 年 11/21 より午前の取引時間が 30 分延長され、11 時 30 分までに始値から午前終値までの変化率 (%)
0.5%dummy	0.5%下落ダミー	午前終値が前日終値から 0.5%超下落した日 (return_atam < -0.5) を「1」、それ以外を「0」とするダミー変数
1.0%dummy	1.0%下落ダミー	同 1.0%超下落した日 (return_atam < -1.0) を「1」とするダミー変数
1.5%dummy	1.5%下落ダミー	同 1.5%超下落した日 (return_atam < -1.5) を「1」とするダミー変数
dev_5dma	移動平均からの乖離率	午前終値の 5 日移動平均 (終値ベース) からの乖離率 (%)
dev_10dma	同上	※移動平均値から上方に乖離している場合には「0」とする。以下、同じ
dev_25dma	同上	午前終値の 10 日移動平均 (終値ベース) からの乖離率 (%)
dev_75dma	同上	午前終値の 25 日移動平均 (終値ベース) からの乖離率 (%)
dev_100dma	同上	午前終値の 75 日移動平均 (終値ベース) からの乖離率 (%)
rv1am	ボラティリティ指標	TOPIX の 5 分間隔の価格データから算出した午前の実現ボラティリティ (RV)
rv2am	同上	rv1am に Hansen and Lunde(2005) の調整係数を乗じたもの (詳細は補論参照)
rv3am	同上	rv1am に前日夜間のリターンの 2 乗を加えたもの
prev_erp	リスクプレミアム指標	前日の TOPIX 予想イールドスプレッド (= 株式利益回り - 安全資産利子率, %)
prev5_erp	同上	ただし、株式利益回り (%) = 12 カ月先予想 EPS/TOPIX 実績値 TOPIX 予想イールドスプレッド (前日までの) 5 日移動平均 (%)

出所) 日経 NEEDS Tick Data (株価指数)、日本銀行「指数連動型上場投資信託受益権 (ETF) および不動産投資法人投資口 (J-REIT) の買入結果ならびに ETF の貸付結果」

②基本統計量（プロビット・モデル）

Variables	平均	標準偏差	最小値	最大値	観測数
ope_dummy	0.24	0.43	0	1	2,832
return_at1000	0.04	0.99	-7.51	6.65	2,832
return_at1030	0.04	1.01	-8.90	5.68	2,832
return_at1100	0.03	1.03	-8.89	5.89	2,832
return_atam	0.03	1.05	-7.20	5.97	2,832
return_am	-0.02	0.62	-5.25	3.90	2,832
dev_5dma	-0.58	1.14	-13.92	0	2,832
dev_10dma	-0.77	1.52	-15.55	0	2,832
dev_25dma	-1.12	2.20	-22.46	0	2,832
dev_75dma	-1.70	3.12	-26.40	0	2,832
dev_100dma	-1.86	3.27	-26.30	0	2,832
rv1am	0.32	0.67	0.02	16.45	2,832
rv2am	0.38	0.79	0.02	19.32	2,832
rv3am	0.87	1.26	0.02	20.92	2,832
prev_erp	6.65	0.92	4.50	9.02	2,832
prev5_erp	6.65	0.91	4.60	8.75	2,832

注 1) サンプル期間は 2010 年 12 月 1 日～2022 年 6 月 30 日。

注 2) 東京証券取引所のシステム障害により全銘柄の売買が終日停止となった 2020 年 10 月 1 日をサンプルから除外した。以下、同じ。

の下段に表示した McFadden の擬似決定係数 (Pseudo R2) を比較すると、5 種類の TOPIX 変化率のうち、前日の終値から当日の午前終値までの変化率 (*return_atam*) で最も高い。QQE 以降は前日終値から午前終値までの TOPIX 変化率が 1%ポイント下がると日銀が ETF を買い入れる確率が 31.7%高まることを示している。

表 2 ②に示した移動平均からの乖離率は、短期の 5 日移動平均から長期の 100 日移動平均までいずれも符号条件 (負) を満たし、統計的にも有意であるが、限界効果は短期の移動平均 (*dev_5dma*) が中長期の移動平均を上回っている。特に QQE 以降は日銀が買入額を大幅に引き上げ、買い入れの回数を増やしていたため、株価の長期トレンドよりも短期トレンドである 5 日移動平均から下方に乖離しているから日銀は ETF の購入を検討していた可能性がある。TOPIX 変化率と同様に、限界効果は QQE 以前 (包括緩和時代) よりも QQE 以降で大きく、特に金融緩和の強化以降で大きい。

表 2 ③に示したボラティリティ指標である午前の RV (*rv1am*, *rv2am*, *rv3am*) の推計値は符号条件 (正) を満たし、かつ統計的にも有意である。株式市場のボラティリティが高まると、日銀は ETF を買う傾向にあるとみられ、限界効果は時間を追うごとに大きくなっている (金融緩和の強化以降で最も大きい)。

表 2 ④のリスクプレミアム指標として用いた TOPIX のイールドスプレッドは、前日のイールドスプレッド (*prev_erp*) で見ても、5 日間の移動平均 (*prev5_erp*) で見ても、限界効果が正で統計的にも有意だったのは全期間のほか、サブサンプル期間の QQE 以前 (包括緩和時代) と金融緩和の強化以降に限られ、他のサブサンプル期間 (QQE 以降や追加緩和以降) では符号条件は満たしたものの有意でなかった。金融緩和の強化以降で有意だったのは、コロナ危機前後に株式市場で見られた混乱の影響を強く受けているためと考えられる。ETF 買い入れの目的について黒田前総裁は、就任直後はリスクプレミアムを「縮小する」ためとしていたが、後にリスクプレミアムに「働きかける」という表現に改めた。元日銀審議委員の木内登英氏は、「量的・質的金融緩和の下

表 2 ETF のオバダミーを被説明変数としたプロビット・モデルの推計結果 (単回帰係数)

変数名	全期間	QQE 以前	QQE 以降	追加緩和以降	金融緩和の強化以降
	2010 年 12/1~	2010 年 12/1~	2013 年 4/4~	2014 年 10/31~	2016 年 7/29~
	2022 年 6/30	2013 年 4/3	2022 年 6/30	2022 年 6/30	2022 年 6/30
return_at1000	-0.276*** (0.006) 0.393	-0.194*** (0.011) 0.673	-0.297*** (0.007) 0.385	-0.296*** (0.008) 0.374	-0.287*** (0.010) 0.35
return_at1030	-0.279*** (0.006) 0.417	-0.195*** (0.010) 0.735	-0.303*** (0.007) 0.412	-0.297*** (0.008) 0.391	-0.283*** (0.010) 0.355
return_at1100	-0.289*** (0.006) 0.460	-0.204*** (0.010) 0.785	-0.316*** (0.007) 0.459	-0.309*** (0.008) 0.43	-0.291*** (0.010) 0.386
return_atam	-0.290*** (0.006) 0.479	-0.219*** (0.013) 0.807	-0.317*** (0.007) 0.479	-0.308*** (0.008) 0.444	-0.291*** (0.010) 0.395
return_am	-0.292*** (0.013) 0.145	-0.219*** (0.027) 0.199	-0.309*** (0.015) 0.146	-0.298*** (0.016) 0.138	-0.269*** (0.020) 0.108
②移動平均からの乖離率					
変数名	全期間	QQE 以前	QQE 以降	追加緩和以降	金融緩和の強化以降
	2010 年 12/1~	2010 年 12/1~	2013 年 4/4~	2014 年 10/31~	2016 年 7/29~
	2022 年 6/30	2013 年 4/3	2022 年 6/30	2022 年 6/30	2022 年 6/30
dev_5dma	-0.140*** (0.006) 0.144	-0.088*** (0.010) 0.208	-0.154*** (0.007) 0.145	-0.152*** (0.008) 0.139	-0.156*** (0.009) 0.147
dev_10dma	-0.080*** (0.005) 0.085	-0.051*** (0.007) 0.131	-0.087*** (0.005) 0.084	-0.087*** (0.006) 0.081	-0.091*** (0.007) 0.090
dev_25dma	-0.039*** (0.003) 0.043	-0.030*** (0.004) 0.096	-0.043*** (0.004) 0.042	-0.042*** (0.004) 0.041	-0.044*** (0.005) 0.045
dev_75dma	-0.019*** (0.002) 0.019	-0.020*** (0.003) 0.074	-0.021*** (0.003) 0.020	-0.020*** (0.003) 0.021	-0.025*** (0.003) 0.031
dev_100dma	-0.015*** (0.002) 0.014	-0.019*** (0.004) 0.062	-0.018*** (0.003) 0.016	-0.018*** (0.003) 0.018	-0.022*** (0.003) 0.027

でのETFなどのリスク資産買い入れは、包括緩和から切れ目なく引き継がれたものではあるものの、その狙いや考え方には、実は大きな違いがあった」(木内, 2022)と述べており、本節での分析結果からもこうした点が裏付けられる。

次に、表2に示した各変数のうち、説明力の高かった *return_atam* (前日終値から当日午前終

③ボラティリティ

	全期間	QQE 以前	QQE 以降	追加緩和以降	金融緩和の強化以降
変数名	2010年12/1～ 2022年6/30	2010年12/1～ 2013年4/3	2013年4/4～ 2022年6/30	2014年10/31～ 2022年6/30	2016年7/29～ 2022年6/30
rv1am	0.090*** (0.013) 0.017	0.065*** (0.020) 0.032	0.088*** (0.015) 0.014	0.078*** (0.016) 0.012	0.097*** (0.022) 0.015
rv2am	0.077*** (0.011) 0.017	0.056*** (0.017) 0.032	0.075*** (0.013) 0.014	0.066*** (0.014) 0.012	0.083*** (0.019) 0.015
rv3am	0.065*** (0.006) 0.036	0.070*** (0.010) 0.144	0.060*** (0.007) 0.026	0.057*** (0.008) 0.024	0.074*** (0.010) 0.034

④リスクプレミアム

変数名	全期間	QQE 以前	QQE 以降	追加緩和以降	金融緩和の強化以降
prev_erp	0.024*** (0.009) 0.002	0.024* (0.014) 0.007	0.008 (0.011) 0.000	0.012 (0.011) 0.001	0.023** (0.012) 0.002
prev5_erp	0.027*** (0.009) 0.003	0.027* (0.015) 0.008	0.011 (0.011) 0.000	0.015 (0.011) 0.001	0.025** (0.012) 0.003
観測数	全期間	QQE 以前	QQE 以降	追加緩和以降	金融緩和の強化以降
Observations	2,832	575	2,257	1,869	1,444

注 1) 全期間は 2010 年 12 月 1 日～22 年 6 月 30 日、「QQE 以前」は白川総裁（当時）の下で包括的金融緩和政策を実施していた 2010 年 12 月 1 日～13 年 4 月 3 日、「QQE 以降」は 2013 年 4 月 4 日～22 年 6 月 30 日、「追加緩和以降」は 2014 年 10 月 31 日～22 年 6 月 30 日、「金融緩和の強化以降」は 2016 年 7 月 29 日～22 年 6 月 30 日。以下、サブサンプル期間の定義は同じ。

注 2) 上段は限界効果、中段のカッコ内の値は標準誤差、下段は McFadden の擬似決定係数 (Pseudo R2)。

注 3) 「***」は 1%、「**」は 5%、「*」は 10%水準でそれぞれ有意であることを示している。以下、同じ。

値までの TOPIX 変化率) と dev_5dma (非正制約を課した 5 日移動平均からの乖離率) に、ボラティリティ指標の $rv1am$ (午前の実現ボラティリティ) とリスクプレミアム指標の $prev5_erp$ (前日までのイールドスプレッドの 5 日移動平均) を右辺に加えたプロビット・モデルを推定する。なお、 $return_atam$ については、TOPIX 午前リターンのマイナス幅 (下落率) が大きくなるほど日銀の買い入れ確率が高まるという非線形の関係をとらえるため、午前リターンと 0.5% ダミーの交差項 ($return_atam * 0.5\% dummy$) を加える。また、0.5% ダミーのほかに、1.0% ダミーと 1.5% ダミーでも交差項の影響を見る。推計結果を表 3 に示した。係数は限界効果に変換している。 $return_atam$ の係数はいずれもマイナスで符号条件を満たしており、かつ統計的にも有意である。次に非線形の関係を表す ($return_atam$ と TOPIX 下落ダミーの) 交差項は 0.5% 下落ダミー、1.0% 下落ダミー、1.5% 下落ダミーのすべてにおいてプラスで有意となった。また、この結果はすべてのサブサンプル期間においても支持された。午前中の TOPIX が下がると日銀の ETF 買い入れ確率が高まるという $return_atam$ の線形の関係を交差項が一部、弛めていると考えられる。特に QQE の期間中、交差項の係数は 1.0% 下落ダミーの場合で最も大きくなっている。付表 4 に示した日銀の ETF 買い入れ実績¹²⁾からも、QQE 導入から 2021 年 3 月の「点検」までの期

¹²⁾ ETF の買い入れ開始当初 (包括的金融緩和政策の時代) は、TOPIX の午前終値が前日終値から 1.7% 以上下落すると、

表3 ①オバダミーを被説明変数とした非線形プロビット・モデルの推計結果

	全期間			QQE 以降			追加緩和以降			金融緩和の強化以降		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
return_atam	-0.364*** (0.025)	-0.326*** (0.013)	-0.324*** (0.010)	-0.395*** (0.026)	-0.410*** (0.014)	-0.371*** (0.011)	-0.392*** (0.029)	-0.409*** (0.016)	-0.370*** (0.013)	-1.840*** (0.188)	-2.261*** (0.153)	-2.062*** (0.129)
return_atam*0.5%dummy	0.0995*** (0.027)			0.122*** (0.030)			0.127*** (0.033)			0.487** (0.196)		
return_atam*1.0%dummy		0.0851*** (0.017)			0.211*** (0.020)			0.215*** (0.022)			1.221*** (0.155)	
return_atam*1.5%dummy			0.135*** (0.016)			0.208*** (0.018)			0.206*** (0.020)			1.217*** (0.141)
dev_5dma	-0.0160** (0.007)	-0.0162** (0.007)	-0.0164** (0.007)	-0.0287*** (0.009)	-0.0340*** (0.008)	-0.0311*** (0.008)	-0.0253** (0.010)	-0.0314*** (0.009)	-0.0265** (0.009)	-0.152** (0.063)	-0.211*** (0.063)	-0.186*** (0.062)
rv1am	0.0252* (0.015)	0.022 (0.014)	0.0237* (0.014)	0.0168 (0.016)	0.0163 (0.015)	0.0157 (0.015)	0.0183 (0.018)	0.0181 (0.017)	0.0199 (0.017)	0.0848 (0.115)	0.106 (0.115)	0.13 (0.116)
prev5_erp	0.00304 (0.007)	0.00319 (0.006)	0.00329 (0.006)	-0.0105 (0.008)	-0.0103 (0.007)	-0.0112 (0.007)	-0.007 (0.008)	-0.00674 (0.008)	-0.00835 (0.008)	0.0158 (0.050)	0.0251 (0.052)	0.0207 (0.052)
定数項	-1.442*** (0.272)	-1.493*** (0.273)	-1.541*** (0.277)	-0.736** (0.304)	-0.876*** (0.314)	-0.808** (0.315)	-0.847*** (0.315)	-0.997*** (0.326)	-0.906*** (0.326)	-1.269*** (0.345)	-1.498*** (0.359)	-1.455*** (0.360)
決定係数	0.486	0.489	0.501	0.490	0.523	0.525	0.455	0.488	0.489	0.404	0.441	0.445
観測数	2,832	2,832	2,832	2,257	2,257	2,257	1,869	1,869	1,869	1,444	1,444	1,444

注 1) サンプル期間は 2010 年 12 月 1 日～2022 年 6 月 30 日。

注 2) 上段は係数、下段のカッコ内の値は標準誤差。係数は限界効果に変換している。

注 3) 決定係数は McFadden の擬似決定係数 (Pseudo R2)。

②非線形性を考慮したプロビット・モデルの推計結果 (前日午後のRVを用いた場合)

	全期間			QQE 以降			追加緩和以降			金融緩和の強化以降		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
交差項を含む重回帰												
return_atam	-0.366*** (0.025)	-0.327*** (0.013)	-0.325*** (0.010)	-0.400*** (0.026)	-0.414*** (0.014)	-0.374*** (0.011)	-0.397*** (0.029)	-0.414*** (0.016)	-0.374*** (0.013)	-0.347*** (0.032)	-0.400*** (0.020)	-0.360*** (0.016)
return_atam*0.5%dummy	0.0996*** (0.027)			0.123*** (0.030)			0.128*** (0.033)			0.0912** (0.036)		
return_atam*1.0%dummy		0.0844*** (0.017)			0.212*** (0.020)			0.215*** (0.022)			0.213*** (0.025)	
return_atam*1.5%dummy			0.134*** (0.016)			0.208*** (0.018)			0.206*** (0.020)			0.208*** (0.023)
dev_5dma	-0.0160** (0.007)	-0.0162** (0.007)	-0.0166** (0.007)	-0.0260*** (0.008)	-0.0316*** (0.008)	-0.0287*** (0.008)	-0.0222** (0.009)	-0.0286*** (0.009)	-0.0240*** (0.009)	-0.0244** (0.011)	-0.0338*** (0.010)	-0.0302*** (0.010)
prev_rv1pm	0.0278** (0.011)	0.0247** (0.011)	0.0246** (0.011)	0.0287** (0.012)	0.0274** (0.011)	0.0260** (0.011)	0.0311** (0.013)	0.0299** (0.012)	0.0295** (0.012)	0.0284** (0.014)	0.0278** (0.013)	0.0267** (0.013)
prev5_erp	0.00289 (0.007)	0.00306 (0.006)	0.00325 (0.006)	-0.0108 (0.008)	-0.0105 (0.007)	-0.0114 (0.007)	-0.00731 (0.008)	-0.00698 (0.008)	-0.00855 (0.008)	0.00277 (0.009)	0.0043 (0.009)	0.00352 (0.009)
定数項	-1.435*** (0.273)	-1.486*** (0.274)	-1.535*** (0.277)	-0.733** (0.304)	-0.877*** (0.315)	-0.806** (0.316)	-0.841*** (0.316)	-0.996*** (0.327)	-0.902*** (0.327)	-1.268*** (0.346)	-1.502*** (0.360)	-1.451*** (0.360)
決定係数 (Pseudo R2)	0.487	0.490	0.502	0.492	0.525	0.527	0.456	0.490	0.491	0.405	0.443	0.447
観測数	2,831	2,831	2,831	2,257	2,257	2,257	1,869	1,869	1,869	1,444	1,444	1,444

注 1) サンプル期間は 2010 年 12 月 1 日～2022 年 6 月 30 日。

注 2) 上段は係数、下段のカッコ内の値は標準誤差。係数は限界効果に変換している。

注 3) 決定係数は McFadden の擬似決定係数 (Pseudo R2)。

間、午前のリターン (*return_atam*) が 1%前後のところでは日銀がETFの買い入れを決めていた可能性が考えられる。したがって、TOPIXが1%を超えてさらに下落しても、日銀の買い入れ確率に与える影響は大きくは変わらなかったとみられる。

dev_5dma の係数はいずれもマイナスで符号条件を満たし、統計的にも有意である。また、限界効果は特に金融緩和の強化以降で急に大きくなっている。この期間に、世界の株価が急落したコロナ危機¹³⁾が含まれているためと考えられる。*rv1am* は符号条件 (正) を満たしているが、統計的

日銀はETFの買い入れに動いていた。その後、量的・質的金融緩和政策 (QQE) の下で年間買入れ額のみが段階的に引き上げられると、前日からの株価下落率が0.8%を超えると日銀はETFの買い入れに動いたようである。

¹³⁾ コロナ危機が年度末と重なり、日銀は2020年3月にETFの買い入れ上限を年間12兆円に引き上げるとともに、QQEの初年度の年間買入れ実績 (2013年度の1.3兆円) を上回る1.5兆円ものETFをわずかにひと月で買入れた。

に有意な結果は得られなかった。さらに、*prev5_erp*については符号条件（正）を満たしていない期間がある上に、どの推計期間においても有意とならなかった。また、*prev_erp*で見ても結果は変わらなかった。

追加の分析として、*rv1am*を前日午後のRV (*prev_rv1pm*)に置き換えて推計したところ、すべての期間で符号条件（正）を満たした上に、統計的にも有意となった（表3②）。また、*dev_5dma*を午前10時30分時点のTOPIX5日移動平均（終値ベース）からの乖離率（*dev_5dma_at1030*）に置き換えて推計したところ、概ね同様の結果が得られた（紙幅の関係で掲載は省略する）。他方、*prev5_erp*についてはここでも有意な結果は得られなかった。

本節での分析の結果、日銀が2010年12月に開始したETF買い入れの政策反応関数には、午前のTOPIX変化率（*return_atam*）に加えて、午前終値の5日移動平均（終値ベース）からの乖離率（*dev_5dma*）と、前日午後の株式市場の実現ボラティリティ（*rv1am*）が含まれている可能性が確認できた。他方、前日または前日までの移動平均で見たTOPIX全体のイールドスプレッドは、日銀のETF買い入れの判断に影響していない可能性がある。

4. 質的緩和政策の効果——時系列モデルによる検証

4.1 日銀のETF買い入れが午後の株価リターンに及ぼした影響

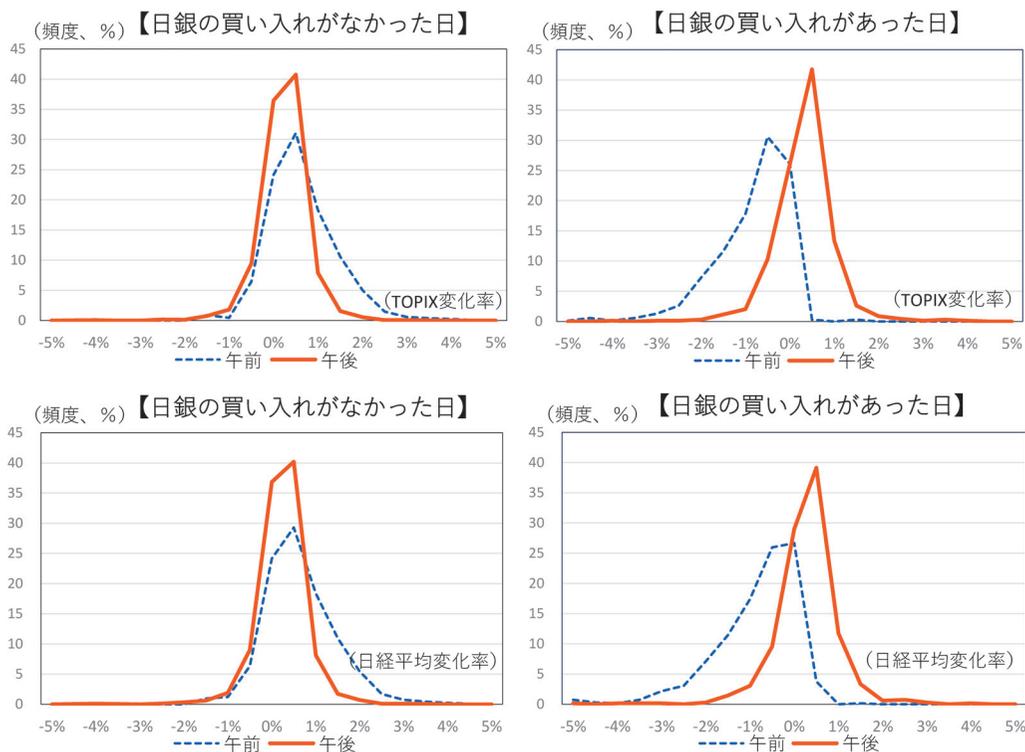
前節で見たとおり、日銀は午前中のTOPIXの値動きをはじめ、複数の指標を見てETFの購入を決定し、午後に買い入れていると考えられるため、株価やボラティリティの午後の変化をすることで日銀のETF買い入れの効果を測ることができそうである。図6上の折れ線グラフでは日銀がETFの買い入れを開始した2010年12月15日から2022年6月末までを対象に、ETFを「買わなかった」日のTOPIX（上段）と日経平均（下段）の午前・午後の変化率と、「買い入れた」日の変化率を比較している。日銀はこの間に合計690回、QQE導入以降で見ると計620回、ETFを買い入れた。

図6では青い点線が午前（前日終値から当日の午前終値まで）の変化率、赤い実線が午後（午前終値から午後終値まで）の変化率を示している。Y軸の頻度（折れ線の高さ）はサンプル期間中に日銀がETFを買わなかった、もしくは買い入れた日の合計日数を100とした場合の割合を表している。左右の図表を比較すると、日銀の買い入れがなかった日は、2本の折れ線グラフの山（午前と午後の株価変化率の分布）がほぼ重なるが、日銀がETFを買い入れた日は午前の株価変化率の分布（青い点線）に比べて、午後の株価変化率の分布（赤い実線）が右方向にシフトしている状況が確認できる。TOPIXの午前変化率の標本と午後変化率の標本の母分散が等しいとは限らないと仮定した場合のウェルチの t 検定の結果を図表9の下に示した。帰無仮説は1%有意水準で棄却され、日銀のETF買い入れは午後の株価（TOPIXと日経平均の変化率）に影響を及ぼしていた可能性が見て取れる。

4.2 ETFの買い入れ増額と購入割合の見直しで何が起きたか

日銀のETF買い入れが午後の株価変化率（株価リターン）を押し上げる効果は、買い入れ額（年間増加額）の引き上げによってどのように変化してきたのか。日銀の保有残高が増えるにつれて、同じ規模の買い入れの影響の度合いが変わる可能性も考慮しつつ、以下（3）式と（4）式のモデルを推定する。ここでは第3節の分析結果を踏襲するが、日銀によるETF買い入れと午後の株価の関係について、日銀が買ったから株価が上がったのか、午前中に株価が大きく下げたから午後に戻ったのかがわかりにくい。また、日銀のETF買い入れとは関係なく、一般的に、午前中に株価が

図 6 日銀が ETF を買った日は午後には株価が上昇（上段が TOPIX, 下段が日経平均）
 (2010 年 12 月 1 日～22 年 6 月 30 日)



ウェルチの t 検定 **【TOPIX】**

	買い入れがなかった日の 午前と午後の TOPIX変化率の差	買い入れがあった日の 午前と午後の TOPIX変化率の差
平均	-0.40	1.14
分散	0.81	1.22
観測数	2,141	690
t 値	-33.34 ***	

【日経平均】

	買い入れがなかった日の 午前と午後の 日経平均変化率の差	買い入れがあった日の 午前と午後の 日経平均変化率の差
平均	-0.42	1.11
分散	1.00	1.45
観測数	2,141	690
t 値	-30.22 ***	

注 1) 頻度 (%) は日銀が ETF を買わなかった日数 (または買い入れた日数) を 100 としたときの割合。
 注 2) 「午前」は前日終値から当日午前終値までの TOPIX または日経平均の変化率。「午後」は午前の終値から午後の終値までの変化率。
 注 3) 紙幅の関係で X 軸の目盛りをマイナス 5% からプラス 5% までとしている。
 出所) 日経 NEEDS Tick Data (株価指数) より作成

大きく下げると、午後は反発するような傾向が存在する可能性も考慮する必要がある。これらの点に対処するため、(3) 式のモデルでは被説明変数に午後の株価リターン $return_t^{pm}$, (4) 式では午後のボラティリティ $volatility_t^{pm}$ とし、それぞれコントロール変数に午前の株価リターンと午前のボラティリティを加える¹⁴⁾。

$$return_t^{pm} = \beta_0 + \beta_1 boj_t + \sum_j \beta_{2j} D_j boj_t + \gamma X_t + \varepsilon_t \tag{3}$$

$$volatility_t^{pm} = \theta_0 + \theta_1 boj_t + \sum_j \theta_{2j} D_j boj_t + \varphi X_t + \varepsilon_t \tag{4}$$

¹⁴ Harada and Okimoto (2019) や Adachi, Kitamura and Hiraki (2021) でも内生性の問題に対処するために、午前から午後の株価リターンの変化幅をとらえている。

はじめに (3) 式のモデルで被説明変数としている $return_t^{pm}$ は第 t 日午後の株価リターン、(4) 式のモデルの被説明変数 $volatility_t^{pm}$ は第 t 日午後のボラティリティである。両モデルに共通するのは、株価の午後リターン ($return_t^{pm}$) や午後のボラティリティ指標 ($volatility_t^{pm}$) を、浮動株時価総額¹⁵⁾ 対比で見た日銀の ETF 買入総額 ($bojt_mc$) に回帰する点である。日銀の ETF 買入額を時価総額対比でとらえるのは、株価が上がると同じ金額で購入できる ETF の数量が減ってしまい、買い入れの効果が弱まっているように見えるためである¹⁶⁾。 X_t はコントロール変数、 ε_t は誤差項である。TOPIX 連動 ETF の買い入れ額は TOPIX 浮動株時価総額対比、日経平均連動 ETF の買い入れ額は日経平均構成銘柄の浮動株時価総額対比とし、それぞれの株価指数の午後リターンやボラティリティに及ぼす影響についても見る。

日銀の ETF 買入額 (年間増加額) の引き上げ時期に合わせて作成したダミー変数 (*amount dummy*¹⁷⁾) は、 D_1 が包括的金融緩和時代、 D_2 が QQE 開始から 2014 年 10 月の追加緩和まで、 D_3 が追加緩和から 2016 年 7 月の金融緩和の強化まで、 D_4 が金融緩和の強化から 2020 年 3 月のコロナ緩和まで、 D_5 がコロナ緩和から 2021 年 3 月の「点検」まで、 D_6 が「点検」から足元までの期間を表している (付表 2)。これに対し、*share_dummy* は日銀の ETF 買い入れシェアの見直し時期をとらえている (付表 3)。2010 年 12 月の買い入れ開始当初は日経平均株価に連動する ETF の買入額が TOPIX 連動の ETF を上回っていたが、その後数度にわたる見直しの末、2021 年 4 月には TOPIX 連動 ETF に一本化された。同年 3 月 30 日を最後に、日銀は日経平均連動の ETF を買っていない。

次にそれぞれのモデルについて見ていく。(3) 式のモデルではコントロール変数に午前中の株価リターン (前日の終値から当日午前終値までの変化率、*return_atam*) のほかに、第 3 節の政策反応関数分析で用いた当日午前の $RV1$ (*rv1am*)、午前終値の 5 日移動平均からの乖離率 (*dev_5dma*)、ドル円レートの前日比変化率 (前日の午後 5 時から当日の午前 9 時までの変化率、*return_jpy*) を用いる。

(4) 式のモデルでは被説明変数のボラティリティ指標に当日午後の RV (*rv1pm*, *rv2pm*, *rv3pm*) を使用する (RV の考え方については補論を参照されたい)。先行研究の安達・北村・平木 (2021) では、Martin (2017) の手法に従い日経平均オプション価格に含まれる株式リスクプレミアム (Equity Risk Premium; *ERP*) を計測し、午前と午後の *ERP* の変化幅を被説明変数として日銀の ETF 買い入れの効果を見ている¹⁸⁾。これに対し、本論 (4) 式のモデルでは、被説明変数に午後のボラティリティ (午前から午後にかけての変化幅ではなく午後の水準) を用いる。また、コントロール変数には当日午前の $RV1$ (*rv1am*) のほかに、前日終値から当日午前終値までの株価リターン (*return_atam*) と 5 日移動平均からの乖離率 *dev_5dma*、為替レートの変化率 *return_jpy* を用いる。また、午前終値で計算した *dev_5dma* に代わり、午前 9 時の株価 (始値) や午前 10 時 30 分の株価で計算した乖離率 (*dev_5dma_at9000* や *dev_5dma_at1030*) を使用する。

¹⁵⁾ もっとも、本論で用いる Bloomberg の浮動株時価総額は、日銀が ETF を通じて間接的に保有している株式を浮動株とみなしているため、(日銀保有分を浮動株とみなしていないと考えられている) JPX の浮動株時価総額で見た場合とは結果が異なる可能性がある点には留意が必要である。

¹⁶⁾ この点に関し、慶應義塾大学経済学部教授の上響氏から大変有益なコメントを頂戴した。ここに感謝を申し上げたい。

¹⁷⁾ 日銀は 2013 年 4 月以降、ETF の買い入れを量的緩和 (Quantitative Easing) ではなく、質的緩和 (Qualitative Easing) と位置付けているため、ここでのダミー変数は「quantity dummy」ではなく、「amount dummy」(買入額ダミー) という名称にした。

¹⁸⁾ 安達・北村・平木 (2021) では日経平均オプションの価格データから SVIX (simple VIX) を求めるとともに、取引されていない権利行使価格とオプション価格を補間および補外し、そこから先行き 30 日間の株式リスクプレミアム (Equity Risk Premium) を推計している。

(3) 式と (4) 式のモデルで注目するのは boj_t のパラメータ β_1, θ_1 と交差項のパラメータ β_{2j}, θ_{2j} である。日銀はこれまで、金融緩和強化の一環として ETF の年間増加額を段階的に引き上げてきた (付表 2)。これと並行して、株式市場における特定銘柄の価格形成への影響を緩和する狙いから、構成銘柄が最も多い TOPIX 連動 ETF の買い入れ割合を高め、2021 年 4 月以降は購入対象を TOPIX 連動型の ETF に限定している (付表 3)。ダミー変数 (amount dummy または share dummy) と、浮動株時価総額対比で見た boj_t の交差項である係数ダミーのパラメータ β_{2j} や θ_{2j} がトータルでプラスであれば、日銀による年間増加額の引き上げや購入割合の見直し (TOPIX へのシフト) に伴い、株価の押し上げ効果やボラティリティの下押し効果は強まっていたと考えることができそうである。

2010 年 12 月の購入開始以来、日銀は一度も ETF を売却したことがなく、図 1 で見たように簿価ベースの残高は一貫して増加を続けている。このため β_{2j} や θ_{2j} が時間とともに大きくなる (または小さくなる) ような傾向が確認できれば、浮動株時価総額対比で見て同じ規模の買い入れでも日銀の保有額が増えるにつれて株価やボラティリティに及ぼす影響が大きくなる (または小さくなる) 効果をとらえていると解釈することもできる¹⁹⁾。

さらに、ETF の買入総額 (boj_t) に代わり、TOPIX に連動する ETF の買入額 (boj_tpx_t) や日経平均に連動する ETF の買入額 (boj_nky_t) も説明変数として用いる。これらは①日銀が毎営業日公表している ETF の買入額の合計 (boj_t) と、②金融政策決定会合の公表文に示される ETF の年間増加額 (付表 2)、③日銀が過去に公表した ETF の買い入れ方針 (付表 3) から、(5) 式のとおり試算する。

$$boj_tpx_t = \omega_t^{boj_tpx} boj_t, \quad boj_nky_t = \omega_t^{boj_nky} boj_t \quad (5)$$

ここで $\omega_t^{boj_tpx}$ と $\omega_t^{boj_nky}$ は、日銀が買い入れ方針の中で示してきた、ETF の買入総額に占める TOPIX 連動 ETF と日経平均連動 ETF のウエートである。また、2020 年 5 月 1 日からは、日銀が銘柄ごとの市中流通残高 (ETF の各銘柄の純資産総額から日銀保有分を除いた額) に概ね比例するように買い入れる方針に改めたため、買い入れの対象となっている ETF の全銘柄について毎営業日、市中流通残高を算出し、各指数に連動する ETF の買入額を求める²⁰⁾。さらに、2021

¹⁹⁾ もっとも、発行残高の 5 割超を日銀が保有している長期国債と異なり、株式については日銀の (間接的な) 保有割合は東証株式時価総額の 1 割に満たない。

²⁰⁾ 具体的には、以下のとおり算出した。

1. 〈本則枠〉日銀の過去の ETF 買い入れ方針に基づき、市中流通残高ベースの ETF 買い入れに切り替わる前営業日 (2020 年 4 月 30 日) の日銀保有額を割り出す。対象は TOPIX、日経平均、JPX 日経 400 の 3 指数に連動する ETF の全銘柄
2. 〈特別枠〉日銀が買い入れ対象としている設備人材 ETF の全銘柄から、2020 年 4 月 30 日までに日銀の保有上限である「時価総額の 2 分の 1」(純資産総額の 50%) に達していた銘柄を割り出す
3. 保有上限を超える部分は JPX 日経 400 連動 ETF の買い入れに充てられるため、日銀が 4 月 30 日までに代替購入した JPX 日経 400 連動 ETF を銘柄ごとに求める。代替購入分については、JPX 日経 400 連動 ETF の純資産総額比で各銘柄に案分する
4. 過去に本則枠で買い入れた JPX 日経 400 連動 ETF に、特別枠の代替購入分 (上記 3.) を加えた額が JPX 日経 400 連動 ETF の日銀保有総額 (簿価ベース) となる
5. 日銀が本則枠で買い入れた ETF の全銘柄について、4 月 30 日時点の純資産総額から時価ベースの日銀保有額を差し引いて市中流通残高を銘柄ごとに割り出す。これを市中流通残高の初期値とする
6. 5 月 1 日以降も日銀の購入額は、①本則枠の 75% が TOPIX 連動の ETF に、残りの 25% が 3 指数 (TOPIX、日経平均、JPX 日経 400) に連動する ETF に割り当てられ、②特別枠の設備人材 ETF の保有上限を超える部分は JPX 日経 400 連動 ETF の購入に充てられたため、この方針に基づき銘柄ごとの買い入れ額を求める
7. 買い入れ対象 ETF の銘柄ごとに、 $t-1$ 日の市中流通残高に基づいて t 日の買い入れ額が決まり、これを当該銘柄の t

年4月1日以降、日銀は買い入れの対象を TOPIX 連動 ETF に一本化し、買い入れ対象 ETF の銘柄ごとの市中流通残高に概ね比例するよう買い入れているため、これも反映した。こうして求めた日銀の各指数連動 ETF の買い入れ額は付図のとおりである。日経平均株価を TOPIX で割ったいわゆる「NT 倍率」は、日銀が TOPIX 連動 ETF に一本化した後、日経平均の割高感が薄れているように見える。

本節での分析に使用するデータの概要を表4に示した。期待される係数の符号は、午後の株価リターン ($return_pm$) が正、午後の RV ($rv1pm, rv2pm, rv3pm$) はいずれも負である。また、当日から翌日までのイールドスプレッドの変化幅 (l_derp)、日経平均ボラティリティ・インデックスの変化率 ($nkyvi_return$)、大阪大学の数理・データ科学教育研究センターが作成・公開している Volatility Index Japan (VXJ) の変化幅 ($dvxj$) の係数はすべて負であることが期待される。

日銀が ETF を買い入れた日の午後の株価リターンにどのような変化があったのかを推計した結果を表5に示した。日銀の ETF 買い入れ総額 (boj)、すなわち TOPIX、日経平均、JPX 日経400 の3指数に連動する ETF の購入額合計 (ただし設備人材 ETF は除く²¹⁾) が当日午後始値から終値までの TOPIX 午後リターンに及ぼす影響を見ている。表の左側では boj と買入額ダミーとの交差項を、表の右側では boj とシェアダミーとの交差項の影響について見ている。TOPIX 連動 ETF の買い入れ額 (boj_tpx) に限定し日銀買い入れの影響について見ている。

はじめに全期間の推計結果 (表5①) を見ると、浮動株時価総額対比で示した boj_mc のパラメータは期待された符号条件 (正) を満たし、統計的にも1%もしくは5%水準で有意である。日銀の買い入れは当日午後始値から翌日終値までのリターンを被説明変数とした4列目や、翌々日終値までのリターンを被説明変数とした5列目においても、リターンを押し上げる方向に働いていることが確認できる。また、係数ダミー (買入額およびシェアダミーとの交差項) を用いた3列目と6列目では、年間買入額の上限をそれまでの2倍の12兆円に引き上げたコロナ緩和から「点検」までの期間において、係数ダミーがマイナスで有意となっている。特にQQE以降のTOPIX連動ETFの買い入れの影響について見た表5②の推計式(5)で顕著である。この間、日銀はETF買い入れにおけるTOPIX連動ETFの割合を75%まで高めており、コロナ禍での買い入れ増額とTOPIXシフトという買い入れシェアの見直しは、株価(TOPIXの午後リターン)に及ぼす影響の度合いを変えていた可能性がある。同様のことは、サブサンプル(QQE以降や金融緩和の強化以降)の結果からも伺える。これは、株価上昇に伴い、同じ額で購入できる株式数が減少していた点とも関係があると考えられる。

次に、サブサンプルとして金融緩和の強化以降について調べた推計結果 (表5③) を見ると、買入額ダミーとの交差項もシェアダミーとの交差項も、期間(5)で大きな値が確認された。一日当たりの買い入れ額が増えた結果、証券会社などの指定参加者が現物株を手当し、指数バスケットを準備するまでに時間がかかるようになっていたことが背景にあるのかも知れない。以上から、全期

日の純資産総額から差し引くことで、 t 日の市中流通残高が決まる

なお、日銀は2021年4月1日以降、買い入れの対象を TOPIX 連動 ETF に一本化し、銘柄ごとの市中流通残高に概ね比例するよう買い入れた (本則枠だけではなく、特別枠の設備人材 ETF についても市中流通残高方式での買い入れとなった)。さらに、2022年12月1日には「原則として信託報酬率が最も低い銘柄」を買い入れる方針に改めた。複数の銘柄が同率で最も低い信託報酬率となった場合には、これらの銘柄の市中流通残高に概ね比例するよう按分して買い入れている。

また、設備人材 ETF はもともと純資産総額が小さかったため、日銀が2021年3月末までに特別枠で買い入れたETFの9割近くがJPX日経400連動ETF (代替購入分) だった点にも留意が必要である。

²¹ 脚注21で詳述した、ETF買い入れの特別枠で (買い入れ上限に達した設備人材ETFの代わりに) 代替購入したJPX日経400連動ETFを含んでいる。

表 4 ①時系列分析に使用するデータ

Variables	概要
▽被説明変数：時系列分析【①午前→午後】	
return_pm	TOPIX の午後リターン (午後始値から終値までの変化率, %)
return_nextpm	TOPIX の午後始値から翌日終値までの変化率 (%)
return_next2pm	TOPIX の午後始値から翌々日終値までの変化率 (%)
rv1pm	昼休みの取引を考慮しない午後の Realized Volatility
rv2pm	rv1pm に Hansen and Lunde (2005) の調整係数を乗じたもの
rv3pm	rv1pm に昼休みのリターンの 2 乗を加えたもの
▽被説明変数：時系列分析【②当日→翌日】	
l_derp	TOPIX イールドスプレッドの変化幅 (当日から翌日, %ポイント)
l_nkyvi_return	日経平均 VI (ボラティリティ・インデックス) の変化率 (当日から翌日, %)
l_dvxj	Volatility Index Japan (VXJ) の変化幅 (当日から翌日, ポイント)
▽説明変数	
boj	日銀の ETF 買入額 (億円, 日次ベース, 設備人材 ETF を除く)
boj_tpx	日銀の TOPIX 連動型 ETF の買入額 (億円, 日次ベース)
boj_nky	日銀の日経平均連動型 ETF の買入額 (億円, 日次ベース)
boj_mc	日銀の ETF 買入額 (前日の TOPIX 浮動株時価総額対比, %)
bojtpx_mc	日銀の TOPIX 連動型 ETF の買入額 (前日の TOPIX 浮動株時価総額対比, %)
bojnky_mcnky	日銀の日経平均連動型 ETF の買入額 (前日の日経平均構成銘柄の浮動株時価総額対比, %)
dev_amstart_5dma	午前 9 時の TOPIX の 5 日移動平均 (終値ベース) からの乖離率 (%) ※移動平均値から上方に乖離している場合には「0」とする。以下、同じ
dev_at1030_5dma	午前 10 時 30 分の TOPIX の 5 日移動平均 (終値ベース) からの乖離率 (%)
dev_5dma	TOPIX 午前終値の 5 日移動平均 (終値ベース) からの乖離率 (%)
return_jpy	ドル円レートの対前日比変化率 (前日の 17 時から当日朝 9 時までの変化率, %)

②基本統計量

Variables	平均	標準偏差	最小値	最大値	観測数
▽被説明変数：時系列分析【①午前→午後】					
return_pm	0.00	0.52	-5.51	4.06	2,831
return_nextpm	0.04	1.33	-11.04	8.16	2,830
return_next2pm	0.07	1.82	-16.82	12.14	2,829
rv1pm	0.24	0.65	0.01	15.74	2,831
rv2pm	0.27	0.75	0.01	18.23	2,831
rv3pm	0.28	0.75	0.01	19.97	2,831
▽被説明変数：時系列分析【②当日→翌日】					
l_derp	0.00	0.12	-0.65	1.98	2,829
l_nkyvi_return	0.22	7.03	-27.90	73.70	2,696
l_dvxj	0.00	13.87	-199.50	300.00	2,674
▽説明変数					
boj	125.1	262.3	0.0	2,004.0	2,831
boj_tpx	33.6	67.1	0.0	396.6	2,831
boj_nky	89.0	209.4	0.0	1,788.0	2,831
boj_mc	0.003	0.006	0.000	0.056	2,831
bojtpx_mc	0.001	0.003	0.000	0.017	2,831
bojnky_mcnky	0.002	0.005	0.000	0.050	2,831
dev_amstart_5dma	-0.53	1.02	-11.46	0.00	2,831
dev_at1030_5dma	-0.57	1.12	-14.49	0.00	2,831
dev_5dma	-0.58	1.14	-13.92	0.00	2,831
return_jpy	0.03	0.45	-2.31	2.57	2,831

注 1) サンプル期間は 2010 年 12 月 1 日～2022 年 6 月 30 日。

注 2) 浮動株時価総額は Bloomberg 基準の値。

出所) 日経 NEEDS Tick Data (株価指数), NEEDS-FinancialQUEST, Bloomberg, 日本銀行

間を通して見れば日銀のETF 買い入れは午後から翌々日にかけての TOPIX のリターンを高めていたと言えそうである。

表 5 日銀の ETF 買い入れが午後の TOPIX リターンに及ぼした影響

①全期間 (2010 年 12 月 1 日～ 2022 年 6 月 30 日)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)		(6)
買入額ダミー	return_pm	return_pm	return_pm	return_nextpm	return_next2pm	シェアダミー	return_pm
boj_mc	11.83*** (1.813)	11.84*** (1.809)	14.52*** (4.941)	10.45** (4.654)	13.52** (6.360)	boj_mc	14.98*** (5.170)
boj_mc_ad2			2.55e-06 (0.000153)			boj_mc_sd2	-0.573 (6.032)
boj_mc_ad3			-6.71e-05 (0.000119)			boj_mc_sd3	-3.526 (5.505)
boj_mc_ad4			-1.32e-05 (0.000122)			boj_mc_sd4	-0.760 (5.284)
boj_mc_ad5			-0.000266* (0.000139)			boj_mc_sd5	-12.70** (6.352)
boj_mc_ad6			0.000146 (0.000229)			boj_mc_sd6	7.162 (12.18)
return_atam	0.0646*** (0.0118)	0.0594*** (0.0129)	0.0684*** (0.0123)	0.114*** (0.0304)	0.206*** (0.0415)	return_atam	0.0687*** (0.0124)
rv1am	-0.0139 (0.0148)		-0.0178 (0.0150)	0.0206 (0.0379)	0.163*** (0.0518)	rv1am	-0.0180 (0.0150)
dev_5dma		0.0116 (0.0101)				dev_5dma	
return_jpy	-0.0426* (0.0244)	-0.0435* (0.0244)	-0.0418* (0.0245)	0.0418 (0.0626)	-0.113 (0.0855)	return_jpy	-0.0419* (0.0245)
定数項	-0.0315*** (0.0120)	-0.0292** (0.0126)	-0.0328*** (0.0123)	-0.00453 (0.0309)	-0.0239 (0.0422)	定数項	-0.0330*** (0.0124)
決定係数	0.018	0.018	0.020	0.007	0.012	決定係数	0.021
観測数	2,830	2,830	2,830	2,829	2,828	観測数	2,830

次に、日銀の ETF 買い入れがボラティリティ指標に及ぼす影響について見る。ここでも内生性の問題に対処するため、被説明変数を午後の RV (rv_pm) とし、コントロール変数に午前の RV (rv_am) を加える。また、被説明変数のボラティリティ指標には $rv1pm$ (昼休みの取引を考慮しない午後の Realized Volatility), $rv2pm$ ($rv1pm$ に Hansen and Lunde (2005) の調整係数をかけたもの), $rv3pm$ ($rv1pm$ に昼休みのリターンの 2 乗を加えたもの) の 3 種類を用いる。株価の過去 5 日移動平均からの乖離率については、午前 9 時の株価 (dev_5dma_at9000), 午前 10 時半の株価 (dev_5dma_at1030), 午前終値 (dev_5dma_atam) の 3 パターンで比較した。ボラティリティ指標の推計では、2020 年 3 月のコロナショックの時期を含めると結果が不安定になるため、2010 年 12 月の買い入れ開始からコロナショック前までをサンプル期間とした。

推計の結果を表 6 に示した。浮動株時価総額対比で見た日銀の ETF 買入額 (boj_mc) は $rv1pm$, $rv2pm$, $rv3pm$ のどの RV 指標で見ても、マイナスで 1% 有意だった。同様の結果は、付表 5 に示したサブサンプル (QQE 以降と金融緩和の強化以降) の推計からも得られ、頑健性が伺える。日銀の ETF 買い入れは、コロナ危機以前の平時においても株式市場の急激な変動を抑え、市場の安定化に貢献していたことが確認できる。また、3 種類の乖離率 dev_5dma_at9000 , dev_5dma_at1030 , dev_5dma_atam の中では dev_5dma_at1030 の係数が最も大きい場合が多かった。午前の取引時間が終了する前に、株価がトレンドからどの程度下方に乖離しているかを見極め、ETF 買入

表 6 日銀の ETF 買い入れが午後の TOPIX ボラティリティ (RV) に及ぼした影響
全期間 (ETF の買い入れ開始～コロナ危機前)

被説明変数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	rv1pm	rv1pm	rv1pm	rv1pm	rv2pm	rv2pm	rv2pm	rv2pm	rv3pm	rv3pm	rv3pm	rv3pm
説明変数												
boj_mc	-10.66*** (2.29)	-12.53*** (2.75)	-12.82*** (2.68)	-13.11*** (2.70)	-12.35*** (2.65)	-14.51*** (3.18)	-14.85*** (3.11)	-15.18*** (3.12)	-12.30*** (2.68)	-14.26*** (3.24)	-14.58*** (3.16)	-15.09*** (3.17)
return_atam	-0.096*** (0.01)	-0.123*** (0.02)	-0.042** (0.02)	-0.031* (0.02)	-0.111*** (0.02)	-0.142*** (0.02)	-0.048** (0.02)	-0.036* (0.02)	-0.125*** (0.02)	-0.158*** (0.02)	-0.066*** (0.02)	-0.050** (0.02)
rv1am	0.600*** (0.02)				0.695*** (0.02)				0.705*** (0.02)			
dev_amstart_5dma		-0.227*** (0.01)				-0.263*** (0.02)				-0.258*** (0.02)		
dev_at1030_5dma			-0.259*** (0.01)				-0.300*** (0.01)				-0.294*** (0.02)	
dev_5dma				-0.255*** (0.01)				-0.295*** (0.02)				-0.296*** (0.02)
return_jpy	0.069** (0.03)	0.174*** (0.03)	0.129*** (0.03)	0.113*** (0.03)	0.080** (0.03)	0.201*** (0.04)	0.150*** (0.04)	0.131*** (0.04)	0.097*** (0.03)	0.218*** (0.04)	0.167*** (0.04)	0.149*** (0.04)
定数項	0.086*** (0.01)	0.155*** (0.02)	0.126*** (0.02)	0.127*** (0.02)	0.100*** (0.02)	0.180*** (0.02)	0.146*** (0.02)	0.147*** (0.02)	0.100*** (0.02)	0.186*** (0.02)	0.154*** (0.02)	0.151*** (0.02)
決定係数	0.403	0.15	0.189	0.181	0.403	0.15	0.189	0.181	0.408	0.149	0.184	0.183
観測数	2,271	2,271	2,271	2,271	2,271	2,271	2,271	2,271	2,271	2,271	2,271	2,271

注 1) サンプル期間は 2010 年 12 月 1 日～2020 年 3 月 14 日。

注 2) 上段は係数、下段のカッコ内の値は標準誤差。

注 3) 被説明変数は TOPIX の午後の RV。

ボラティリティ (RV) の低下に寄与していたことが確かめられた。これらの結果はサブサンプル期間で見ても、また、紙幅の関係で掲載していないが、日経平均連動 ETF の買い入れが日経平均株価の午後リターンに及ぼした影響を見ても頑健であった。

4.3 ETF の買い入れにより日銀はリスクプレミアムに働きかけていたか

上で見たように、日銀は ETF 買い入れの目的を「リスクプレミアムに働きかけるため」と説明してきた。そこで、以下では日銀の ETF 買い入れが翌日以降のリスクプレミアム指標 (TOPIX と日経平均のイールドスプレッド) やボラティリティ指標の日経平均ボラティリティ・インデックス (日経 VI), Volatility Index Japan (VXJ) にどのような影響を及ぼしてきたかについて考察する²²⁾。これらは、日銀の両宮正佳副総裁 (当時) が 2019 年 5 月 30 日の参院財政金融委員会で言及した、(日銀が目している) 株式市場のリスクプレミアムを測る指標にも近い²³⁾。

$$\Delta RiskPremium_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 boj_t + \sum_j \beta_{2j} D_j boj_t + \gamma X_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

ここで、 $\Delta RiskPremium_{t+1}$ は日銀が ETF を買い入れた日から翌日のリスクプレミアム指標の変化幅 (もしくは変化率)、 boj_t は t 日における日銀の ETF 買入総額、 D_j は買入額ダミー、 X_t は

²²⁾ 左三川 (2022) ではこのほか、日銀の ETF 買い入れが日経平均の分散リスクプレミアム (Variance Risk Premium) への影響についても分析を試みている。

²³⁾ 日銀の両宮正佳副総裁は 2019 年 5 月 30 日、参院財政金融委員会でリスクプレミアムを測る指標について、「どれか一つでこのリスクプレミアムを捕捉できるということはない」、「企業収益や配当の動向、あるいは株価とか金利水準といった様々なデータを総合的に踏まえる」、「市場参加者からのヒアリング情報等も含めて総合的に判断していく」と述べ、イールドスプレッド (株式益回りと安全資産利子率の差) のほか、株価収益率 (PER) や株価純資産倍率 (PBR)、ボラティリティ指標などに言及した。

表 7 日銀の ETF 買い入れが翌日以降のリスクプレミアム指標に及ぼした影響

① TOPIX 連動 ETF の買い入れ (全期間)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	l_derp	l_derp	l_derp	l_derp	l_return_nikkeivi	l_dvxj	l_dvxj	l_dvxj	l_dvxj
bojtpx_mc	-1.512*** (0.42)	-1.404*** (0.42)	-1.404*** (0.42)	-1.413*** (0.43)	-51.96* (26.83)	-322.4***-344.4*** (60.50)	-344.4*** (60.57)	-333.5*** (60.57)	-333.5*** (61.15)
return_atam	-0.0680*** (0.00)	-0.0721*** (0.00)	-0.0721*** (0.00)	-0.0723*** (0.00)		-1.104***-1.182*** (0.35)	-1.182*** (0.32)	-1.182*** (0.32)	-1.266*** (0.32)
dev_5dma	-0.00816*** (0.00)				-2.540*** (0.12)	-0.317 (0.28)			
rv1am		0.00342 (0.00)					1.471*** (0.39)		
rv2am			0.00291 (0.00)					1.252*** (0.34)	
rv3am				0.00147 (0.00)					0.352* (0.21)
return_jpy	-0.000544 (0.00)	-0.000903 (0.00)	-0.000903 (0.00)	-0.00077 (0.00)	1.593*** (0.29)	-0.207 (0.67)	-0.278 (0.67)	-0.278 (0.67)	-0.216 (0.67)
定数項	0.00127 (0.00)	0.00480** (0.00)	0.00480** (0.00)	0.00465** (0.00)	-1.155*** (0.15)	0.577* (0.34)	0.338 (0.32)	0.338 (0.32)	0.484 (0.34)
決定係数	0.365	0.362	0.362	0.362	0.152	0.013	0.018	0.018	0.013
観測数	2,828	2,828	2,828	2,828	2,696	2,674	2,674	2,674	2,674

4.2 節で使用したコントロール変数, ε_t は誤差項である. 変数の作成方法は以下のとおりである. 被説明変数に用いるリスクプレミアム指標は次の 4 種類とする.

- ① イールドスプレッド：株式益回り (Bloomberg が情報端末で公表している 1 株当たり 12 カ月先予想純利益 (Earnings Per Share; *EPS*) の株価に対する比率) と安全資産利子率 (10 年物国債流通利回り) の差で定義される. この予想リスクプレミアム (*expected risk premium; ERP*) が日銀の買い入れ翌日までにどのように変化するかその変化幅 (Δerp_{t+1}) をとらえる.
- ② 日経平均ボラティリティ・インデックス (日経 VI)：日経平均株価の変動を投資家がどのように予想しているかを表す指数で, 数値が高いほど投資家は相場が大きく変動すると予想していることを意味する. ここでは日経平均 VI の当日終値から翌日終値までの変化率をとらえる.
- ③ 大阪大学数理・データ科学教育研究センターが公表している *VXJ* (Volatility Index Japan)：日経平均のインプライド・ボラティリティ. ボラティリティ・サーフェス²⁴⁾を用いて市場で取引されていないオプションの権利行使価格を導出し, 近似精度を高めている (*Fukasawa, Ishida, Maghrebi, Oya, Ubukata, and Yamazaki, 2011*). 本論では日銀の ETF 買い入れ当日終値から翌日終値までの *VXJ* の変化幅 (Δvxj_t) への影響を見る.

表 7 では日銀の ETF 買い入れが翌日以降のリスクプレミアム指標に及ぼした影響について見ている. はじめに TOPIX のイールドスプレッドの変化幅 (当日から翌日) への影響について見た (1) ~ (4) 列では, 日銀の TOPIX 連動 ETF の買い入れ額 (浮動株時価総額対比) の係数は, 符号条件は満たした. 他方, 日経平均連動 ETF の買い入れ額が日経平均のイールドスプレッドに及ぼす影響を見ると, 有意な結果は得られなかった. 安達・北村・平木 (2021) では個別銘柄のイー

²⁴ X 軸にオプションの満期日, Y 軸に権利行使価格, Z 軸にボラティリティをプロットした 3 次元グラフの曲面のこと.

②日経平均連動 ETF の買い入れ（全期間）

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	l_derp	l_derp	l_derp	l_derp	l_return_nikkeivi	l_dvxj	l_dvxj	l_dvxj	l_dvxj
bojnky_mcnky	0.518 (0.87)	0.436 (0.86)	0.436 (0.86)	0.527 (0.87)	-184.8*** (47.70)	-207.5* (110.00)	-221.7** (109.60)	-221.7** (109.60)	-212.3* (110.60)
return_atam	0.00103 (0.00)	0.00227 (0.00)	0.00227 (0.00)	0.00253 (0.00)		-0.532 (0.33)	-0.398 (0.31)	-0.398 (0.31)	-0.454 (0.31)
dev_5dma	0.0032 (0.00)				-2.504*** (0.12)	0.159 (0.27)			
rv1am		-0.00315 (0.00)					0.506 (0.35)		
rv2am			-0.00284 (0.00)					0.455 (0.31)	
rv3am				-0.00176 (0.00)					-0.0212 (0.20)
return_jpy	-0.00991* (0.01)	-0.00965* (0.01)	-0.00965* (0.01)	-0.00972* (0.01)	1.375*** (0.29)	-0.673 (0.68)	-0.704 (0.68)	-0.704 (0.68)	-0.668 (0.68)
定数項	0.0018 (0.00)	0.00116 (0.00)	0.00116 (0.00)	0.00157 (0.00)	-1.032*** (0.15)	0.443 (0.35)	0.166 (0.34)	0.166 (0.34)	0.371 (0.36)
決定係数	0.002	0.002	0.002	0.002	0.152	0.002	0.003	0.003	0.002
観測数	2,695	2,695	2,695	2,695	2,696	2,674	2,674	2,674	2,674

注1) サンプル期間は日経平均の高頻度データが得られた 2010 年 12 月 1 日～2021 年 12 月 10 日。

注2) 上段は係数、下段のカッコ内の値は標準誤差。

注3) 被説明変数は erp と vxj が ETF 買い入れ当日から翌日までの変化幅、日経平均 VI は同変化率。

ルドスプレッドへの影響を週次単位で分析し、日銀の ETF 買い入れがリスクプレミアムを下押しする効果を持つとの結果を得ている。本論では、複数の銘柄で構成される株価指数のイールドスプレッドに注目しているが、日次の変化ではなく、もう少し長期的なスパンで影響を見る必要があるかも知れない。

ボラティリティ指標である日経平均 VI の変化率への影響については、日銀が日経平均連動 ETF を買い入れると、翌日にかけての日経平均 VI の変化率が下がるという関係が確認できた。サンプル期間を QQE 以降に限定しても結果は変わらず、また、TOPIX 連動 ETF の買い入れでも、翌日の日経平均 VI の変化率を下げる効果がみられることがわかった。

もうひとつのボラティリティ指標、VXJ の（翌日にかけての）変化幅を見ると、日銀の ETF 買い入れにより、買い入れ当日から翌日までの VXJ の変化幅は小さくなる傾向が確認できた。サンプル期間を QQE 以降に限定しても、結果は変わらなかった。また、この傾向は TOPIX、日経平均とも共通していた。もっとも、ETF の買い入れ当日には大きなショックがあった場合が多く、ボラティリティが翌日にかけて低下するのは、日銀の買い入れが影響したというよりも、大きなショックで日銀の買い入れとボラティリティの上昇が同時に発生していた可能性も考えられる。

5. おわりに

前節までの分析から、日銀の ETF 買い入れが午後、もしくは午後から翌日、翌々日にかけての株価を上昇させる（リターンを高める）とともに、株式市場のボラティリティ（RV）を抑える役割を果たしていたことが確認できた。また、日経平均 VI や VXJ など、翌日以降のボラティリティ指標に及ぼす影響を見ても、日銀の ETF 買い入れが株式市場の変動を抑制する一定の効果を有す

ることがわかった。ETF 買い入れの隠れた（あるいは真の）目的として、資産価格への働きかけや金融市場の混乱を回避するというマクロ・プルーデンスの視点もあったのかも知れない。

他方で、イールドスプレッドに代表されるリスクプレミアム指標に対しては、明白な影響が確認できず、ここから日銀が「リスクプレミアムに働きかける」というETF 買い入れの所期の目的を果たしていたと結論付けることは難しい。リスクプレミアムへの影響については、分散リスクプレミアムや個別銘柄のイールドスプレッドなど、幅広くとらえる必要があるだろう。本論での分析結果が示すとおり、日銀によるETFの買い入れが株価を上昇させるとともに、ボラティリティを下げる効果を継続的にもたらしていたのだとすれば、これこそがリスクプレミアムの低下につながっていたと考えることも可能かも知れない。いずれにせよ、当日午後や翌日に限定せずに、より長い時間軸でETF 買い入れの効果を測ることも重要であろうし、設備投資など实体经济に対してどの程度の効果があったのかを見ることも政策効果を測る上では欠かせない視点である。

【補論 実現ボラティリティ (Realized Volatility) の計測】

ボラティリティの精度の高い推定量として近年、*Andersen and Bollerslev (1998)* が提唱した実現ボラティリティ (Realized Volatility; RV) が注目されている。 RV は ARCH モデルや GARCH モデルなどボラティリティ変動モデルを拡張したものではなく、ボラティリティの推定に関する新しい方法と位置付けられている。

資産価格の対数値 $p(s)$ が拡散過程 (diffusion process) に従っていると仮定する。

$$dp(s) = \mu(s) ds + \sigma(s) dW(s) \quad (\text{補 1})$$

ただし、 $\mu(s)$ は瞬時的なドリフト、 $\sigma^2(s)$ は瞬時的なボラティリティ、 $W(s)$ はウィナー過程である。ここで第 $t-1$ 日の最終時点をも $t-1$ 、第 t 日の最終時点をも t とすると、第 t 日の真のボラティリティは

$$\sigma_t^2 = \int_{t-1}^t \sigma^2(s) ds \quad (\text{補 2})$$

と表すことができる。これは瞬時的なボラティリティを積分したもので、累積ボラティリティ (Integrated Volatility; IV) と呼ばれる。 RV は推定方法がシンプルなおうえに、理論的裏付けもあるため、近年、高頻度データを利用できるようになったことに伴い実証研究が進んでいる (渡部, 2005, 渡部・山口, 2006, 渡部・佐々木, 2006, 渡部, 2007 など)。

第 t 日の n 個の日中リターン ($r_{t-1+1/n}, r_{t-1+2/n}, \dots, r_t$) が与えられたとき、 RV はこれらを 2 乗して合計した

$$RV_t = \sum_{i=1}^n r_{t-1+i/n}^2 \quad (\text{補 3})$$

と表される。ここで $n \rightarrow \infty$ とすると、資産価格にノイズがなければ RV_t は σ_t^2 に確率収束する。ただし、 n を大きくし過ぎると RV は市場のマイクロストラクチャー・ノイズ²⁵⁾ による変動ばかりをとらえてしまうことが知られているため、 RV の計算には、ティックデータ (歩み値) ではなく、5 分間隔の値を使うことが一般的である (渡部, 2010, 2020)。

また、夜間や昼休みのリターンは時間間隔が長いので、そのまま 2 乗して加えると時間の離散化による誤差が無視できなくなる一方で、これらを除くとボラティリティを過少評価してしまうという問題点もある²⁶⁾。*Hansen and Lunde (2005a, b)* は夜間や昼休みのリターンの 2 乗を加えずに RV を計算し ($RV1_t$ と表す)、これに日次リターン R_t の標本分散と $RV1_t$ の標本平均の比 (調整係数 c) をかけるという方法を提案している。

本論でもこれにならい、日経 NEEDS Tick Data (株価指数) から TOPIX と日経平均株価の 5 分間隔の対数階差を 2 乗し、取引開始から終了時点まで合計することで RV を計測する。

$$RV2_t = cRV1_t, \quad c = \frac{\sum_{t=1}^T (R_t - \bar{R})^2 / T}{\sum_{t=1}^T RV1_t / T} \quad (\text{補 4})$$

²⁵⁾ 市場のマイクロストラクチャー・ノイズの代表的なものに、bid-ask bounce や非同期取引がある。bid-ask bounce とは、約定価格がビッド価格 (ベスト・ビッド) とアスク価格 (ベスト・アスク) の間を行き来することで生じる価格変動のこと。非同期取引とは、新たな情報が株価に反映されるまでの時間は個別株の取引頻度に応じて異なるため、平均的な株価指数にノイズが生じてしまうというものである。

²⁶⁾ *Watanabe and Ubukata (2009)* は、市場のマイクロストラクチャー・ノイズや夜間・昼休みの処理によって RV にどの程度の差が生じるかを分析している。

こうして計算される $RV2_t (= cRV1_t)$ の標本平均は日次リターンの標本分散に等しくなる。

$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T RV2_t = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (R_t - \bar{R})^2 \quad (\text{補 5})$$

$RV1_t$ に Hansen and Lunde の調整係数 c をかけたものを $RV2_t$ とする。午前と午後の $RV2_t$ ($RV2_t^{am}$ と $RV2_t^{pm}$) を算出するため、調整係数も (補 6) 式のとおり午前と午後に分けて算出する。

$$RV2_t^{am} = c^{am} RV1_t^{am}, \quad c^{am} = \frac{\sum_{t=1}^T (R_t^{am} - \bar{R}^{am})^2}{\sum_{t=1}^T RV1_t^{am}} \quad (\text{補 6})$$

ここで、 c^{am} は午前の調整係数、 c^{pm} は午後の調整係数である。午前の調整係数 c^{am} に含まれる R_t^{am} は、前日の終値から当日の午前終値までのリターン、 R_t^{pm} は当日の午前終値から午後終値までのリターンを表す。つまり、午前の調整係数は夜間の時間帯を、午後の調整係数は昼休みの時間帯をそれぞれ含んでいる。

さらに、渡部・佐々木 (2006) にならい、前日終値から当日始値までの夜間リターンを 2 乗して午前の $RV1$ ($RV1_t^{am}$) に加えたものを $RV3_t^{am}$ 、午前の終値から午後の始値までの昼休みリターンを 2 乗して午後の $RV1$ ($RV1_t^{pm}$) に加えたものを $RV3_t^{pm}$ とそれぞれ定義する。

参 考 文 献

- Adachi, K., K. Hiraki, and T. Kitamura (2021) “The Effects of the Bank of Japan’s ETF Purchases on Risk Premia in the Stock Markets,” Bank of Japan Working Paper Series No.21-E-3.
- Barbon, A. and V. Gianinazzi (2019) “Quantitative Easing and Equity Prices: Evidence from the ETF Program of the Bank of Japan,” *The Review of Asset Pricing Studies*, 9(2), pp. 210–255.
- Charoenwong, B., R. Morck, and Y. Wiwattanakantang (2020) “Bank of Japan Equity Purchases: The (Non-) Effects of Extreme Quantitative Easing,” NBER Working Paper, No. 25525 (forthcoming in *Review of Finance*).
- Fukasawa, M., Ishida, I., Maghrebi, N., Oya, K., Ubukata, M., & Yamazaki, K. (2011) Model-free implied volatility: from surface to index. *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, 14(04), pp. 433–463.
- Hansen, P. R. and Lunde, A. (2005a) “A Forecast Comparison of Volatility Models: Does Anything Beat a GARCH (1,1) ?” *Journal of Applied Econometrics*, 20, pp. 873–889.
- (2005b) “A Realized Variance for the Whole Day Based on Intermittent High-frequency Data,” *Journal of Financial Econometrics*, 3, pp. 525–554.
- Harada, K. and T. Okimoto (2019) “The BOJ’s ETF Purchases and Its Effects on Nikkei 225 Stocks,” RIETI Discussion Paper Series, 19-E-014.
- Ichiue, H. (2023) “Stock and Distributional Effects of Bank of Japan Equity Purchases” mimeo.
- Martin, I. (2017) What is the Expected Return on the Market? *The Quarterly Journal of Economics*, 132(1), pp. 367–433.
- Nguyen, T. L. (2021) “The Impact of the Bank of Japan’s Exchange Traded Fund and Corporate Bond Purchases on Firms’ Capital Structure,” RCESR Discussion Paper Series, No. DP21-1.
- Samikawa, I. and T. Takano (2017) “BOJ’s ETF Purchases Expanding Steadily—How long will the BOJ hold risky assets with no maturity?” Japan Financial Report No.35, July 2017
- Shirota, T. (2018) “Evaluating the Unconventional Monetary Policy in Stock Markets: A Semi-parametric Approach,” Hokkaido University Discussion Paper Series A, No. 2018-322.
- Ubukata, M., and Watanabe, T. (2014) “Pricing Nikkei 225 options using realized volatility,” *The Japanese Economic Review*, 65(4), pp. 431–467.
- Watanabe, T., and Ubukata, M. (2009) “Option pricing using realized volatility and ARCH type models,” Global COE Hi-Stat Discussion Paper Series No. gd09-066, Institute of Economic Research, Hitotsubashi University.
- 安達孔・北村富行・平木一浩 (2021) 「日本銀行のETF買い入れが株式市場のリスクプレミアムに及ぼす影響」[点検] 補足ペーパーシリーズ (1)
- 岩田一政・左三川郁子・日本経済研究センター (2018) 『金融正常化へのジレンマ』日本経済新聞出版社
- 左三川郁子・中野雅貴 (2020) 「政策提言 コロナ危機と闘う日銀のリスク性資産買い入れ、危機対策としての安定性を確保せよ」日本経済研究センター、2020年4月
- (2020) 「日銀保有分を除く『市中流通残高』に応じた買い入れに—市場改革の第一歩に」日本経済研究センター、2020年5月

- ・——— (2020) 「日経平均が 2 万 600 円を下回ると日銀の ETF に含み損—通貨発行益の源泉は国債利息から分配金収入にシフト」日本経済研究センター, 2020 年 12 月
- ・——— (2021) 「日銀, TOPIX 連動の ETF 買入れに一本化—特定銘柄の保有比率上昇が累積的な副作用」, 日本経済研究センター, 2021 年 3 月
- 渡部敏明 (2005) 「日経 225 先物価格の Realized Volatility」日本取引所グループ『先物・オプションレポート』Vol.17, No.5
- (2007) 「Realized Volatility: サーベイと日本の株式市場への応用」『経済研究』第 58 巻, 第 4 号, pp. 352–373.
- (2010) 「日経 225 の Realized Volatility—マイクロストラクチャ・ノイズと夜間・昼休みの調整—」日本取引所グループ『先物・オプションレポート』Vol.22 No.3
- (2016) 「日経 225 分散リスク・プレミアムの予測力」日本取引所グループ『先物・オプションレポート』Vol.28 No.11
- (2020) 「Heterogeneous Autoregressive モデル—サーベイと日経 225 株価指数の実現ボラティリティへの応用—」広島経済大学経済研究論集第 42 巻第 3 号 (前川功一教授 退任記念号), 2020 年 3 月
- ・佐々木浩二 (2006) 「ARCH 型モデルと “Realized Volatility” によるボラティリティ予測とバリュー・アット・リスク」日本銀行金融研究所 金融研究 2006.10
- ・山口圭子 (2006) 「日経 225 の “Realized Volatility” とインプライド・ボラティリティ」日本取引所グループ『先物・オプションレポート』Vol.18 No.12

付表 1 日銀のETF 購入回数と規模の推移（年度ベース）

（億円）

年度	購入回数 （日）	購入額 （本則分）	1日当たり 購入額	設備人材ETF （特則分）	日銀総裁と 金融政策の名前	購入額累計 （本則と特則）
2010	13	2,042	157	-	白川方明 （包括的金融緩和）	15,723
11	32	6,695	209	-		
12	24	6,986	291	-		
13	77	12,956	168	-	黒田東彦 （量的・質的金融緩和）	355,125
14	71	17,032	240	-		
15	86	29,962	348	-		
16	93	52,942	569	2,928		
17	81	58,789	726	2,940		
18	76	53,603	705	2,928		
19	69	56,106	813	2,892		
20	56	48,592	868	2,940		
21	8	5,608	701	-		
22	7	4,907	701	-		
合計	693	356,220	514	14,628		370,848

注) サンプルは 2010 年 12 月 15 日から 2023 年 3 月 14 日のETF 買入れまで。

出所) 日本銀行「指数連動型上場投資信託受益権 (ETF) および不動産投資法人投資口 (J-REIT) の買入結果ならびにETF の貸付結果」より作成

付表 2 日銀によるETF 年間増加額の引き上げに基づく買入額ダミー (amount dummy)

ダミー変数	期 間 （公表日ベース）	ETF 保有残高の年間増加額
全期間	2010 年 12/15～2022 年 6/30	
買入額ダミー 1	2010 年 12/15～2013 年 4/3	ETF 購入開始（白川総裁時代）→QQE
買入額ダミー 2	2013 年 4/4～2014 年 10/30	QQE（年 1 兆円）→追加緩和
買入額ダミー 3	2014 年 10/31～2016 年 7/28	追加緩和（年 3 兆円）→金融緩和の強化
買入額ダミー 4	2016 年 7/29～2020 年 3/15	金融緩和の強化（年 6 兆円）→コロナ緩和
買入額ダミー 5	2020 年 3/16～2021 年 3/18	コロナ緩和（年 12 兆円）→点検
買入額ダミー 6	2021 年 3/19～2022 年 6/30	点検（年 6 兆円の原則を排除）→2022 年 6 月末現在

注 1) 日銀がETF の買入れを開始した 2010 年 12 月 15 日から（高頻度データが得られた）2022 年 6 月 30 日までを対象に、日銀のETF 保有残高の年間増加額に基づき分析期間をサブサンプルに分け、各期間に含まれる日を「1」、それ以外を「0」とする 6 種類の買入額ダミー変数を作成した。

注 2) 日銀は 2018 年 7 月 31 日に「市場の状況に応じて、買入れ額は上下に変動しうる」ことを決めたが、年間増加額の 6 兆円は維持したため、期間分割の対象としていない。

出所) 日本銀行の金融政策決定会合の公表文より作成

付表3 日銀によるETF買い入れシェアの見直しに基づくシェアダミー (share dummy)

(平均構成比、%)

ダミー変数	期 間 (実施日ベース)	概 要	TOPIX	日経 225	JPX 日経 400
シェアダミー 1	2010 年 12/15~2014 年 12/1	TOPIX 連動と日経 225 連動のETFを銘柄ごとの時価総額比例で購入	47.6	52.4	—
シェアダミー 2	2014 年 12/2~2016 年 10/2	TOPIX 連動、日経 225 連動、JPX 日経 400 連動のETFをそれぞれ銘柄ごとの時価総額比例で購入	44.9	53.3	1.8
シェアダミー 3	2016 年 10/3~2018 年 8/5	2.7 兆円を TOPIX 連動、残りの 3 兆円は 3 指数連動のETFを銘柄ごとの時価総額比例で購入	52.5	42.8	4.6
シェアダミー 4	2018 年 8/6~2020 年 4/30	4.2 兆円を TOPIX 連動、残りの 1.5 兆円は 3 指数連動のETFを銘柄ごとの時価総額比例で購入	62.1	32.4	5.5
シェアダミー 5	2020 年 5/1~2021 年 3/31	約 75%を TOPIX 連動、残りの約 25%は 3 指数連動のETFを銘柄ごとの市中流通残高比例で購入	68.4	27.3	5.7
シェアダミー 6	2021 年 4/1~現在	TOPIX 連動に一本化 (設備人材ETFは事実上の買い入れ停止)、銘柄ごとの市中流通残高に概ね比例するよう購入	100.0	0.0	0.0
—	2022 年 12/1~現在	原則として信託報酬率が最も低い銘柄を購入			

注 1) 日銀がETFの買い入れを開始した2010年12月15日から(高頻度データが得られた)2022年6月30日までを対象に、日銀のETF買い入れシェアの見直し時期に合わせて、各期間に含まれる日を「1」、それ以外の日を「0」とする6つのシェアダミー変数を作成した。

注 2) 本論の分析期間から外れるが、日銀は2022年12月1日以降、原則として信託報酬率が最も低い銘柄を買い入れている。

出所) 日本銀行「資産買入等の基金の運営として行う指数連動型上場投資信託受益権等買入等基本要領」の制定等について(2010年11月5日)

https://www.boj.or.jp/announcements/release_2010/mok1011b.pdf

「量的・質的金緩和の導入に伴う関連基本要領の制定および廃止等について」(2013年4月4日)

https://www.boj.or.jp/announcements/release_2013/rel130404a.pdf

「ETFの銘柄別の買入限度にかかる見直しについて」(2016年9月21日)

https://www.boj.or.jp/announcements/release_2016/rel160921c.pdf

「今後のETFの買入れの運営について」(2018年7月31日)

https://www.boj.or.jp/announcements/release_2018/rel180731h.pdf

「ETFの買入れの運営について」(2020年4月30日)

https://www.boj.or.jp/announcements/release_2020/rel200430a.pdf

「ETFの買入れの運営について」(2021年3月23日)

https://www.boj.or.jp/mopo/mpmdeci/mpr_2021/rel210323d.pdf

「ETFの買入れの見直しについて」(2022年10月28日)

https://www.boj.or.jp/mopo/mpmdeci/mpr_2022/rel221028b.pdf

などから作成

付表4 日銀がETFを買い入れた日の午前のTOPIX(前日終値からの変化率)

(%)

ETF保有残高の年間増加額	買い入れ日数 (日)	①前日終値 ~午前10:00	②前日終値 ~午前10:30	③前日終値 ~午前11:00	④前日終値 ~午前終値
全期間	690	-0.9	-1.0	-1.0	-1.1
ETF購入開始(白川総裁時代)→QQE	70	-1.5	-1.6	-1.6	-1.7
QQE(年1兆円)→追加緩和	114	-0.9	-0.9	-1.0	-1.1
追加緩和(年3兆円)→金融緩和の強化	154	-1.0	-1.0	-1.0	-1.1
金融緩和の強化(年6兆円)→コロナ緩和	279	-0.8	-0.8	-0.9	-0.9
コロナ緩和(年12兆円)→点検	58	-0.8	-0.8	-0.8	-0.8
点検(年6兆円の原則を排除)→2022年6月末現在	15	-1.8	-2.0	-2.1	-2.0

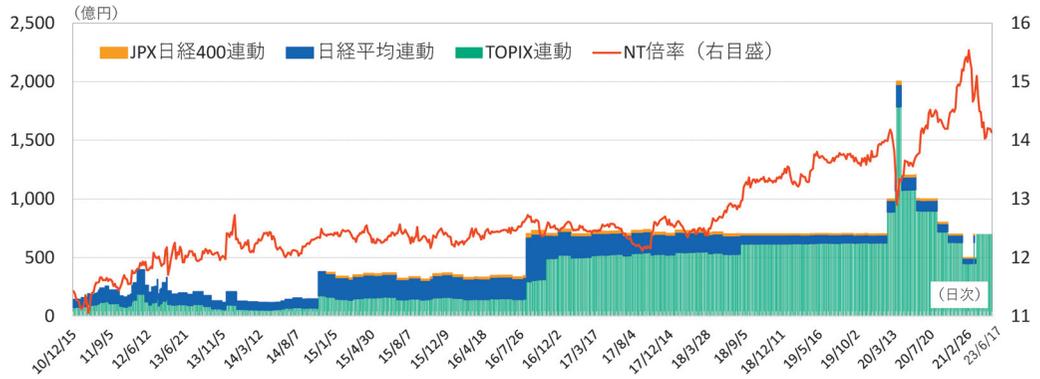
注 1) サンプル期間(全期間)は2010年12月15日~2022年6月17日の買い入れまで。

注 2) 午前の取引時間が30分延長された2011年11月21日以降、「午前終値」は11時30分の値。

注 3) 始値と終値にはそれぞれ、日経NEEDS Tick Data(株価指数)で「寄付レコード」と「終了約定レコード」と記された値を用いた。

出所) 日本銀行の金融政策決定会合の公表文、日経NEEDS Tick Data(株価指数)より作成。

付図 日銀のETF買い入れ額の内訳とNT倍率の推移



注 1) 日銀がETFを買い入れた日のみを表示している。

注 2) サンプル期間は2010年12月15日～2022年6月17日の買い入れ分まで。

注 3) 各株価指数に連動する日銀のETF買い入れ額は、日銀の公表資料に基づき筆者試算。

注 4) NT倍率は日経平均株価をTOPIXで割った値。

出所) 日本銀行「指数連動型上場投資信託受益権(ETF)および不動産投資法人投資口(J-REIT)の購入結果ならびにETFの貸付結果」, 金融政策決定会合の公表文, 日経NEEDS-FinancialQUESTより作成

付表5 日銀のETF 買い入れがTOPIXの実現ボラティリティ(RV)に及ぼした影響
(表6のロバスト性チェック)

QQE以降(2013年4月4日~コロナ危機)												
被説明変数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	rv1pm	rv1pm	rv1pm	rv1pm	rv2pm	rv2pm	rv2pm	rv2pm	rv3pm	rv3pm	rv3pm	rv3pm
説明変数												
boj_mc	-8.724*** (2.49)	-9.904*** (3.06)	-10.02*** (3.02)	-10.13*** (3.03)	-10.11*** (2.88)	-11.47*** (3.55)	-11.60*** (3.50)	-11.74*** (3.51)	-9.086*** (2.82)	-10.17*** (3.51)	-10.17*** (3.48)	-10.56*** (3.47)
return_atam	-0.056*** (0.02)	-0.103*** (0.02)	-0.035* (0.02)	-0.02 (0.02)	-0.065*** (0.02)	-0.119*** (0.02)	-0.040* (0.02)	-0.023 (0.02)	-0.073*** (0.02)	-0.129*** (0.02)	-0.056** (0.02)	-0.035 (0.02)
rvlam	0.603*** (0.02)				0.698*** (0.02)				0.696*** (0.02)			
dev_amstart_5dma		-0.208*** (0.02)				-0.241*** (0.02)				-0.229*** (0.02)		
dev_at1030_5dma			-0.227*** (0.02)				-0.263*** (0.02)				-0.244*** (0.02)	
dev_5dma				-0.224*** (0.02)				-0.259*** (0.02)				-0.252*** (0.02)
return_jpy	0.006 (0.03)	0.172*** (0.04)	0.129*** (0.04)	0.111*** (0.04)	0.007 (0.04)	0.199*** (0.04)	0.150*** (0.04)	0.128*** (0.04)	0.026 (0.04)	0.214*** (0.04)	0.167*** (0.04)	0.147*** (0.04)
定数項	0.080*** (0.02)	0.169*** (0.02)	0.150*** (0.02)	0.149*** (0.02)	0.093*** (0.02)	0.196*** (0.02)	0.173*** (0.02)	0.172*** (0.02)	0.094*** (0.02)	0.201*** (0.02)	0.182*** (0.02)	0.176*** (0.02)
決定係数	0.412	0.12	0.14	0.136	0.412	0.12	0.14	0.136	0.423	0.118	0.132	0.137
観測数	1,697	1,697	1,697	1,697	1,697	1,697	1,697	1,697	1,697	1,697	1,697	1,697
金融緩和の強化以降(2016年7月29日~コロナ危機)												
被説明変数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	rv1pm	rv1pm	rv1pm	rv1pm	rv2pm	rv2pm	rv2pm	rv2pm	rv3pm	rv3pm	rv3pm	rv3pm
説明変数												
boj_mc	-7.838*** (2.33)	-10.62*** (2.99)	-10.56*** (2.92)	-10.38*** (2.94)	-9.079*** (2.70)	-12.30*** (3.46)	-12.23*** (3.38)	-12.02*** (3.41)	-8.531*** (2.81)	-11.54*** (3.60)	-11.26*** (3.54)	-11.42*** (3.54)
return_atam	-0.076*** (0.02)	-0.136*** (0.02)	-0.062*** (0.02)	-0.050** (0.02)	-0.088*** (0.02)	-0.158*** (0.02)	-0.072*** (0.03)	-0.058** (0.03)	-0.096*** (0.02)	-0.169*** (0.03)	-0.090*** (0.03)	-0.068** (0.03)
rvlam	0.543*** (0.02)				0.628*** (0.02)				0.642*** (0.02)			
dev_amstart_5dma		-0.194*** (0.02)				-0.225*** (0.02)				-0.219*** (0.02)		
dev_at1030_5dma			-0.222*** (0.02)				-0.257*** (0.02)				-0.242*** (0.02)	
dev_5dma				-0.214*** (0.02)				-0.247*** (0.02)				-0.247*** (0.02)
return_jpy	0.066** (0.03)	0.231*** (0.04)	0.192*** (0.04)	0.174*** (0.04)	0.076** (0.04)	0.268*** (0.05)	0.222*** (0.05)	0.202*** (0.05)	0.089** (0.04)	0.282*** (0.05)	0.237*** (0.05)	0.218*** (0.05)
定数項	0.071*** (0.02)	0.153*** (0.02)	0.128*** (0.02)	0.129*** (0.02)	0.082*** (0.02)	0.177*** (0.03)	0.149*** (0.03)	0.150*** (0.03)	0.087*** (0.02)	0.189*** (0.03)	0.165*** (0.03)	0.159*** (0.03)
決定係数	0.469	0.143	0.178	0.165	0.469	0.143	0.178	0.165	0.461	0.136	0.159	0.160
観測数	1,309	1,309	1,309	1,309	1,309	1,309	1,309	1,309	1,309	1,309	1,309	1,309

注1) サンプル期間はいずれもコロナ危機以前(2020年3月14日まで)。

注2) 上段は係数、下段のカッコ内の値は標準誤差。

注3) 被説明変数は午前から午後にかけての変化幅。