



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

「点検」補足ペーパーシリーズ①

日本銀行のETF買入れが株式市場の リスク・プレミアムに及ぼす影響

安達 孔*

kou.adachi@boj.or.jp

北村 富行*

tomiya.kitamura@boj.or.jp

平木 一浩*

kazuhiro.hiraki@boj.or.jp

No.21-J-6
2021年4月

日本銀行
〒103-8660 日本郵便（株）日本橋郵便局私書箱30号

* 企画局

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。

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

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

日本銀行のETF買入れが 株式市場のリスク・プレミアムに及ぼす影響*

安達 孔[†]、北村 富行[‡]、平木 一浩[§]

2021年4月

【要旨】

本稿では、日本銀行のETF買入れが株式市場のリスク・プレミアムに及ぼす影響について、実証分析を行う。その際、リスク・プレミアムを捉える指標として、日経225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・スプレッドの2種類の指標を用い、前者は日次単位で、後者は週次単位で分析する。また、ETF買入れがリスク・プレミアムに与える影響が、市場の局面やETFの買入れ規模に応じてどう変化するかについても分析を行う。分析からは、日本銀行のETF買入れは、リスク・プレミアムを下押しする効果を持つとの結果が得られた。また、この下押し効果は、①買入れ時点の株価水準がトレンド対比低いほど、②株価水準がトレンド対比低い状況下で株式市場のボラティリティが高まるほど、③買入れ実施直前の株価の下落率が大きいほど、④買入れ規模が大きいほど、大きくなることを示唆する結果も得られた。

JEL 分類番号：E52、E58、G10、G12

キーワード：金融政策、ETF買入れ、リスク・プレミアム、買入れ効果関数

* 本稿は、2021年3月に日本銀行より公表された「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」の内容を補足するものである。

本稿の作成にあたり、日本銀行スタッフから有益なコメントを頂戴した。高木梓里氏には、データベースの作成等でご協力頂いた。記して感謝の意を表したい。

[†] 日本銀行企画局 (kou.adachi@boj.or.jp)

[‡] 日本銀行企画局 (tomiyuki.kitamura@boj.or.jp)

[§] 日本銀行企画局 (kazuhiro.hiraki@boj.or.jp)

1. はじめに

日本銀行は、株式市場のリスク・プレミアムに働きかけることを通じて経済・物価にプラスの影響を及ぼすことを目的として、2010年12月よりETFの買入れを実施している。本稿では、日本銀行のETF買入れが株式市場のリスク・プレミアムに与える影響について、実証分析を行う。

日本銀行のETF買入れについては、株価に及ぼす影響の分析を中心に、先行研究の蓄積が進んでいる。初期の分析である井出・南（2013）は、日経平均連動型ETFの価格の後場変化率に着目し、買入れ実施日における後場変化率が、買入れを実施しなかった日の後場変化率と比べて高くなる傾向があることを報告している。Matsuki et al. (2015) や Shirota (2018) は、株価指数を対象とした分析を行い、ETF買入れに株価押し上げ効果があるとの結果を報告している¹。また、近年では個別銘柄のパネルデータを用いた分析も増えている。例えば、Harada and Okimoto (2019) は、日経平均採用銘柄と非採用銘柄について「差分の差分法」を用いた分析を行い、ETF買入れは株価押し上げ効果を持つとの結果を報告している。Charoenwong et al. (2020) は、(ETF買入れを通じた間接的な) 銘柄別買入れ量の試算値を用いた分析を行い、ETF買入れは株価押し上げ効果を持つとの結果を得ている。

もっとも、ETF買入れが株式市場のリスク・プレミアムに及ぼす影響を分析対象として、最近のデータまで含めて実証分析を行った先行研究は、多くない²。また、ETF

¹ このほか、Hattori and Yoshida (2020) は、ETF買入れと株価指数の日中の時間帯別変化率との関係を分析している。

² こうした数少ない例の一つである井出・竹原 (2020) は、個別銘柄の「倒産確率を考慮したインプライド自己資本コスト」を推計し、その結果をもとに、ETF買入れは新型コロナウイルスの感染拡大を受けた相場下落局面においてデフォルト・リスク・プレミアムの急上昇に歯止めをかける効果があった、と指摘している。このほか、米澤 (2016) は、株価の過去平均収益率から算出したヒストリカル・リスク・プレミアムを対象とした分析を、芹田・花枝 (2017) や小林 (2017) は個別の株式やETFのボラティリティを対象とした分析を、それぞれ行っている。

買入れの影響が市場の局面や ETF の買入れ規模によってどう変化し得るかという点についても、先行研究は限られている^{3,4}。

そこで、本稿では、2020 年末までのデータを用いて、日本銀行の ETF 買入れが株式市場のリスク・プレミアムに及ぼす影響に焦点を絞って実証分析を行うとともに、その影響が市場の局面や ETF の買入れ規模によってどう変化するかについても分析する⁵。具体的には、リスク・プレミアムを捉える指標（「リスク・プレミアム指標」）の変化幅を、日本銀行の ETF 買入れ量を表す指標（「買入れ量指標」）に対して回帰することで、ETF 買入れがリスク・プレミアムに与える影響を検証する。その際、リスク・プレミアム指標としては、日経 225 オプションの価格に含まれる株式リスク・プレミアム（equity risk premium、以下「ERP」）の推計値と個別銘柄のイールド・スプレッドの 2 種類を用いる⁶。また、回帰分析において、買入れ量 1 単位あたりの買入れ効果が常に一定と仮定した定式化だけでなく、同効果が市場の局面や ETF 買入れの規模——「状態変数」——に応じて変化し得ることを許容した定式化も用いる。具体的な状態変数としては、「足もとの TOPIX のトレンドからの下方乖離率」、「足もとの TOPIX がトレンドを下回る局面での株式市場のボラティリティ」、「ETF 買入れ実施直前の TOPIX 変化率」、「ETF 買入れ額（TOPIX 時価総額比）」の 4 つを用いている。これにより、分析対象期間を均してみた買入れの効果だけでなく、そのような効果が各状態変数の変化によってどう変化するかも検証することができる。

³ Shirota (2018) は、ETF 買入れの影響が市場の局面に応じて異なるか否かを分析した数少ない先行研究の一つであり、株式相場下落時に ETF 買入れの影響が大きくなるとの結果を報告している。

⁴ なお、ETF 買入れに関して、株価やリスク・プレミアムに及ぼす影響以外の論点について、様々な分析事例や先行研究が存在する。例えば、Charoenwong et al. (2020) や Nguyen (2021) は、ETF 買入れが企業の設備投資等に与える影響を分析しているほか、平山 (2021) は、ETF 買入れの影響や留意点を歴史的観点から論じている。上述のとおり、本稿は ETF 買入れが株式市場のリスク・プレミアムに与える影響に焦点を絞り、その他の論点については分析の対象外としている。

⁵ このほか、原田 (2017) は、日本銀行による ETF 買入れが進展した期間を対象に、日経平均株価採用銘柄の入替が株価に与えた影響を分析している。また、Barbon and Gianinazzi (2019) は、2014 年および 2016 年の ETF 買入れの増額が、個別銘柄の株価に及ぼす影響を分析している。より最近では、Takahashi and Yamada (2021) が、新型コロナウイルスの感染拡大を受けた市場下落局面で ETF 買入れが個別銘柄の株価に与えた影響を分析している。

⁶ もっとも、リスク・プレミアムの状況は、特定の指標のみでなく、様々な指標の動きや、市場の状況に関するマイクロ情報等も勘案して、総合的に判断されるべきである。

ただし、こうした分析を行ううえでの留意点として、いわゆる「内生性問題」がある。すなわち、本稿と同様の回帰分析の枠組みを用いた先行研究では、ETF 買入れの実施タイミングと株価やリスク・プレミアム指標との間の内生性に適切に対処しなければ、ETF 買入れの影響を正しく検証できないことが指摘されている。この内生性問題に、先行研究は主に2つのアプローチで対処している。1つ目は、株式市場の後場における変化（前場終値時点から後場終値時点までの変化）を分析対象とすることである（例えば Shirota 2018 など）。2つ目は、個別銘柄のデータを用いたパネル推計を行い、上述の種類の内生性問題の影響を受けにくいクロスセクション方向のデータの動きを利用することで、買入れの影響を検証することである（例えば Charoenwong et al. 2020 など）。

本稿では、こうした先行研究の方法を踏襲して、内生性問題に対処する。すなわち、単一の時系列データである ERP 推計値の変化幅を被説明変数として分析を行う場合には、変化幅を後場変化幅として、日次単位の時系列推計を行う。一方、個別銘柄のイールド・スプレッドの変化幅を被説明変数として分析を行う場合には、週次単位のパネル推計を行う。なお、後者の場合には日次単位でなく週次単位の変化幅を分析対象とするが、これにより、ETF 買入れの影響を日次単位だけでなく、週次単位というより長めのスパンでも検証できることになる。

本稿の主な分析結果は以下のとおりである。買入れ量1単位あたりの買入れ効果が常に一定と仮定した定式化での推計からは、ETF 買入れは2つのリスク・プレミアム指標のどちらに対しても下押し効果を持つとの結果が得られた。このことは、日本銀行がETF 買入れを開始した2010年12月以降の期間を通して見たときに、ETF 買入れがリスク・プレミアム下押し効果を持っていたことを示唆している。また、買入れ量1単位あたりの買入れ効果が状態変数に応じて変化し得ることを許容した定式化での推計からは、①買入れ時点の株価水準がトレンド対比低いほど、②株価水準がトレンド対比低い状況下で株式市場のボラティリティが高まるほど、③買入れ実施直前の株価の下落率が大きいほど、④買入れ規模が大きいほど、買入れの効果が大きくなることを示唆する結果が得られた。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では、本稿の実証分析の枠組みを説明する。第3節では、使用したデータの詳細について説明する。次に、第4節で推計結果を示したうえで、第5節では推計結果の頑健性チェックを行う。第6節は結語である。

2. 実証分析の枠組み

本稿では、リスク・プレミアム指標を被説明変数として、日本銀行のETF買入れ量を表す「買入れ量指標」に対して回帰することで、ETF買入れがリスク・プレミアムを下押しする効果を持つか否か、またその効果は市場の局面やETF買入れの規模によってどう変化するかを検証する。そのため、以下のとおり、推計式の定式化が異なる2種類の推計（「推計Ⅰ」と「推計Ⅱ」）を行う。

推計Ⅰでは、次式のとおり、買入れ量1単位あたりの買入れ効果が、市場の局面や買入れの規模にかかわらず常に一定であると仮定する。

$$\begin{aligned} & \text{リスク・プレミアム指標の変化} \\ & = \theta \times \text{買入れ量指標} + \beta \times \text{コントロール変数} \end{aligned} \quad (1)$$

ここで、買入れ量指標の係数 θ が、買入れ量1単位あたりでみたリスク・プレミアム指標に対する効果を捉えるパラメータである。 θ が負の場合には、ETF買入れがリスク・プレミアムを下押しする効果を持つことを意味する。これにより、分析対象期間を均してみたETF買入れの影響を検証することができる。

一方、推計Ⅱでは、次式のとおり、買入れ量1単位あたりの買入れ効果が市場の局面などに応じて変化し得ることを許容する。

$$\begin{aligned} & \text{リスク・プレミアム指標の変化} \\ & = \text{買入れ効果関数} \times \text{買入れ量指標} + \beta \times \text{コントロール変数} \end{aligned} \quad (2)$$

この式では、買入れ量指標の係数は定数ではなく、「買入れ効果関数」になっている。後述するとおり、この関数は、市場の局面や買入れの規模を捉える「状態変数」の関数として定式化される。この定式化を用いることで、買入れ量1単位あたりでみたリスク・プレミアム指標に対する効果が、市場の局面や買入れの規模によってどう変化するかを検証することができる。

以下では、式(1)、(2)に現れるリスク・プレミアム指標、買入れ量指標、買入れ効果関数などの詳細について、順に解説する。

2-1. 被説明変数として用いるリスク・プレミアム指標

式(1)、(2)の被説明変数には、オプション価格に含まれる ERP の推計値の変化幅、および個別銘柄のイールド・スプレッドの変化幅の、2種類のリスク・プレミアム指標を用いる。オプション価格に含まれる ERP の推計値を用いる場合は日次単位で、個別銘柄のイールド・スプレッドを用いる場合は週次単位で分析を行う。

ERP とは、投資家が株価変動リスクを負うことの対価として要求する、無リスク金利対比の期待超過収益率（期待株価収益率－無リスク金利）のことである。ERP は観察可能ではないが、何らかの方法で推計すれば、その推計値を、リスク・プレミアム指標の一つとして用いることができる。ERP の推計手法には様々なものがあるが、近年とくに、オプション価格に含まれる将来株価の予想分布や市場参加者のリスク回避度などに関する情報を利用した推計手法が発展している⁷。本稿では、それらの中で代表的なものの一つである Martin (2017)の手法を用いて、日経 225 オプションの日中価格情報から先行き 30 日間の期間に対応する ERP を推計し、得られた推計値の後場変化幅を、式(1)、(2)の被説明変数に用いる（同手法の概要、および日経 225 オプション価格データを用いた推計手法の詳細と推計結果については、補論 A を参照）。なお、第 5 節の頑健性チェックでは、ERP の推計手法の選択に対する分析結果の頑健性を確認するために、Duan and Zhang (2014) の方法で算出した ERP 推計値を用いた分析も行う。

イールド・スプレッドは、株式益回りと無リスク金利（長期国債金利）の差として定義される。イールド・スプレッドは、代表的なリスク・プレミアム指標の一つとして幅広く利用されている（例えば、Duarte and Rosa 2015、大森 2020 など）。本稿では、各週の株式市場終値時点における個別銘柄のイールド・スプレッドの前週終値時点からの変化幅を、式(1)、(2)の被説明変数に用いる。

⁷ 本稿で用いるもの以外の ERP の推計手法については、例えば Duarte and Rosa (2015) を参照。

2-2. 買入れ量指標

買入れ量指標としては、被説明変数に応じて2つの異なる指標を用いる。まず、単一の時系列データである ERP 推計値の変化幅を被説明変数とする場合には、次式で算出した、TOPIX 時価総額対比の日次 ETF 買入れ額（パーセント表示）を、買入れ量指標として用いる⁸。

$$BOJ_t^{day} = \frac{ETF_t^{day}}{MKC_{t-1}^{day}} \times 100 \quad (3)$$

ただし、 ETF_t^{day} は t 日における ETF 買入れ額、 MKC_{t-1}^{day} は $t-1$ 日の終値時点の TOPIX 時価総額である。こうして作成した買入れ量指標は、単一の時系列データになる。

一方、個別銘柄イールド・スプレッドの変化幅を被説明変数としたパネル推計では、個別銘柄毎の週次の買入れ量指標を用いる。すなわち、銘柄 i の t 週における買入れ量指標 $BOJ_{i,t}^{week}$ を、以下のとおり定義する。

$$BOJ_{i,t}^{week} = \frac{\sum_{j \in t} ETF_{i,j}^{day}}{MKC_{i,t-1}^{week}} \times 100 \quad (4)$$

ただし、 $ETF_{i,j}^{day}$ は j 日における銘柄 i の（間接的）買入れ額の試算値、 $MKC_{i,t-1}^{week}$ は $t-1$ 週の終値時点の銘柄 i の時価総額である。右辺分子の和記号は、 t 週に属するすべての営業日 j に関する総和である。銘柄別の（間接的）買入れ額 $ETF_{i,j}^{day}$ は、先行研究（Charoenwong et al. 2020 など）にしたがい、以下のとおり試算する。

$$ETF_{i,j}^{day} = (\omega_{i,j}^{TPX} \omega_{BOJ,j}^{TPX} + \omega_{i,j}^{NKY} \omega_{BOJ,j}^{NKY} + \omega_{i,j}^{JPX} \omega_{BOJ,j}^{JPX}) \times ETF_j^{day} \quad (5)$$

ここで、 $\omega_{i,j}^{TPX}$ 、 $\omega_{i,j}^{NKY}$ 、 $\omega_{i,j}^{JPX}$ はそれぞれ、 j 日における銘柄 i の TOPIX、日経平均株価（日経 225）、JPX 日経 400 インデックス（JPX 日経 400）における指数ウェイトを表す。また、 $\omega_{BOJ,j}^{TPX}$ 、 $\omega_{BOJ,j}^{NKY}$ 、 $\omega_{BOJ,j}^{JPX}$ はそれぞれ、 j 日の ETF 買入れ額のうち、TOPIX、

⁸ なお、本稿の分析で用いる TOPIX 時価総額は、TOPIX の算出に用いられる浮動株ベースの時価総額である。後述する個別銘柄の時価総額も、浮動株ベースの時価総額である。

日経 225、JPX 日経 400 に連動する ETF の買入れ額が占める割合を表す。こうして作成された銘柄別の買入れ量指標は、週次のパネルデータになる。

2-3. 推計 I における推計式の定式化

推計 I では、(1)式のように、買入れ量 1 単位あたりでみた ETF 買入れ効果が常に一定であると仮定して推計式を定式化する。被説明変数を ERP の変化幅とした場合（推計 I-1）と、被説明変数を個別銘柄のイールド・スプレッドの変化幅とした場合（推計 I-2）の推計式は、それぞれ以下のとおりである。

$$\Delta ERP_t^{day} = \theta \times BOJ_t^{day} + \beta_0 + \beta \times X_t^{day} + \epsilon_t^{day} \quad (6-1)$$

$$\Delta YS_{i,t}^{week} = \theta \times BOJ_{i,t}^{week} + \beta_0 + TE_t^{week} + IE_i^{week} + \epsilon_{i,t}^{week} \quad (6-2)$$

ここで、 ΔERP_t^{day} は t 日における ERP の変化幅、 $\Delta YS_{i,t}^{week}$ は t 週終値時点における銘柄 i のイールド・スプレッドの前週終値時点からの変化幅であり、 BOJ_t^{day} と $BOJ_{i,t}^{week}$ はそれぞれ、前小節で定義した日次の ETF 買入れ量指標と週次の銘柄別買入れ量指標である。また、 X_t^{day} はコントロール変数のベクトル、 TE_t^{week} は時間固定効果、 IE_i^{week} は銘柄別の固定効果、 ϵ_t^{day} と $\epsilon_{i,t}^{week}$ は誤差項である。なお、(6-1)式のコントロール変数 X_t^{day} には、TOPIX とドル円為替レートの「前場変化率」（ $t-1$ 日の株式市場終値時点から t 日の前場終値時点への変化率） ΔTPX_t^{AM} 、 ΔJPY_t^{AM} を用いる。

2-4. 推計 II における推計式の定式化

推計 II では、(6-1)、(6-2)式の定数係数 θ を、(2)式のように、状態変数の変化に伴い変化する「買入れ効果関数」に置き換えた定式化で推計を行う。具体的な状態変数としては、「足もとの TOPIX のトレンドからの下方乖離率」、「足もとの TOPIX がトレンドを下回る局面での株式市場のボラティリティ」、「ETF 買入れ実施直前の TOPIX 変化率」、「ETF 買入れ額（TOPIX 時価総額比）」の 4 つを用いる。

推計 II の推計式は、4 種類すべての買入れ効果関数に共通して、以下の形をとる。

$$\Delta ERP_t^{day} = F_k(s_{k,t}^{day}) \cdot BOJ_t^{day} + \beta_0 + \beta \times X_t^{day} + \epsilon_t^{day} \quad (7-1)$$

$$\Delta YS_{i,t}^{week} = F_k(s_{k,t}^{week}) \cdot BOJ_{i,t}^{week} + \beta_0 + TE_t^{week} + IE_i^{week} + \epsilon_{i,t}^{week} \quad (7-2)$$

ここで $F_k(s_{k,t})$ は、以下で説明する 4 種類の「推計Ⅱx」 ($x = A, B, C, D$) における買入れ効果関数である。買入れ効果関数の引数 $s_{k,t}$ (状態変数) には、いずれの被説明変数の場合にも同じ変数を使用するが、日次単位か週次単位かによって値は異なるため、上付き添字 *day* または *week* で区別している。なお、推計Ⅱでは、ERP を被説明変数とした推計式のコントロール変数 X_t^{day} として、TOPIX とドル円為替レートの前場変化率に加え、各買入れ効果関数の引数に用いる変数も含める⁹。

以下、4 種類の推計における買入れ効果関数とその引数の詳細を解説する。

(1) 推計ⅡA：TOPIX100 日移動平均からの下方乖離率

TOPIX の 100 日移動平均からの下方乖離率を状態変数とした推計ⅡA では、買入れ効果関数は次式のとおりである。

$$F_A(\widehat{TPX}) = \alpha + \sigma \times \min\{0, \widehat{TPX}\} \quad (8)$$

ここで、 $\min\{x, y\}$ は x と y の小さい方をとる関数であり、 \widehat{TPX} は TOPIX の 100 日移動平均からの乖離率である。 $\min\{0, \widehat{TPX}\}$ は、乖離率 \widehat{TPX} が非負の場合は 0、負の場合は乖離率 \widehat{TPX} そのものとなるため、全体では TOPIX の 100 日移動平均からの「下方乖離率」を表す。 \widehat{TPX} の値には、ERP 推計値の変化幅を被説明変数とする場合 (推計ⅡA-1) は前日終値時点における値 ($\widehat{TPX}_{t-1}^{day}$) を、イールド・スプレッドの変化幅を被説明変数とする場合 (推計ⅡA-2) は前週終値時点における値 ($\widehat{TPX}_{t-1}^{week}$) を、それぞれ用いる。

⁹ 推計Ⅱにおいて、TOPIX 前場変化率 (ΔTPX_t^{AM}) とドル円為替レート前場変化率 (ΔJPY_t^{AM}) に加えてコントロール変数 X_t^{day} に含める変数は、推計ⅡA では TOPIX の 100 日移動平均乖離率 ($\widehat{TPX}_{t-1}^{day}$)、推計ⅡB では日経 VI 前日終値 (VI_{t-1}^{day}) と TOPIX の 100 日移動平均乖離率 ($\widehat{TPX}_{t-1}^{day}$) である。なお、推計ⅡC と推計ⅡD においては、買入れ効果関数の引数 (推計ⅡC では ΔTPX_t^{AM} 、推計ⅡD では BOJ_t^{day}) はもともと推計式に説明変数として含まれているので、新たに追加する必要はない。

この買入れ効果関数の定式化は、足もとの株価がトレンドを下回る局面では買入れ効果が高まる、という仮説の検証を念頭においたものである¹⁰。この仮説は、パラメータ σ の推計値の統計的有意性によって検証できる。すなわち、 σ が有意に正の場合、「足もとの株価トレンドから下方乖離している局面では、買入れ量1単位あたりのリスク・プレミアム下押し効果が大きくなる」ことを意味する。

(2) 推計ⅡB：株価が移動平均を下回っている場合のボラティリティ

次に、株価が移動平均を下回っている場合のボラティリティ指標を状態変数とした推計ⅡBについて説明する。推計ⅡBにおける買入れ効果関数は、次のとおりである。

$$F_B(VI ; D) = \alpha + (\gamma + \sigma \times VI) \times D \quad (9)$$

ここで、買入れ効果関数の引数は、日経平均ボラティリティ・インデックス(日経VI) VI と、ダミー変数 D である。ダミー変数 D は、株価指数が移動平均を下回っている場合(すなわち、移動平均からの乖離率 \overline{TPX} が負の場合)に1、それ以外の場合に0をとる。 VI と D には、ERPを被説明変数とする場合は前日終値時点の値(VI_{t-1}^{day} 、 D_{t-1}^{day})を、イールド・スプレッドを被説明変数とする場合は前週終値時点の値(VI_{t-1}^{week} 、 D_{t-1}^{week})を、それぞれ用いる。

この買入れ効果関数の定式化は、株式市場の不安定性が高まる局面では買入れ効果が高まる、という仮説の検証を念頭においたものである。すなわち、例えば、足もとの株価がトレンドを下回っている局面でボラティリティが高まれば、株式市場の不安定性が高まって、ETF買入れが投資家のリスク・テイク姿勢に対して影響を与えやすくなる可能性が考えられる¹¹。推計ⅡBでは、 σ が有意に負の場合、「足もとの株価が

¹⁰ 投資家のリスク回避度が逆循環的に変動することを指摘する先行研究(例えば Campbell and Cochrane 1999、Cohn et al. 2015)を踏まえると、株価がトレンドを下回る局面では、投資家のリスク回避度が相対的に高まっている可能性がある。一方、ポートフォリオ・リバランス効果に関する研究からは、投資家のリスク回避度が高い局面ほど、資産買入れがリスク・プレミアムに及ぼす影響が大きくなることが示唆される(例えば Vayanos and Vila 2021)。これらの結果を総合すると、株価がトレンドを下回る局面では、ETF買入れの影響が大きくなる可能性が示唆される。

¹¹ Nagel (2012) による米国株式市場に関する研究では、VIX指数が高まる不安定な市場局面ほど、株式市場への「流動性供給の価値」が高まることが示されている。このため、ETF買入れが市場の不安定化した局面での流動性供給という性格を持つことを踏まえると、ボラティリティ指標が高まる局面では、ETF買入れの影響も大きくなる可能性がある。

トレンドを下回る局面で日経 VI が高まると、1 単位の買入れあたりのリスク・プレミアム指標下押し効果が大きくなる」ことを意味する。

(3) 推計 II C : 買入れ実施直前の株価下落率

買入れ実施直前の TOPIX 下落率を状態変数とした推計 II C における買入れ効果関数は、次式のとおりである。

$$F_c(\Delta TPX) = \alpha + \sigma \times \min\{0, \Delta TPX\} \quad (10)$$

ここで、引数 ΔTPX は買入れ実施直前の株価変化率であり、被説明変数が ERP の場合は買入れ実施日(t 日)における TOPIX 前場変化率 ΔTPX_t^{AM} 、被説明変数がイールド・スプレッドの場合は前週 ($t-1$ 週) の TOPIX 週次変化率 ΔTPX_{t-1}^{week} である。

この買入れ効果関数の定式化は、足もとの株価が下落している局面では買入れ効果が高まる、という仮説の検証を念頭においたものである¹²。この定式化では、 σ が有意に正の場合、「買入れ直前の株価指数下落率が大きいほど、買入れ量 1 単位あたりのリスク・プレミアム下押し効果が大きくなる」ことを意味する。

(4) 推計 II D : ETF 買入れ額

最後に、買入れ額 (TOPIX 時価総額比) を状態変数とした推計 II D について説明する。この定式化における買入れ効果関数は、以下のとおりである。

$$F_D(BOJ) = \alpha + \sigma \times BOJ \quad (11)$$

買入れ効果関数の引数 BOJ には、ERP を被説明変数とする場合は日次の買入れ額 (前日時点の TOPIX 時価総額比) BOJ_t^{day} (式(3)) を、イールド・スプレッドを被説明変数とする場合は週次の買入れ総額 (前週末時点の TOPIX 時価総額比) BOJ_t^{week} を、それぞれ用いる。

¹² 近年の研究は、金融仲介機関が直面する制約 (流動性制約など) が、リスク・プレミアムの重要な決定要因であることを示している (例えば He and Krishnamurthy 2013、Adrian et al. 2014、He et al. 2017、Chen et al. 2019)。この点、ETF 買入れを含む資産買入れ政策は、金融仲介機関が直面する制約を緩和させる効果を持つため、相場の急落局面などの金融仲介機関が直面する制約がタイト化する局面を中心に、リスク・プレミアムを抑制する効果を持つ可能性がある。

ここで、 σ が有意に負の場合、「一回あたりの買入れ額が大きいほど、買入れ量1単位あたりのリスク・プレミアム下押し効果が大きくなる」ことを意味する¹³。この場合、1回のETF買入れの実施がリスク・プレミアムに与える効果（単位あたりの買入れ効果と買入れ量の積）は、買入れ額の増加とともに非線形に増加することとなる。

3. データ

3-1. 分析対象期間・パネル分析における分析対象銘柄

本稿の分析対象期間は、日本銀行がETF買入れを開始した2010年12月から2020年12月までである。

イールド・スプレッドを被説明変数としたパネル分析では、分析対象銘柄を、本稿の分析対象期間中に東証第1部または第2部に上場したことがある全銘柄とする。これらの銘柄のうち、市場変更があった銘柄については、東証第1部・第2部以外の市場に上場していた期間もデータセットに含める¹⁴。

3-2. データの出所

本稿の分析で使用するデータおよび出所は、表1のとおりである。

被説明変数に用いる2つのリスク・プレミアム指標のうち、ERP推計値の変化幅（ ΔERP_t^{day} ）については、JPXデータクラウドより入手した「日経225オプション（1分足）」の約定価格データを用いて推計した（推計手順の詳細と推計結果については補論Aを参照）。個別銘柄のイールド・スプレッド（ ΔYS_{it}^{week} ）については、QUICKデータリンクより入手した「連結イールド・スプレッド」を用いた。

¹³ 資産買入れが金融市場に影響を及ぼす経路として、シグナリング・チャンネル（例えばKrishnamurthy and Vissing-Jorgensen 2011、Nozawa and Qiu 2021 など）や、市場参加者のセンチメント改善効果（Lutz 2015 など）が指摘されている。こうしたシグナリング効果やセンチメント改善効果は、ETF買入れの規模が大きくなるにつれて発現しやすくなる可能性がある。

¹⁴ 例えば、JASDAQや東証マザーズから東証第1部または第2部に市場変更した銘柄については、市場変更前の期間のデータもデータセットに含める。

(3)~(5)式に基づく買入れ量指標 (BOJ_t^{day} 、 $BOJ_{i,t}^{week}$) の作成に用いたデータの入手元は、以下のとおりである。まず、日次 ETF 買入れ額 (ETF_t^{day}) は日本銀行のウェブサイトより入手した¹⁵。TOPIX 時価総額 (MKC_t^{day}) と個別銘柄の時価総額 ($MKC_{i,t-1}^{week}$) は、QUICK データリンクより入手した。個別銘柄の買入れ量指標 ($ETF_{i,j}^{day}$) の作成に用いたデータのうち、個別銘柄の TOPIX・日経 225・JPX 日経 400 の指数ウェイト ($\omega_{i,j}^{TPX}$ 、 $\omega_{i,j}^{NKY}$ 、 $\omega_{i,j}^{JPX}$) は、QUICK データリンクより入手した。TOPIX、日経 225、JPX 日経 400 に連動する ETF の買入れ比率 ($\omega_{BOJ,j}^{TPX}$ 、 $\omega_{BOJ,j}^{NKY}$ 、 $\omega_{BOJ,j}^{JPX}$) は、QUICK データリンクより入手した銘柄別 ETF 時価総額データと、日本銀行の公表資料をもとに試算した¹⁶。

(6)~(11)式のコントロール変数や買入れ効果関数の状態変数として用いる変数のうち、TOPIX100 日移動平均乖離率 ($\overline{TPX}_{t-1}^{day}$ 、 $\overline{TPX}_{t-1}^{week}$) と日経 VI (VI_{t-1}^{day} 、 VI_{t-1}^{week}) は、QUICK データリンクから入手した。TOPIX の前場変化率 (ΔTPX_t^{AM}) と週次変化率 (ΔTPX_{t-1}^{week}) は、QUICK データリンクから入手した前場および後場終値時点の TOPIX 指数値をもとに算出した。ドル円為替レートの前場変化率 (ΔJPY_t^{AM}) は、Bloomberg から入手した株式市場の前場および後場終値時点のレートから算出した。

¹⁵ https://www3.boj.or.jp/market/jp/menu_etf.htm

¹⁶ 「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 日公表)

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

「量的・質的金融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 日公表) 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 日公表)

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 日公表)

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

なお、本稿では、TOPIX、日経 225、JPX 日経 400 に連動する銘柄は全て買入れ対象である、と仮定して試算を行った。また、2020 年 5 月 1 日より、ETF 買入れ比率の算出に用いられる基準が時価総額から市中流通残高に変更されているが、本稿では、2020 年 5 月 1 日以降の期間についても時価総額ベースで試算した。

3-3. データの基本統計量

表2と表3に、使用するデータの基本統計量を示す。表2は、推計対象期間の全サンプルに関する基本統計量である。表3は、ETF買入れ実施日に限定したサブサンプルに関する基本統計量である。

被説明変数のデータについて、まずERPの後場変化幅をみると、全サンプルよりも買入れ実施日のみのサブサンプルの方が、中央値や平均値が低くなっている。このことは、ETF買入れがERPを下押しする効果をもつ可能性を示唆している。次節以降で、この点を実証分析により検証する。

もう一つの被説明変数であるイールド・スプレッド週次変化幅は、約2,800銘柄についてデータが入手可能である。表2と表3で示している基本統計量は、約118万個の銘柄・週の組に関するデータをプールしたデータセットに関するものである。ここで、イールド・スプレッドの週次変化幅の中央値や平均値は、全サンプル（表2）よりも買入れ実施日のみのサブサンプル（表3）の方が高い。もっとも、このことは、必ずしもETF買入れがイールド・スプレッドを押し上げていることを意味するわけではない。むしろ、以下で示すパネル推計の結果からは、ETF買入れにイールド・スプレッド下押し効果があることが示唆される。これは、パネル推計では、個別銘柄と銘柄別買入れ量指標のクロスセクションの関係という、プールしたデータセットに関する基本統計量からは捉えられない情報を用いて、ETF買入れ効果を推計しているためであると考えられる。

4. 推計結果

4-1. 買入れ効果を一定とした定式化（推計I）

買入れ量指標の係数を定数とした推計I（推計式は(6-1)、(6-2)式）の結果は表4の第3列のとおりである。ERPを被説明変数とした推計（推計I-1）と、イールド・スプレッドを被説明変数とした推計（推計I-2）のいずれについても、買入れ量指標

の係数 θ が、統計的に有意に負となっている¹⁷。この結果は、分析対象期間を均してみると、日本銀行によるETF買入は、リスク・プレミアム指標を下押しする効果を有していたことを示唆している¹⁸。

4-2. 買入れ効果が状態変数に応じて変化する定式化（推計Ⅱ）

次に、ETF買入れの効果が市場の局面やETFの買入れ規模に応じて変化するかについて、推計Ⅱの結果をもとに検証する。

（推計ⅡA：TOPIX100日移動平均からの下方乖離率）

まず、買入れ効果関数の状態変数を「TOPIX100日移動平均からの下方乖離率」とした推計ⅡA（推計式は(7-1)、(7-2)式、買入れ効果関数は(8)式）の結果を確認する。表4の第4列をみると、ERP推計値を被説明変数とした場合（推計ⅡA-1）と、イールド・スプレッドを被説明変数とした場合（推計ⅡA-2）のいずれについても、買入れ効果関数における移動平均下方乖離率の係数 σ の推計値は統計的に有意であり、その符号は正である。この結果は、株価水準がトレンド対比で低いほど、ETF買入れによるリスク・プレミアム下押し効果が高まることを示唆している。なお、図1（1-1、1-2）は、買入れ効果関数のパラメータの推計値をもとに、買入れ量1単位あたりの買入れ効果が状態変数（移動平均からの下方乖離率）に応じてどう変化するかを図示したものである¹⁹。

¹⁷ 本稿のパネル推計では、個別銘柄に関するクラスター標準誤差に基づいて統計的有意性を検証している。

¹⁸ 買入れ量指標の係数 θ の推計値は、ERPを被説明変数とした場合は-5.06、イールド・スプレッドを被説明変数とした場合は-0.85である。これは、TOPIX時価総額比1%相当の買入れが、ERPに対して5.06%pt、イールド・スプレッドに対して0.85%ptの下押し効果を持つことを示唆している。ただし、推計には様々な不確実性が存在するため、こうした下押し効果の定量的な大きさは、幅を持ってみる必要がある。

¹⁹ 推計されたパラメータ σ は、図1（1-1、1-2）のグラフの横軸が負の領域、すなわち移動平均からの乖離率が負の領域でのグラフの傾きに対応する。ERP推計値を被説明変数とした場合の推計結果では、買入れ効果関数の傾きは $\sigma = 0.69$ である（表4（1）の第4列）。これは、TOPIXがその100日移動平均から1%下方に乖離すると、TOPIXが100日移動平均に等しい場合に比べて、TOPIX時価総額1%あたりの買入れ効果は0.69%pt大きくなることを意味する。したがって、移動平均乖離率が非負である局面と比較すると、例えば移動平均乖離率が-10%（買入れ実

（推計ⅡB：株価がトレンドを下回っている局面のボラティリティ指標）

次に、買入れ効果関数の状態変数を「株価がトレンドを下回っている場合のボラティリティ指標」とした推計ⅡB（推計式は(7-1)、(7-2)式、買入れ効果関数は(9)式）の結果を確認する。表4の第5列をみると、2つの被説明変数のいずれのケースでも、買入れ効果関数におけるトレンドを下回っている場合の日経VIの係数 σ の推計値は統計的に有意であり、その符号は負である。この結果は、株価水準がトレンド対比で低い状況下では、株式市場のボラティリティが高いほどETF買入れによるリスク・プレミアム下押し効果が大きくなることを示唆している。なお、図1（2-1、2-2）では、株価がトレンドを下回っている局面における単位あたりの買入れ効果を、日経VIに関するグラフとして図示している²⁰。

（推計ⅡC：買入れ実施直前の株価下落率）

さらに、買入れ効果関数の状態変数を「ETF買入れ実施直前の株価下落率」とした推計ⅡC（推計式は(7-1)、(7-2)式、買入れ効果関数は(10)式）の結果を確認する。表4の第6列をみると、ERPを被説明変数とした推計（推計ⅡC-1）については、買入れ効果関数における状態変数の係数 σ は統計的に有意とならなかった。もっとも、イールド・スプレッドを被説明変数とした推計（推計ⅡC-2）では、 σ の推計値は統計的に有意であり、その符号は正である。この結果からは、買入れ実施直前の株価下

施日サブサンプルの5%分位点に概ね相当）である局面では、TOPIX時価総額1%あたりの買入れによるERP下押し効果は6.9%pt程度増加することが示唆される。イールド・スプレッドを被説明変数とした推計（推計ⅡA-2）については、移動平均乖離率が非負である局面と比較すると、例えば移動平均乖離率が-10%である局面では、TOPIX時価総額1%あたりの買入れ効果が1.8%pt程度増加することを示唆する結果になっている。

²⁰ 図1（2-1、2-2）のグラフの傾きは、 σ の推計値に対応する。例えば、ERP推計値を被説明変数とした推計（推計ⅡB-1）では、傾きパラメータは $\sigma = -0.49$ である（表4（1）の第5列）。これは、TOPIXがトレンドを下回る状況下で日経VIが1上昇すると、TOPIX時価総額1%あたりの買入れ効果が0.49%pt大きくなることを意味している。したがって、TOPIXがトレンドを下回る状況下で、日経VIが25（買入れ実施日サブサンプルの中央値に概ね相当）である場合と比較すると、日経VIが45（同95%分位点に概ね相当）にあるような高ボラティリティ局面の方が、TOPIX時価総額1%あたりの買入れ効果が、9.6%pt程度大きくなる。同様に、被説明変数をイールド・スプレッドとした推計（推計ⅡB-2）では、相場がトレンドよりも下振れている局面で日経VIが中央値付近の場合と比較すると、日経VIが95%分位点付近の場合には、TOPIX時価総額1%あたりの買入れ効果が1.4%pt程度大きくなるという結果となった。

落率が大きいほど、ETF 買入れによるリスク・プレミアム下押し効果が大きくなることが示唆される²¹。

(推計ⅡD：ETF 買入れ額)

最後に、買入れ効果関数の状態変数を「ETF 買入れ額の規模」とした推計ⅡD（推計式は(7-1)、(7-2) 式、買入れ効果関数は(11)式）の結果を確認する。表4の第7列をみると、ERPを被説明変数とした推計（推計ⅡD-1）では、買入れ効果関数における状態変数の係数 σ は、有意ではないものの負の値となった。また、イールド・スプレッドを被説明変数とした推計（推計ⅡD-2）では、 σ の推計値は統計的に有意であり、その符号は負である。この結果は、総じてみれば、一回あたりのETF買入れ規模が大きいほど、買入れ量1単位あたりのリスク・プレミアム下押し効果が大きくなることを示唆している²²。

以上の推計結果をまとめると、ETF買入れがリスク・プレミアムに与える効果は、市場の局面や買入れの規模に応じて変化する。具体的には、①買入れ時点の株価水準がトレンド対比低いほど、②株価水準がトレンド対比低い状況下で株式市場のボラティリティが高まるほど、③買入れ実施直前の株価の下落率が大きいほど、④買入れ規模が大きいほど、買入れ量1単位あたりの買入れ効果が大きくなることから、本稿の分析結果から示唆される。

²¹ 係数 σ の推計結果が有意となったイールド・スプレッドを被説明変数とした推計（推計ⅡC-2）における推計値は $\sigma = 0.22$ であった（表4（2）の第6列）。これは、前週のTOPIX下落率が1%pt大きくなると、TOPIX時価総額1%あたりの買入れ効果が0.22%pt大きくなることを意味する（図1（3-2））。したがって、前週のTOPIX週次変化率が非負の場合と比較すると、前週のTOPIX週次変化率が-5%（買入れ実施日サブサンプルの5%分位点に概ね相当）となるような相場下落局面では、TOPIX時価総額1%あたりの買入れ効果は、1.1%pt大きくなることが示唆される。

²² なお、係数 σ が有意に推計された、イールド・スプレッドを被説明変数とする推計（推計ⅡD-2）では、 σ の推計値は約-17である（表4（2）の第7列）。これは、日本銀行によるETFの週次買入れ総額（TOPIX時価総額比）が1bp大きくなると、TOPIX時価総額1%あたりのリスク・プレミアム下押し効果が17bps大きくなることを意味する（図1（4-2））。したがって、ETFの週次買入れ総額（TOPIX時価総額比）が、2bps（買入れ実施日サブサンプルの中央値に概ね相当）の場合と比べると、7bps（同95%分位点に概ね相当）の場合、TOPIX時価総額1%あたりの買入れ効果が0.85%pt程度大きくなることが示唆される。

5. 頑健性チェック

本節では、前節で示した推計結果の頑健性チェックを行う。まず、5-1節では、TOPIX 移動平均乖離率を引数として用いている買入れ効果関数について、移動平均の算出ウィンドウを変更した場合の推計結果を示す。5-2節では、ETF 買入れの原則的な買入れ方針が年間6兆円となった、2016年8月以降に推計期間を限定したサブサンプル推計の結果を示す。5-3節では、ERP 推計値を被説明変数とした場合の推計結果が、オプション価格を用いた ERP の推計手法の選択に関して頑健であるかを検証する。

5-1. TOPIX 移動平均の算出ウィンドウを変更した推計

2節で述べたように、ベースラインの推計ⅡAと推計ⅡBでは、買入れ効果関数の引数として、TOPIX100日移動平均乖離率を用いている。ここでは、前節の推計結果が、移動平均乖離率の算出ウィンドウに関して頑健であるか否かを確認する。具体的には、ベースライン推計で用いた100日移動平均乖離率のかわりに、25日または200日の移動平均乖離率を用いて、推計ⅡAと推計ⅡBを再推計する。

推計結果は表5のとおりである。まず、推計ⅡAについては、2つの被説明変数のいずれについても、移動平均の算出ウィンドウによらず、買入れ効果関数の移動平均からの下方乖離率にかかる係数 σ の推計値は統計的に有意であり、符号も正である。また、推計ⅡBについても、推計結果は、移動平均の算出ウィンドウの違いから大きな影響を受けていない。

したがって、ベースラインの推計結果は、移動平均の算出ウィンドウの取り方について頑健であると言える。

5-2. 分析対象期間の後半を対象としたサブサンプル推計

3節で述べたとおり、ベースライン推計では、日本銀行によるETF買入れが開始された2010年12月以降を推計対象期間としている。もっとも、この間、ETFの買入れ

方針は何度か変更されているほか、株式市場やそれを取り巻く環境も変化している。そのため、ベースラインの推計結果では、最近の期間における ETF 買入れの政策効果が適切に捉えられていない可能性がある。この点を踏まえて、推計期間を、ETF 買入れの原則的な買入れ方針が年間 6 兆円となった 2016 年 8 月 4 日以降に限定して、サブサンプル推計を行う²³。

推計結果は表 6 のとおりである。まず、状態変数に依存しない推計 I について、イールド・スプレッドを被説明変数とした推計（推計 I-2）では、買入れ効果パラメータ θ の推計値は、ベースライン推計と同様に、統計的に有意でかつ符号は正となった。ERP を被説明変数とした推計（推計 I-1）では、 θ の推計値は統計的に有意とはならなかったものの、符号は負となった。これらの結果を総じてみると、原則的な ETF 買入れ額が年間 6 兆円となって以降の最近の期間においても、ETF 買入れはリスク・プレミアム下押し効果を有することが示唆される。

次に、買入れ効果が状態変数に依存する推計 II についてみると、買入れ効果関数の状態変数への依存度を表すパラメータ σ は、推計 II C-1 を除いて、フルサンプル推計と同符号でかつ統計的に有意に推計されている。ただし、推計 II C-1 については、ベースライン推計と同様に、 σ の推計値は統計的に有意にならなかった。これらの結果を踏まえると、ETF 買入れ効果の局面変化パターンは、ベースライン推計とサブサンプル推計で概ね同様であると評価できる。

このように、ベースライン推計の結果は、推計対象期間に関しても相応に頑健であると言える。

5-3. オプション価格から ERP を推計する手法に関する頑健性

ベースライン推計では、Martin (2017) の手法を用いて推計した ERP の変化幅を被説明変数に用いて分析を行った。Martin (2017) の手法は、将来の株価分布や投資家の効

²³ ETF の買入れ方針変更の公表（2016 年 7 月 29 日）後、最初の ETF 買入れ実施日（または実施週）をサブサンプルの始期とした。なお、2020 年 3 月 16 日以降（サンプルの終期である 2020 年 12 月まで）は、年間約 12 兆円を上限に積極的な ETF 買入れを行う方針となっていたが、原則的な ETF 買入れ方針は引き続き年間約 6 兆円であった。

用関数（リスク回避姿勢）に強い仮定をおく必要がないことなどの利点がある一方、同手法により算出される推計値は、理論的には ERP の下限の推計値である（補論 A 参照）。

ここでは、このような Martin (2017) の手法の性質が、買入れの効果に関する推計に影響を与えていないかをチェックする。具体的には、Martin (2017) の手法のかわりに、Duan and Zhang (2014、以下 DZ) の手法による ERP 推計値を用いた分析を行う。DZ の手法は、オプション価格データを用いて ERP を推計する点では Martin (2017) と同じである一方、投資家の効用関数として特定の関数形を仮定することで、ERP（の下限ではなく）そのものを推計している点が、Martin (2017) と異なる。すなわち、DZ の手法は、投資家の効用関数に関する仮定が成り立たない場合に推計誤差につながる可能性がある一方、（下限ではなく）ERP そのものの推計値を与えるという特長があると言える。

なお、本稿では、DZ の手法を改良したうえで ERP を推計した。DZ の手法は、株価変化率の分布に関する実確率測度下での 4 次までのモーメントを必要とするため、GARCH 型モデルの推計が必要になる。一方、本稿の推計手法は、オプション価格から算出されるリスク中立分布の 4 次までのモーメントを用いることで GARCH 型モデルの推計を不要としている点が、改良点となっている（関連する議論として Faccini et al. 2019 を参照）。DZ の手法の概要と、本稿で採用する「改良版」DZ の手法およびそれを用いた推計結果については、補論 B を参照されたい。

表 7 は、DZ の手法による ERP 推計値の変化幅を被説明変数として用いた場合の、ETF 買入れの効果に関する推計結果を示している。まず、局面にかかわらず買入れ効果が一定と仮定した推計 I では、推計値は $\theta = -6.23$ と負の値となった。この推計値は、統計的には有意とはならなかったものの、点推計値は Martin (2017) の手法による ERP 推計値を用いたベースライン推計の結果 ($\theta = -5.06$) よりも、絶対値が大きくなった²⁴。

²⁴ なお、DZ 型の ERP 推計値を用いた場合の結果をやや詳しくみると、ベースライン推計の結果に比べて推計されたパラメータの標準誤差が大きくなる傾向がある。これは、DZ 型の推計で用い

買入れ効果が状態変数に依存する推計Ⅱでは、推計ⅡCを除き、状態変数への依存度を表すパラメータ σ の推計値は統計的に有意でかつベースライン推計と同じ符号になった。推計ⅡCは、ベースライン推計同様、有意な推計結果とはならなかった。Martin (2017)の手法によるERP推計値を用いたベースラインと比較すると、推計ⅡA・ⅡB・ⅡDにおける σ の推計値は、いずれもDZ型のERP推計値を用いた場合の方が絶対値が大きくなっており、状態変数への依存度がより強く推計されている。また、推計ⅡDにおける σ の推計値は、ベースライン推計では統計的に有意ではなかったが、DZの手法によるERP推計値を用いた場合は、統計的に有意となった。

以上の推計結果を踏まえると、ベースライン推計の主な結果は、ERPの推計手法の選択に関しても頑健であると言える。

6. おわりに

本稿では、日本銀行のETF買入れが株式市場のリスク・プレミアムに与える影響について実証分析を行うとともに、その影響が市場の局面やETFの買入れ規模によってどう変化するかについても分析した。その際、リスク・プレミアム指標としては、日経225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・スプレッドの2種類を用い、前者は日次単位で、後者は週次単位で分析した。また、回帰分析においては、買入れ量1単位あたりの買入れ効果が常に一定と仮定した定式化だけでなく、同効果が市場の局面やETF買入れの規模（「状態変数」）に応じて変化し得ることを許容した定式化も用いた。状態変数としては、「足もとのTOPIXのトレンドからの下方乖離率」、「足もとのTOPIXがトレンドを下回る局面での株式市場のボラティリティ」、「ETF買入れ実施直前のTOPIX変化率」、「ETF買入れ額（TOPIX時価総額比）」の4つを用いた。

本稿の主な分析結果は以下のとおりである。買入れ量1単位あたりの買入れ効果が常に一定と仮定した定式化での推計からは、ETF買入れは2つのリスク・プレミアム

られる、高次モーメントの推計値の推計誤差を映じている可能性がある。高次モーメントの推計値を利用することは、理論的にはERPの推計精度向上に資すると考えられるが、高次モーメントの推計値はデータ中のノイズから影響を受けやすいため、推計誤差も大きくなりやすい。なお、Martin (2017)の手法では、高次モーメントの推計値は用いられない。

指標のどちらに対しても下押し効果を持つとの結果が得られた。また、買入量1単位あたりの買入効果が状態変数に応じて変化し得ることを許容した定式化での推計からは、①買入時点の株価水準がトレンド対比低いほど、②株価水準がトレンド対比低い状況下で株式市場のボラティリティが高まるほど、③買入実施直前の株価の下落率が大きいほど、④買入規模が大きいほど、買入の効果が大きくなることを示唆する結果が得られた。

補論 A : Martin (2017)の手法を用いた ERP の推計

本補論では、Martin (2017)の手法を用いた、オプション価格に含まれる ERP の推計について詳述する。Martin (2017)の手法は、非常に弱い仮定のもとでオプション価格情報から ERP を推計できる、という特長を有している。このため、近年、Martin (2017)の手法による ERP 推計値を用いた研究事例が増えている（例えば、Cieslak et al. 2019、Cox et al. 2020、Kroencke et al. 2021 など）。

A-1. Martin (2017) の手法の概要

Martin (2017) は、株式の市場ポートフォリオ（株価指数に相当）の無リスク資産に対する期待超過収益率、すなわち ERP は、非常に弱い仮定のもとで、次式を満たすことを示している²⁵。

$$\frac{1}{T-t} (E_t[R_T] - R_{f,t}) \geq R_{f,t} \cdot SVIX_{t \rightarrow T}^2 \quad (\text{A-1})$$

ここで、 R_T は市場ポートフォリオの時点 t から T までの（グロスの）収益率、 $R_{f,t}$ は無リスク金利、 $E_t[\cdot]$ は t 時点での条件付き期待値である。すなわち、(A-1)式の左辺は、時点 t から T までの期間に関する ERP の年率換算値である。

(A-1)式は、ERP の下限を、SVIX という指標を用いて表せることを示している。SVIX は Martin (2017) が提案した指標で、次式によって算出される。

$$SVIX_{t \rightarrow T}^2 = \frac{2}{(T-t)R_{f,t}S_t^2} \left[\int_0^{F_{t,T}} P_t(K,T) dK + \int_{F_{t,T}}^{\infty} C_t(K,T) dK \right] \quad (\text{A-2})$$

ただし、 S_t は時点 t における原資産価格（株価指数）、 $F_{t,T}$ は時点 t における満期 T のフォワード価格である。また、 $P_t(K,T)$ と $C_t(K,T)$ はそれぞれ、満期が T 、行使価格が K のプット・オプションとコール・オプションの時点 t における価格である。(A-2)

²⁵ 具体的には、プライシング・カーネルと株価変化率が、NCC (negative correlation condition) と呼ばれる条件を満たす場合に、(A-1)式が成立する。Martin (2017)は、この NCC 条件は、標準的な資産価格評価モデルを含む広範な設定のもとで満たされることを示している。

式は、SVIX がオプション価格データをもとに算出可能であることを示している²⁶。このため、(A-1)式と(A-2)式を組み合わせることで、オプション価格情報から ERP の下限を算出できる。

(A-1)式が示すとおり、理論的には、SVIX に基づく推計値は ERP の「下限」の推計値である。もっとも、Martin (2017) は、米国の株価指数 (S&P 500) に関する実証分析結果をもとに、SVIX に基づく ERP の下限の推計値が、平均的には ERP の良好な近似値となっていることを報告している。この結果をもとに、Martin (2017) は、SVIX に基づく ERP の下限の推計値を ERP そのものの推計値として扱ってもよい、と主張している。本稿でも、Martin (2017) にならって、(A-1)式の右辺の値を ERP そのものの推計値とみなす。

A-2. 日経 225 オプション価格データを用いた推計手順

Martin (2017) の手法を用いて、先行き 30 日の期間に関する ERP 推計値の後場変化幅（現物株式市場の前場終値時点から後場終値時点までの変化幅）を日経 225 オプション価格データ（1 分足）から推計する手順は、以下のとおりである²⁷。

① 第 1・第 2 限月に対応する ERP の後場変化幅の推計

まず、第 1 限月および第 2 限月の日経 225 オプションの価格データから、前場終値時点と後場終値時点のこれらの限月に対応する ERP を算出する。具体的には、オプション価格データを用いて、(A-2)式により SVIX を算出したうえで、両時点における ERP 推計値を(A-1)式の右辺として算出する。

²⁶ SVIX は、"Simple VIX"を意味する Martin (2017) の造語であり、オプション価格を用いて算出できる点などで、VIX 型ボラティリティ指標と類似している。一方で、VIX 型ボラティリティ指標は、理論的にはリスク・プレミアム指標とは解釈できないなどの、重要な相違点も存在する。

²⁷ 後場終値時点の ERP は、15:00 時点のデータから推計している。前場終値時点の ERP は、2011 年 11 月 20 日までは 11:00 時点、それ以降は 11:30 時点のデータから推計している。ただし、各時点でオプション価格が存在する行使価格を増やすため、各限月・行使価格について 5 分間のウィンドウ（後場終値時点については 15:00～15:05、前場終値時点については 11:30～11:35 または 11:00～11:05）で最も終値時点に近い分足データを用いてデータセットを構築している。

その際、SVIXの算出には、(A-2)式が示すとおり、行使価格が0から無限大までの任意の行使価格のオプション価格データが理論上は必要となる。しかし、実際にオプション取引が行われている行使価格は、離散的でかつ範囲も限られている。このため、本稿では、先行研究にならって、以下の方法でオプション価格を補間・補外したうえで、(A-2)式の積分項を計算する²⁸。

最初に、観察されるアウト・オブ・ザ・マネー（OTM、行使価格が $K < S_t$ のプット・オプション、または行使価格が $K \geq S_t$ のコール・オプション）のオプション価格を、Black and Scholes (1973) インプライド・ボラティリティ（IV）に変換する。例えば、コール・オプション価格 $C_t(T, K)$ は、下式の関係式に基づいて $IV_t(T, K)$ に変換する。

$$C_t(T, K) = BS(S_t, K, T - t, r_f, q, IV_t(T, K)) \quad (\text{A-3})$$

ただし、 BS は Black and Scholes (1973) のオプション価格関数である。無リスク金利パラメータ r_f には、Bloomberg から入手したユーロ円 LIBOR の当日終値を用いる²⁹。また、配当率パラメータ q は、Bloomberg より入手した日経平均株価指数と日経平均トータルリターン・インデックスの日次変化率の差分から算出した実績配当額をもとに設定する。

次に、こうして得られた IV を、観察される最低と最高の行使価格の間における全ての行使価格にわたり、3次の区分スプラインにより補間する。観察される最低の行使価格以下、および最高の行使価格以上の領域については、それぞれ、観察される最低および最高の行使価格の IV を、水平に補外する。

以上の補間・補外により、 $[S_t/3, 3S_t]$ の行使価格範囲で 1,001 個の等間隔な行使価格における IV を求めたうえで、Black-Scholes 公式を用いてオプション価格に変換する。このようにして得られた 1,001 個のオプション価格を用いて、(A-2)式の積分を数

²⁸ オプション価格を補間・補外する際に用いられる手法については、Malz (2014)、Ammann and Feser (2019)などを参照。

²⁹ 実際には、スポット・ネクスト物、1週間物、1か月物、2か月物、3か月物のユーロ円 LIBOR を、オプションの残存日数に線形補間した値を用いている。

值的に計算することで、各限月に対応する ERP 推計値を得る。ただし、利用可能な OTM のプット・オプションとコール・オプションがそれぞれ2つ以上存在しない場合、当該限月に対応する ERP 推計値は欠損値とする。

最後に、前場終値時点と後場終値時点の ERP 推計値の差をとることで、第1限月と第2限月の ERP 後場変化幅を算出する。ただし、前場終値時点と後場終値時点のいずれかの推計値が欠損値である限月については、当該限月の変化幅も欠損値とする。

②先行き30日間の期間に関する ERP 変化幅の算出

以上で得られた、第1限月（満期までの残存日数は1～約30日）と第2限月（満期までの残存日数は約30～約60日）の ERP 変化幅を、各限月の満期までの残存日数を勘案しつつ線形補間することで、先行き30日間の期間に関する ERP 変化幅を算出する。ただし、第1限月と第2限月のいずれかの変化幅が欠損値の場合は、欠損していない限月の ERP 変化幅を、先行き30日の期間に関する推計値とする。両限月とも欠損値となっている場合は、30日 ERP 変化幅も欠損値とし、サンプルから除外する。

A-3. ERP の推計結果

補論図（1）は、株式市場の後場終値時点における ERP 推計値の時系列推移を示している。ERP 推計値は、2011年3月や2020年3月に急上昇している。このことは、東日本大震災や、新型コロナウイルスの感染拡大に伴う市場の混乱が、リスク・プレミアムに大きな影響を与えたことを示唆している。被説明変数として用いている後場変化幅をみると、震災や感染症の影響以外にも、株価が大幅に下落し、株式市場が不安定化した局面で、ERP が大きく上昇していたことがわかる（補論図（2）①）。

補論 B : Duan and Zhang (2014)の手法に基づいた ERP の推計

本補論では、Duan and Zhang (2014) (以下、DZ) の手法に基づく ERP の推計について詳述する。

B-1. DZ の手法の概要

DZ は、投資家の効用関数として「べき効用関数 (power utility function)」を仮定すれば、ERP は次式で表されることを示している³⁰。

$$\begin{aligned} ERP &= \mu_P + \delta - r_f \\ &= \frac{2\gamma - 1}{2} \sigma_P^2 - \frac{3\gamma^2 - 3\gamma + 1}{6} \theta_P \sigma_P^3 + \frac{4\gamma^3 - 6\gamma^2 + 4\gamma - 1}{24} (\kappa_P - 3) \sigma_P^4 \end{aligned} \quad (\text{B-1})$$

ここで、 γ は相対的リスク回避度パラメータ、 δ と r_f はそれぞれ、連続複利表示の配当利回りと無リスク金利、 μ_P 、 σ_P^2 、 θ_P 、 κ_P はそれぞれ、対数株価変化率 $\log(S_T/S_t)$ の実確率測度 (以下、 P -測度) 下での確率分布の平均、分散、歪度、尖度を表している。なお、記述の簡略化のため、時点を表す添字 (t, T) を省略している。また、以下では、対数株価変化率のリスク中立確率測度 (Q -測度) 下の確率分布のモーメントには、添字 Q を付ける。

DZ は、(B-1)式による ERP の算出にあたって、まず、 P -測度下でのモーメントを GARCH 型の時系列モデルを用いて推計している。そのうえで、次式に基づく GMM 推計で得られる γ の推計値を用いて、ERP を算出している。

$$\frac{\sigma_Q^2 - \sigma_P^2}{\sigma_P^2} = -\gamma \theta_P \sigma_P + \frac{\gamma^2}{2} (\kappa_P - 3) \sigma_P^2$$

ただし、 Q -測度下での分散 σ_Q^2 は、オプション価格から算出された値を使用している。

B-2. 改良版 DZ の手法の概要

上述のとおり、DZ の推計手法では、 P -測度下のモーメントを GARCH 型のモデルに基づいてヒストリカル・データから時系列推計する必要がある。しかし、こうした

³⁰ べき効用関数は、相対的リスク回避度パラメータが一定という性質を持つ効用関数である。

方法では、フォワード・ルッキングに形成される ERP (株式の「期待」超過収益率) の推計値に、バイアスが生じる可能性が否定できない。

そこで、本稿では、ERP を P -測度下ではなく Q -測度下のモーメントで表現し、 Q -測度下のモーメントをオプション価格情報から計算することによって、ERP を推計するという方法を採用。これにより、時系列モデルを推計することなく、市場参加者のフォワード・ルッキングな予想をより直接的に反映させる形で、ERP を推計することができる。この「改良版」DZ の手法による ERP の推計式は、以下のように導出される。

まず、 r を株価対数収益率として、 $e^{r-\mu_Q}$ を 4 次テイラー展開する。

$$e^{r-\mu_Q} = 1 + (r - \mu_Q) + \frac{(r - \mu_Q)^2}{2} + \frac{(r - \mu_Q)^3}{6} + \frac{(r - \mu_Q)^4}{24} + o((r - \mu_Q)^4) \quad (\text{B-2})$$

ただし、 $o(\cdot)$ は高次の残余項を表す。(B-2)式の Q -測度下での期待値をとると、

$$e^{r_f - \delta - \mu_Q} = 1 + \frac{\sigma_Q^2}{2} + \frac{\theta_Q \sigma_Q^3}{6} + \frac{\kappa_Q \sigma_Q^4}{24} + o(\sigma_Q^4) \quad (\text{B-3})$$

が得られる。(B-3)式の両辺の対数を取り、 $\log(1+x) \approx x - x^2/2$ を用いると、

$$r_f = \delta + \mu_Q + \frac{\sigma_Q^2}{2} + \frac{\theta_Q \sigma_Q^3}{6} + \frac{(\kappa_Q - 3)\sigma_Q^4}{24} + o(\sigma_Q^4) \quad (\text{B-4})$$

を得る。

次に、 $r^* = r - \mu_Q$ と定義すると、 r^* の P -測度下での期待値は次式で表される。

$$\mathbb{E}_t^P[r^*] = \mu_P - \mu_Q \quad \Leftrightarrow \quad \mu_P = \mathbb{E}_t^P[r^*] + \mu_Q \quad (\text{B-5})$$

したがって、 $\mathbb{E}_t^P[r^*]$ を Q -測度下でのモーメントを用いて表現できれば、 μ_P も Q -測度下でのモーメントだけを用いて表現することができる。そこで、 $\phi_P(\lambda) = \mathbb{E}_t^P[e^{\lambda r^*}]$ を r^* の P -測度下での積率母関数、 $\phi_Q(\lambda) = \mathbb{E}_t^Q[e^{\lambda r^*}]$ を r^* の Q -測度下での積率母関数とすると、下式のとおり、 $\phi_P(\lambda)$ は $\phi_Q(\lambda)$ で表現できる。

$$\begin{aligned} \phi_P(\lambda) &= \mathbb{E}_t^P \left[m \frac{1}{m} e^{\lambda r^*} \right] = e^{-r_f} \mathbb{E}_t^Q \left[\frac{1}{m} e^{\lambda r^*} \right] = \beta^{-1} e^{-r_f} \mathbb{E}_t^Q [e^{\lambda r} e^{\lambda r^*}] \\ &= \beta^{-1} e^{-r_f} e^{\lambda \mu_Q} \mathbb{E}_t^Q [e^{(\lambda + \gamma) r^*}] = \frac{\mathbb{E}_t^Q [e^{(\lambda + \gamma) r^*}]}{\mathbb{E}_t^Q [e^{\lambda r^*}]} = \frac{\phi_Q(\lambda + \gamma)}{\phi_Q(\lambda)} \end{aligned} \quad (\text{B-6})$$

ただし、 $m = \beta e^{-rT}$ は、べき効用関数の場合のプライシング・カーネル (β は主観的割引因子) である。2 つ目の等号は、任意の T 時点で可測な確率変数 X について、確率測度変換公式、 $\mathbb{E}_t^P[mX] = e^{-rT} \mathbb{E}_t^Q[X]$ が成り立つことに基づいている。ここで、 $\phi_Q(\lambda)$ を 4 次テイラー展開すると、

$$\phi_Q(\lambda) = 1 + \frac{\lambda^2}{2} \sigma_Q^2 + \frac{\lambda^3}{6} \theta_Q \sigma_Q^3 + \frac{\lambda^4}{24} \kappa_Q \sigma_Q^4 + o(\sigma_Q^4) \quad (\text{B-7})$$

が得られ、これと(B-6)式、および $\mathbb{E}_t^P[r^*] = \left. \frac{\partial \phi_P(\lambda)}{\partial \lambda} \right|_{\lambda=0}$ であることを用いれば、次式が得られる。

$$\mathbb{E}_t^P[r^*] = \frac{\left. \frac{\partial \phi_Q(\lambda + \gamma)}{\partial \lambda} \right|_{\lambda=0}}{\phi_Q(\gamma)} = \gamma \sigma_Q^2 + \frac{\gamma^2}{2} \theta_Q \sigma_Q^3 + \frac{\gamma^3}{6} (\kappa_Q - 3) \sigma_Q^4 + o(\sigma_Q^4) \quad (\text{B-8})$$

(B-5)式に(B-4)式と(B-8)式を代入すれば、次式が得られる。

$$\begin{aligned} \mu_P &= \mathbb{E}_t^P[r^*] + \mu_Q \\ &= r_f - \delta + \frac{2\gamma - 1}{2} \sigma_Q^2 + \frac{3\gamma^2 - 1}{6} \theta_Q \sigma_Q^3 + \frac{4\gamma^3 - 1}{24} (\kappa_Q - 3) \sigma_Q^4 + o(\sigma_Q^4) \end{aligned} \quad (\text{B-9})$$

(B-9)式と(B-1)式の $ERP = \mu_P + \delta - r_f$ を合わせれば、次式のとおり、ERP を Q -測度下でのモーメントで表現することができる。

$$ERP = \frac{2\gamma - 1}{2} \sigma_Q^2 + \frac{3\gamma^2 - 1}{6} \theta_Q \sigma_Q^3 + \frac{4\gamma^3 - 1}{24} (\kappa_Q - 3) \sigma_Q^4 + o(\sigma_Q^4) \quad (\text{B-10})$$

B-3. 日経 225 オプションへの「改良版」DZ の手法の適用

(B-10)式を用いて ERP を算出するためには、 Q -測度下でのモーメント ($\sigma_Q^2, \theta_Q, \kappa_Q$) と相対的リスク回避度パラメータ γ を推計する必要がある。本節では、これらの推計方法について詳述する。

Q -測度下でのモーメント ($\sigma_Q^2, \theta_Q, \kappa_Q$) は、前場終値時点・後場終値時点の第 1 限月・第 2 限月のデータに、以下の Bakshi et al. (2003) の公式を適用して算出する。

$$\mu_Q = e^{rf} - 1 - e^{rf} \left(\frac{V}{2} + \frac{W}{6} + \frac{X}{24} \right)$$

$$\sigma_Q^2 = Ve^{rf} - \mu_Q^2$$

$$\theta_Q = \frac{e^{rf}(W - 3\mu_Q V) + 2\mu_Q^3}{\sigma_Q^3}$$

$$\kappa_Q = \frac{e^{rf}(X - 4\mu_Q W + 6\mu_Q^2 V) - 3\mu_Q^4}{\sigma_Q^4}$$

ここで、 V 、 W 、 X は、以下のとおり、プット・オプションとコール・オプションの価格を用いて算出することができる。

$$V = \int_{S_t}^{\infty} \frac{2(1 - \log(K/S_t))}{K^2} C(K) dK + \int_0^{S_t} \frac{2(1 - \log(K/S_t))}{K^2} P(K) dK \quad (\text{B-11})$$

$$W = \int_{S_t}^{\infty} \frac{6 \log(K/S_t) - 3[\log(K/S_t)]^2}{K^2} C(K) dK + \int_0^{S_t} \frac{6 \log(K/S_t) - 3[\log(K/S_t)]^2}{K^2} P(K) dK \quad (\text{B-12})$$

$$X = \int_{S_t}^{\infty} \frac{12[\log(K/S_t)]^2 - 4[\log(K/S_t)]^3}{K^2} C(K) dK + \int_0^{S_t} \frac{12[\log(K/S_t)]^2 - 4[\log(K/S_t)]^3}{K^2} P(K) dK \quad (\text{B-13})$$

ただし、実際にオプション取引が行われている行使価格 K は離散的でかつ範囲も限られるため、補論 A と同様の方法でオプション価格情報を補間・補外したうえで、(B-11)～(B-13)式の積分項を計算する。その際、利用可能な OTM のプット・オプションとコール・オプションがそれぞれ 2 つ以上存在しない限月については、当該限月に対応する Q -測度下でのモーメントは欠損値とする。

こうして得られる、前場終値時点・後場終値時点の第 1 限月（満期までの残存日数は 1～約 30 日）と第 2 限月（満期までの残存日数は約 30～約 60 日）の Q -測度下のモーメントを、各限月の満期までの残存日数を勘案しつつ線形補間することによって、先行き 30 日の期間に関するモーメントを計算する。ただし、第 1 限月と第 2 限月のいずれかが欠損値の場合は、欠損していない限月の推計値を先行き 30 日の期間に関

する推計値として扱う。両限月とも欠損値となっている場合は、サンプルから除外する。また、前場終値時点・後場終値時点のどちらかのモーメントが欠損値となる限月については、欠損していない方の時点についても欠損値とする。

次に、相対的リスク回避度パラメータ γ は、Faccini et al. (2019)にならい、次式に基づいて GMM 推計する。

$$\frac{\sigma_P^2 - \sigma_Q^2}{\sigma_Q^2} = \gamma \theta_Q \sigma_Q + \frac{\gamma^2}{2} (\kappa_Q - 3) \sigma_Q^2$$

ここで、 Q -測度下でのモーメント (σ_Q^2 , θ_Q , κ_Q) には、上述の手法で推計した後場終値時点の推計値を用いる。 P -測度下でのボラティリティ σ_P には、Bloomberg から入手した日経平均株価の 5 分足データから算出した 1 か月 (21 営業日) ヒストリカル・ボラティリティを用いる。GMM 推計における操作変数には、Faccini et al. (2019)にしたがい、定数および σ_Q^2 の一期ラグを用いる。GMM 推計期間は、株価指数の 5 分足データが入手可能な、2011 年 5 月 20 日から 2020 年 12 月 30 日である。GMM 推計で得られた相対的リスク回避度パラメータの推計値は $\gamma = 2.6$ であった。この推計値は、Faccini et al. (2019)による日本に関する推計結果と概ね整合的である。

以上の手順によって得られた Q -測度下でのモーメント (σ_Q^2 , θ_Q , κ_Q) と相対的リスク回避度パラメータ γ の推計値を(B-10)式に代入すれば、前場終値時点と後場終値時点における ERP 推計値が算出される。それらの差をとれば、後場変化幅が算出される。

B-4. ERP の推計結果

補論図 (1) は、「改良版」DZ の手法をもとに推計した ERP 推計値の時系列推移を示している。「改良版」DZ の手法に基づく ERP 推計値は、Martin の手法による推計値と概ね同じ動きを示しているが、その水準は、常に Martin 型の推計値よりも大きくなっていることがわかる。このことは、Martin の手法は ERP の下限の推計値を与える、という理論的結果と整合的である。

参考文献

- Adrian, T., E. Etula, and T. Muir (2014) "Financial Intermediaries and the Cross-Section of Asset Returns," *The Journal of Finance*, 69(6), pp. 2557–2596.
- Ammann, M. and A. Feser (2019) "Robust Estimation of Risk-Neutral Moments," *Journal of Futures Markets*, 39(9), pp. 1137–1166.
- Bakshi, G., N. Kapadia, and D. Madan (2003) "Stock Return Characteristics, Skew Laws, and the Differential Pricing of Individual Equity Options," *The Review of Financial Studies*, 16(1), pp. 101–143.
- 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.
- Black, F. and M. Scholes (1973) "The Pricing of Options and Corporate Liabilities," *Journal of Political Economy*, 81(3), pp. 637–654.
- Campbell, J. Y. and J. H. Cochrane (1999) "By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior," *Journal of Political Economy*, 107(2), pp. 205–251.
- 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*).
- Chen, H., S. Joslin, and S. X. Ni (2019) "Demand for Crash Insurance, Intermediary Constraints, and Risk Premia in Financial Markets," *The Review of Financial Studies*, 32(1), pp. 228–265.
- Cieslak, A., A. Morse, and A. Vissing-Jorgensen (2019) "Stock Returns over the FOMC Cycle," *The Journal of Finance*, 74(5), pp. 2201–2248.
- Cohn, A., J. Engelmann, E. Fehr, and M. A. Maréchal (2015) "Evidence for Countercyclical Risk Aversion: An Experiment with Financial Professionals," *American Economic Review*, 105(2), pp. 860–885.
- Cox, J., D. L. Greenwald, and S. C. Ludvigson (2020) "What Explains the COVID-19 Stock Market?" NBER Working Paper, No. 27784.
- Duan, J.-C. and W. Zhang (2014) "Forward-Looking Market Risk Premium," *Management Science*, 60(2), pp. 521–538.

- Duarte, F. and C. Rosa (2015) "The Equity Risk Premium: A Review of Models," *Economic Policy Review*, 21(2), pp. 39–57.
- Faccini, R., E. Konstantinidi, G. Skiadopoulos, and S. Sarantopoulou-Chiourea (2019) "A New Predictor of U.S. Real Economic Activity: The S&P 500 Option Implied Risk Aversion," *Management Science*, 65(10), pp. 4927–4949.
- 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.
- Hattori, T. and J. Yoshida (2020) "Bank of Japan as a Contrarian Stock Investor: Large-Scale ETF Purchases," CREPE Discussion Paper, No. 70.
- He, Z., B. Kelly, and A. Manela (2017) "Intermediary Asset Pricing: New Evidence from Many Asset Classes," *Journal of Financial Economics*, 126(1), pp. 1–35.
- He, Z. and A. Krishnamurthy (2013) "Intermediary Asset Pricing," *American Economic Review*, 103(2), pp. 732–770.
- Krishnamurthy, A. and A. Vissing-Jorgensen (2011) "The Effects of Quantitative Easing on Interest Rates: Channels and Implications for Policy," *Brookings Papers on Economic Activity*, Fall 2011, pp. 215–287.
- Kroencke, T. A., M. Schmeling, and A. Schrimpf (2021) "The FOMC Risk Shift," forthcoming in *Journal of Monetary Economics*.
- Lutz, C. (2015) "The Impact of Conventional and Unconventional Monetary Policy on Investor Sentiment," *Journal of Banking & Finance*, 61, pp. 89–105.
- Malz, A. M. (2014) "A Simple and Reliable Way to Compute Option-Based Risk-Neutral Distributions," Federal Reserve Bank of New York Staff Reports, No. 677.
- Martin, I. (2017) "What is the Expected Return on the Market?" *The Quarterly Journal of Economics*, 132(1), pp. 367–433.
- Matsuki, T., K. Sugimoto, and K. Satoma (2015), "Effects of the Bank of Japan's Current Quantitative and Qualitative Easing," *Economics Letters*, 113, pp. 112–116.
- Nagel, S. (2012) "Evaporating Liquidity," *The Review of Financial Studies*, 25(7), pp. 2005–2039.
- 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.

- Nozawa, Y. and Y. Qiu (2021) "Corporate Bond Market Reactions to Quantitative Easing during the COVID-19 Pandemic," forthcoming in *Journal of Banking & Finance*.
- Shirota, T. (2018) "Evaluating the Unconventional Monetary Policy in Stock Markets: A Semi-parametric Approach," Hokkaido University Discussion Paper Series A, No. 2018-322.
- Takahashi, H. and K. Yamada (2021) "When the Japanese Stock Market Meets COVID-19: Impact of Ownership, China and US Exposure, and ESG Channels," *International Review of Financial Analysis*, 74, 101670.
- Vayanos, D. and J.-L. Vila (2021) "A Preferred-Habitat Model of the Term Structure of Interest Rates," *Econometrica*, 89(1), pp. 77–112.
- 井出真吾・竹原均（2020）「日銀による ETF 買入れがリスクプレミアムに与えた影響—期待倒産確率調整後インプライド自己資本コストを用いた分析—」、『証券アナリストジャーナル』、第 58 巻第 7 号、42–51 頁。
- 井出真吾・南正太郎（2013）「『日銀の ETF 買入れが市場を歪めている』は本当か—現物株市場に及ぼす影響の一考察—」、『月刊資本市場』、2013 年 7 月号、18–25 頁。
- 大森健吾（2020）「日本銀行によるリスク性資産の買入れ—効果・副作用・出口の議論—」、調査と情報—ISSUE BRIEF—、No.1108、国立国会図書館。
- 小林毅（2017）「量的・質的金融緩和政策が株式・J-REIT 市場に与えた影響」、『生活経済学研究』、第 46 巻、1–10 頁。
- 芹田敏夫・花枝英樹（2017）「ETF が現物株式市場に与える影響」、『月刊資本市場』、2017 年 11 月号、28–37 頁。
- 原田喜美枝（2017）「日本銀行の ETF 買入政策と日経平均株価銘柄入れ替えのイベント・スタディ」、『証券経済研究』、第 100 号、75–90 頁。
- 平山賢一（2021）『日銀 ETF 問題 <最大株主化>の実態とその出口戦略』、中央経済社。
- 米澤康博（2016）「ポートフォリオリバランスとその効果」、『証券経済研究』、第 93 号、113–125 頁。

表 1 : 使用データおよび出所

項目		詳細	出所	
時系列推計 (日次)				
被説明変数	ΔERP_t^{day}	オプション価格に含まれるERP推計値の変化幅 (%pt)	Martin (2017) の手法によるERP推計値の株式市場前場終値時点から後場終値時点までの変化幅 (推計方法の詳細は補論A参照)	JPX
状態変数	$\widehat{TPX}_{t-1}^{day}$	TOPIX100日移動平均乖離率 (%)	TOPIX前日終値の100日移動平均からの乖離率	QUICK
	VI_{t-1}^{day}	日経平均ボラティリティ・インデックス	株式市場前日終値時点の水準	QUICK
	ΔTPX_t^{AM}	TOPIX変化率 (%)	前場終値の前日終値比	QUICK
	BOJ_t^{day}	ETF買入れ額 (%) (TOPIX時価総額比)	日次ETF買入れ額の前日TOPIX時価総額比 日次買入れ量指標と同一の変数	QUICK 日本銀行
買入れ量指標	ETF_t^{day}	ETF買入れ額 (実額)	買入れ量指標の分子に利用 ((3)式参照)	日本銀行
	MKC_{t-1}^{day}	TOPIX時価総額	前日終値時点の値 買入れ量指標の分母に利用 ((3)式参照)	QUICK
コントロール変数	ΔTPX_t^{AM}	TOPIX変化率 (%)	前場終値の前日終値比	QUICK
	ΔJPY_t^{AM}	ドル円変化率 (%)	株式市場前場終値時点におけるドル円為替レートの前日終値時点比	Bloomberg
パネル推計 (週次)				
被説明変数	$\Delta YS_{i,t}^{week}$	個別銘柄イールド・スプレッド変化幅 (%pt)	連結ベース 当週終値の前週終値差	QUICK
状態変数	$\widehat{TPX}_{t-1}^{week}$	TOPIX100日移動平均乖離率 (%)	TOPIX前週終値の100日移動平均からの乖離率	QUICK
	VI_{t-1}^{week}	日経平均ボラティリティ・インデックス	株式市場前週終値時点の水準	QUICK
	ΔTPX_{t-1}^{week}	TOPIX変化率 (%)	前週終値の前々週終値比	QUICK
	BOJ_t^{week}	ETF買入れ額 (%) (TOPIX時価総額比)	ETF買入れ額の週次集計値 TOPIX時価総額 (前週末終値) 比	QUICK 日本銀行
買入れ量指標	ETF_j^{day}	ETF買入れ額 (実額)	銘柄別買入れ額の試算に利用 ((5)式参照)	日本銀行
	$\omega_{BOJ,j}^{TPX}$ $\omega_{BOJ,j}^{NKY}$ $\omega_{BOJ,j}^{JPX}$	各株価指数に連動するETFの買入れ比率 (試算値)	銘柄別ETF時価総額 (QUICK) と、日本銀行の公表資料に基づく試算値 銘柄別 (間接) 買入れ額の試算に利用 ((5)式参照)	QUICK 日本銀行
	$\omega_{i,j}^{TPX}$ $\omega_{i,j}^{NKY}$ $\omega_{i,j}^{JPX}$	個別銘柄の指数ウエイト	TOPIX・日経225・JPX日経400における個別銘柄ウエイト、銘柄別 (間接) 買入れ額の試算に利用 ((5)式参照)	QUICK
	$MKC_{i,t-1}^{week}$	個別銘柄の時価総額	前週終値時点の値 買入れ量指標の分母に利用 ((4)式参照)	QUICK

表 2 : 被説明変数と状態変数の基本統計量
—全サンプル—

(1) 時系列推計 (日次)

	平均	標準 偏差	分位点					観測数	
			1%	5%	中央値	95%	99%		
▽被説明変数									
ERP推計値の変化幅 (%pt)	ΔERP_t^{day}	0.02	0.71	-1.31	-0.52	-0.01	0.64	1.83	2,454
▽状態変数									
TOPIXのX日移動平均乖離 (%) $\overline{TPX}_{t-1}^{day}$									
X = 100		1.54	6.83	-13.54	-8.80	1.66	11.64	21.42	2,468
X = 25		0.38	3.42	-10.04	-5.62	0.67	5.49	7.42	2,468
X = 200		2.87	9.74	-15.49	-11.21	2.13	17.88	34.16	2,468
日経VI VI_{t-1}^{day}									
全ての局面		22.43	6.72	13.46	14.64	21.02	35.62	44.78	2,468
株価がトレンドを 下回る局面		25.44	7.76	14.60	16.15	23.94	39.41	52.61	1,014
TOPIX変化率 (%)	ΔTPX_t^{AM}	0.03	1.05	-2.86	-1.67	0.03	1.57	2.68	2,468
ETF買入れ額 (TOPIX時価総額比) (%)	BOJ_t^{day}	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.02	0.03	2,468

(2) パネル推計 (週次)

	平均	標準 偏差	分位点					観測数	
			1%	5%	中央値	95%	99%		
▽被説明変数									
イールド・スプレッド 変化幅 (%pt)	$\Delta YS_{i,t}^{week}$	0.00	1.84	-1.92	-0.66	0.00	0.69	1.98	1,178,559
▽状態変数									
TOPIXのX日移動平均乖離 (%) $\overline{TPX}_{t-1}^{week}$									
X = 100		1.55	6.89	-12.33	-8.99	1.65	11.80	20.64	526
X = 25		0.39	3.46	-10.09	-5.48	0.68	5.39	7.47	526
X = 200		2.86	9.79	-15.02	-11.45	2.16	18.33	33.94	526
日経VI VI_{t-1}^{week}									
全ての局面		22.41	6.67	13.30	14.74	20.94	35.88	45.18	526
株価がトレンドを 下回る局面		25.49	7.68	14.67	16.19	23.92	40.23	50.90	218
TOPIX変化率 (%)	ΔTPX_{t-1}^{week}	0.17	2.74	-7.05	-4.35	0.40	3.97	6.97	526
ETF買入れ額 (TOPIX時価総額比) (%)	BOJ_t^{week}	0.02	0.02	0.00	0.00	0.01	0.06	0.09	526

(注) 1. (1) のERP変化幅は、後場変化幅。(2) のイールド・スプレッド変化幅は、週次変化幅。
 2. TOPIX変化率は、(1) では前場変化率、(2) では前週の週次変化率。
 3. TOPIXの移動平均乖離と日経VIは、(1) では前日終値時点、(2) では前週終値時点の値に関する基本統計量。日経VIの「株価がトレンドを下回る局面」は、同時点のTOPIX終値が、100日移動平均を下回るサブサンプルに関する基本統計量。

表3：被説明変数と状態変数の基本統計量
—ETF買入れ実施日に限定したサブサンプル—

(1) 時系列推計 (日次)

	平均	標準 偏差	分位点					観測数	
			1%	5%	中央値	95%	99%		
▽被説明変数									
ERP推計値の変化幅 (%pt)	ΔERP_t^{day}	0.02	1.02	-1.86	-0.82	-0.03	0.91	2.90	665
▽状態変数									
TOPIXのX日移動平均乖離 (%) $\overline{TPX}_{t-1}^{day}$									
X = 100		1.07	6.54	-16.01	-9.33	1.28	10.45	18.48	668
X = 25		-0.17	3.48	-11.11	-6.16	0.23	4.75	7.50	668
X = 200		2.86	9.60	-15.46	-11.48	2.36	17.12	31.34	668
日経VI VI_{t-1}^{day}									
全ての局面		22.95	7.38	13.04	14.60	21.20	37.44	50.05	668
株価がトレンドを 下回る局面		26.39	8.55	14.30	16.11	24.79	42.45	56.63	279
TOPIX変化率 (%)	ΔTPX_t^{AM}	-1.06	0.93	-4.99	-2.64	-0.81	-0.14	-0.03	668
ETF買入れ額 (TOPIX時価総額比) (%)	BOJ_t^{day}	0.02	0.01	0.00	0.00	0.02	0.03	0.04	668

(2) パネル推計 (週次)

	平均	標準 偏差	分位点					観測数	
			1%	5%	中央値	95%	99%		
▽被説明変数									
イールド・スプレッド変化幅 (%pt)	$\Delta YS_{i,t}^{week}$	0.05	2.03	-1.80	-0.57	0.02	0.81	2.17	802,303
▽状態変数									
TOPIXのX日移動平均乖離 (%) $\overline{TPX}_{t-1}^{week}$									
X = 100		1.34	6.82	-15.22	-9.50	1.70	10.84	21.00	355
X = 25		0.01	3.58	-10.34	-5.89	0.43	5.16	7.21	355
X = 200		3.18	9.94	-15.96	-11.57	2.55	16.96	33.92	355
日経VI VI_{t-1}^{week}									
全ての局面		22.76	7.09	13.21	14.61	21.12	36.68	47.75	355
株価がトレンドを 下回る局面		26.38	8.05	14.81	16.04	25.42	41.17	52.04	145
TOPIX変化率 (%)	ΔTPX_{t-1}^{week}	-0.11	2.85	-8.07	-4.74	0.06	3.95	7.52	355
ETF買入れ額 (TOPIX時価総額比) (%)	BOJ_t^{week}	0.03	0.02	0.00	0.01	0.02	0.07	0.11	355

(注) 1. (1) のERP変化幅は、後場変化幅。(2) のイールド・スプレッド変化幅は、週次変化幅。
2. TOPIX変化率は、(1) では前場変化率、(2) では前週の週次変化率。
3. TOPIXの移動平均乖離と日経VIは、(1) では前日終値時点、(2) では前週終値時点の値に関する基本統計量。日経VIの「株価がトレンドを下回る局面」は、同時点のTOPIX終値が、100日移動平均を下回るサブサンプルに関する基本統計量。

表4：ベースラインの推計結果

(1) ERP推計値の変化幅を被説明変数とした推計

パラメータ	説明変数	推計 I -1	推計 II A-1	推計 II B-1	推計 II C-1	推計 II D-1
θ, α	BOJ_t^{day}	-5.06 ** (0.02)	-1.76 (0.49)	-2.33 (0.41)	-6.21 ** (0.01)	-1.04 (0.80)
	$\min\{0, \widehat{TPX}_{t-1}^{day}\} \times BOJ_t^{day}$		0.69 *** (0.01)			
σ	$D_{t-1}^{day} \times VI_{t-1}^{day} \times BOJ_t^{day}$			-0.49 *** (0.01)		
	$\min\{0, \Delta TPX_t^{AM}\} \times BOJ_t^{day}$				-1.51 (0.39)	
	$BOJ_t^{day} \times BOJ_t^{day}$					-137.71 (0.25)
γ	$D_{t-1}^{day} \times BOJ_t^{day}$			10.72 * (0.10)		
	ΔTPX_t^{AM}	-0.05 *** (0.00)	-0.06 *** (0.00)	-0.06 *** (0.00)	-0.05 ** (0.02)	-0.05 *** (0.01)
β	ΔJPY_t^{AM}	0.05 (0.13)	0.06 * (0.06)	0.06 * (0.06)	0.05 (0.14)	0.05 (0.10)
	$\widehat{TPX}_{t-1}^{day}$		0.00 (0.20)	0.00 (0.83)		
	VI_{t-1}^{day}			0.01 ** (0.03)		
β_0	定数項	0.04 ** (0.01)	0.04 ** (0.02)	-0.09 (0.14)	0.04 ** (0.02)	0.04 ** (0.04)
	観測数	2,436	2,436	2,436	2,436	2,436
	Adjusted R ²	0.00	0.01	0.01	0.00	0.00

(2) イールド・スプレッド変化幅を被説明変数とした推計

パラメータ	説明変数	推計 I -2	推計 II A-2	推計 II B-2	推計 II C-2	推計 II D-2
θ, α	$BOJ_{i,t}^{week}$	-0.85 *** (0.00)	-0.09 (0.53)	-0.13 (0.33)	-0.56 *** (0.00)	0.26 (0.22)
	$\min\{0, \widehat{TPX}_{t-1}^{week}\} \times BOJ_{i,t}^{week}$		0.18 *** (0.00)			
σ	$D_{t-1}^{week} \times VI_{t-1}^{week} \times BOJ_{i,t}^{week}$			-0.07 *** (0.00)		
	$\min\{0, \Delta TPX_{t-1}^{week}\} \times BOJ_{i,t}^{week}$				0.22 *** (0.00)	
	$BOJ_t^{week} \times BOJ_{i,t}^{week}$					-16.66 *** (0.00)
γ	$D_{t-1}^{week} \times BOJ_{i,t}^{week}$			0.73 * (0.05)		
β_0	定数項	-0.15 *** (0.00)	-0.15 *** (0.00)	-0.15 *** (0.00)	-0.15 *** (0.00)	-0.15 *** (0.00)
	Time FE	yes	yes	yes	yes	yes
	Individual FE	yes	yes	yes	yes	yes
	観測数	1,137,052	1,137,052	1,137,052	1,137,052	1,137,052
	Within R ²	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02

- (注) 1. 括弧内はP値。ただし、(2) では個別銘柄に関するクラスター標準誤差を用いて算出している。
 2. ***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。
 3. 推計対象期間は、2010年12月1日～2020年12月30日。

表5：TOPIX移動平均のウィンドウの長さを変えた推計結果

(1) ERP推計値の変化幅を被説明変数とした推計

パラメータ	説明変数	推計ⅡA-1			推計ⅡB-1		
		X=25	X=100	X=200	X=25	X=100	X=200
α	BOJ_t^{day}	-1.00 (0.67)	-1.76 (0.49)	-1.31 (0.62)	-2.60 (0.33)	-2.33 (0.41)	-2.93 (0.34)
σ	$\min\{0, \widehat{TPX}_{t-1}^{day}\} \times BOJ_t^{day}$	2.19 *** (0.00)	0.69 *** (0.01)	0.74 ** (0.01)			
	$D_{t-1}^{day} \times VI_{t-1}^{day} \times BOJ_t^{day}$				-0.47 *** (0.01)	-0.49 *** (0.01)	-0.49 *** (0.00)
γ	$D_{t-1}^{day} \times BOJ_t^{day}$				7.20 (0.25)	10.72 * (0.10)	12.12 * (0.05)
β	ΔTPX_t^{AM}	-0.06 *** (0.00)	-0.06 *** (0.00)	-0.06 *** (0.00)	-0.06 *** (0.00)	-0.06 *** (0.00)	-0.06 *** (0.00)
	ΔJPY_t^{AM}	0.07 ** (0.02)	0.06 * (0.06)	0.06 * (0.06)	0.07 * (0.05)	0.06 * (0.06)	0.06 * (0.06)
	$\widehat{TPX}_{t-1}^{day}$	-0.02 *** (0.00)	0.00 (0.20)	0.00 (0.56)	-0.01 *** (0.00)	0.00 (0.83)	0.00 (0.74)
	VI_{t-1}^{day}				0.00 (0.32)	0.01 ** (0.03)	0.01 ** (0.02)
β_0	定数項	0.05 *** (0.01)	0.04 ** (0.02)	0.04 ** (0.03)	-0.01 (0.89)	-0.09 (0.14)	-0.10 * (0.09)
	観測数	2,436	2,436	2,436	2,436	2,436	2,436
	Adjusted R ²	0.02	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01

(2) イールド・スプレッド変化幅を被説明変数とした推計

パラメータ	説明変数	推計ⅡA-2			推計ⅡB-2		
		X=25	X=100	X=200	X=25	X=100	X=200
α	$BOJ_{i,t}^{week}$	-0.14 (0.26)	-0.09 (0.53)	-0.01 (0.96)	-0.07 (0.63)	-0.13 (0.33)	-0.42 ** (0.02)
σ	$\min\{0, \widehat{TPX}_{t-1}^{week}\} \times BOJ_{i,t}^{week}$	0.30 *** (0.00)	0.18 *** (0.00)	0.19 *** (0.00)			
	$D_{t-1}^{week} \times VI_{t-1}^{week} \times BOJ_{i,t}^{week}$				-0.12 *** (0.00)	-0.07 *** (0.00)	-0.09 *** (0.00)
γ	$D_{t-1}^{week} \times BOJ_{i,t}^{week}$				1.79 *** (0.00)	0.73 * (0.05)	1.93 *** (0.00)
β_0	定数項	-0.15 *** (0.00)	-0.15 *** (0.00)	-0.15 *** (0.00)	-0.15 *** (0.00)	-0.15 *** (0.00)	-0.15 *** (0.00)
	Time FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes
	Individual FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes
	観測数	1,137,052	1,137,052	1,137,052	1,137,052	1,137,052	1,137,052
	Within R ²	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02

- (注) 1. 括弧内はP値。ただし、(2)では個別銘柄に関するクラスター標準誤差を用いて算出している。
 2. ***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。
 3. Xは、移動平均を算出するウィンドウの日数を表す。X=100の推計結果は、ベースラインの推計結果(再掲)。
 4. 推計対象期間は、2010年12月1日～2020年12月30日。

表 6 : 分析対象期間後半のサンプルのみを用いた推計

(1) ERP推計値の変化幅を被説明変数とした推計

パラメータ	説明変数	推計 I -1	推計 II A-1	推計 II B-1	推計 II C-1	推計 II D-1
θ, α	BOJ_t^{day}	-0.60 (0.77)	4.53 * (0.06)	2.40 (0.36)	-0.44 (0.84)	6.93 * (0.07)
	$\min\{0, \widehat{TPX}_{t-1}^{day}\} \times BOJ_t^{day}$		1.11 *** (0.00)			
σ	$D_{t-1}^{day} \times VI_{t-1}^{day} \times BOJ_t^{day}$			-0.67 *** (0.00)		
	$\min\{0, \Delta TPX_t^{AM}\} \times BOJ_t^{day}$				0.29 (0.85)	
	$BOJ_t^{day} \times BOJ_t^{day}$					-233.01 ** (0.02)
γ	$D_{t-1}^{day} \times BOJ_t^{day}$			11.09 ** (0.05)		
	ΔTPX_t^{AM}	0.03 (0.23)	0.03 (0.31)	0.01 (0.79)	0.03 (0.36)	0.04 (0.13)
β	ΔJPY_t^{AM}	0.09 ** (0.02)	0.13 *** (0.00)	0.13 *** (0.00)	0.09 ** (0.02)	0.11 *** (0.01)
	$\widehat{TPX}_{t-1}^{day}$		-0.01 *** (0.00)	0.00 (0.91)		
	VI_{t-1}^{day}			0.02 *** (0.00)		
β_0	定数項	0.02 (0.44)	0.02 (0.34)	-0.35 *** (0.00)	0.02 (0.42)	0.00 (0.89)
	観測数	1,057	1,057	1,057	1,057	1,057
	Adjusted R ²	0.01	0.04	0.05	0.01	0.02

(2) イールド・スプレッド変化幅を被説明変数とした推計

パラメータ	説明変数	推計 I -2	推計 II A-2	推計 II B-2	推計 II C-2	推計 II D-2
θ, α	$BOJ_{i,t}^{week}$	-1.10 *** (0.00)	-0.13 (0.39)	-0.06 (0.65)	-0.79 *** (0.00)	0.98 *** (0.00)
	$\min\{0, \widehat{TPX}_{t-1}^{week}\} \times BOJ_{i,t}^{week}$		0.20 *** (0.00)			
σ	$D_{t-1}^{week} \times VI_{t-1}^{week} \times BOJ_{i,t}^{week}$			-0.05 *** (0.00)		
	$\min\{0, \Delta TPX_{t-1}^{week}\} \times BOJ_{i,t}^{week}$				0.24 *** (0.00)	
	$BOJ_t^{week} \times BOJ_{i,t}^{week}$					-24.83 *** (0.00)
γ	$D_{t-1}^{week} \times BOJ_{i,t}^{week}$			-0.20 (0.56)		
β_0	定数項	-0.14 *** (0.00)	-0.15 *** (0.00)	-0.14 *** (0.00)	-0.14 *** (0.00)	-0.16 *** (0.00)
	Time FE	yes	yes	yes	yes	yes
	Individual FE	yes	yes	yes	yes	yes
	観測数	520,726	520,726	520,726	520,726	520,726
	Within R ²	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10

- (注) 1. 括弧内はP値。ただし、(2) では個別銘柄に関するクラスター標準誤差を用いて算出している。
 2. ***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。
 3. 推計対象期間は、2016年8月4日～2020年12月30日。

表7：DZの手法によるERP推計値を用いた推計結果

パラメータ	説明変数	推計 I -1	推計 II A-1	推計 II B-1	推計 II C-1	推計 II D-1
θ, α	BOJ_t^{day}	-6.23 (0.39)	1.61 (0.85)	-0.26 (0.98)	-7.00 (0.41)	24.10 * (0.07)
	$\min\{0, \overline{TPX}_{t-1}^{day}\} \times BOJ_t^{day}$		2.02 ** (0.02)			
σ	$D_{t-1}^{day} \times VI_{t-1}^{day} \times BOJ_t^{day}$			-1.77 *** (0.00)		
	$\min\{0, \Delta TPX_t^{AM}\} \times BOJ_t^{day}$				-1.03 (0.86)	
	$BOJ_t^{day} \times BOJ_t^{day}$					-1039.04 *** (0.01)
γ	$D_{t-1}^{day} \times BOJ_t^{day}$			40.04 * (0.06)		
β	ΔTPX_t^{AM}	-0.05 (0.39)	-0.06 (0.31)	-0.08 (0.20)	-0.05 (0.48)	-0.02 (0.75)
	ΔJPY_t^{AM}	-0.01 (0.90)	0.03 (0.76)	0.04 (0.72)	-0.02 (0.89)	0.02 (0.88)
	$\overline{TPX}_{t-1}^{day}$		-0.02 *** (0.00)	-0.01 (0.36)		
	VI_{t-1}^{day}			0.04 *** (0.00)		
β_0	定数項	0.15 *** (0.01)	0.18 *** (0.00)	-0.78 *** (0.00)	0.15 *** (0.01)	0.11 * (0.06)
	観測数	2,436	2,436	2,436	2,436	2,436
	Adjusted R ²	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00

(注) 1. 括弧内はP値。

2. ***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。

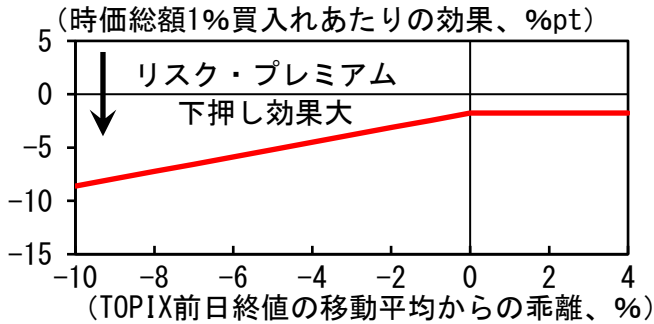
3. 推計対象期間は、2010年12月1日～2020年12月30日。

図 1 : 時価総額 1 %相当のETF買入れの効果

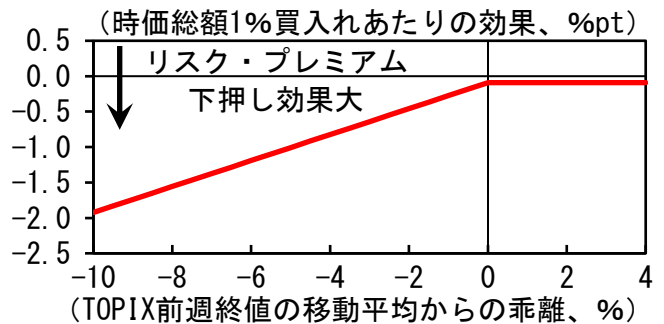
被説明変数：
ERP変化幅

被説明変数：
イールド・スプレッド変化幅

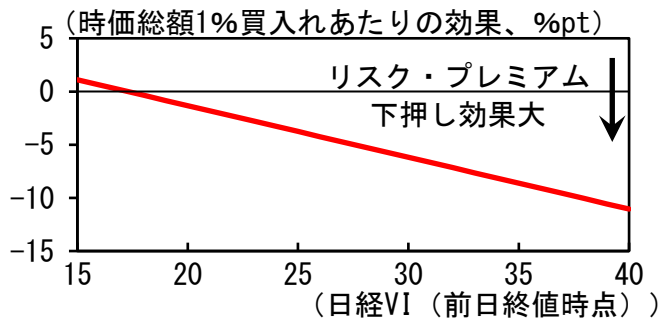
(1-1) 推計ⅡA-1



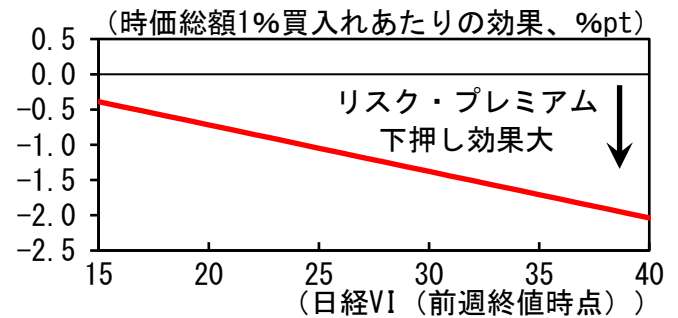
(1-2) 推計ⅡA-2



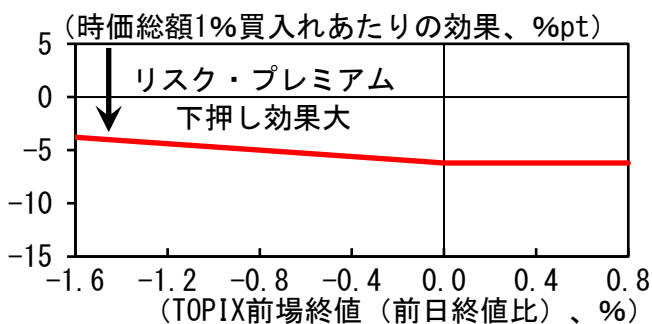
(2-1) 推計ⅡB-1



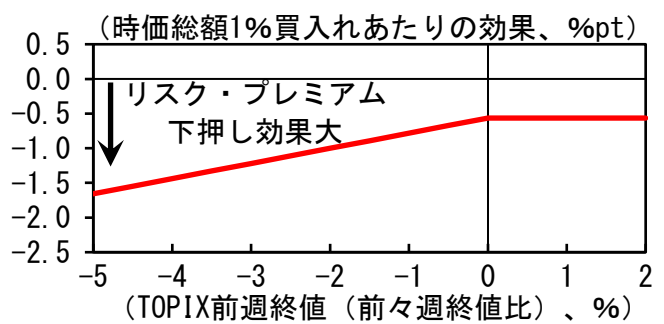
(2-2) 推計ⅡB-2



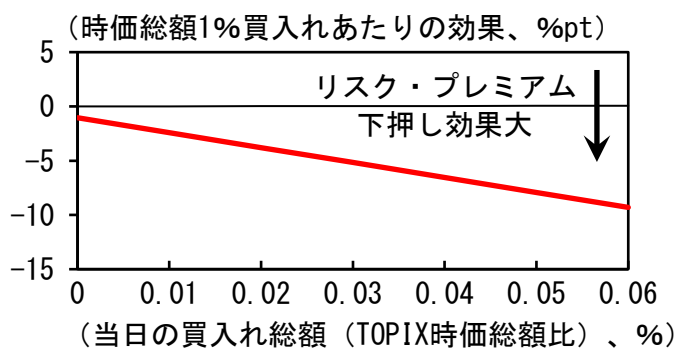
(3-1) 推計ⅡC-1



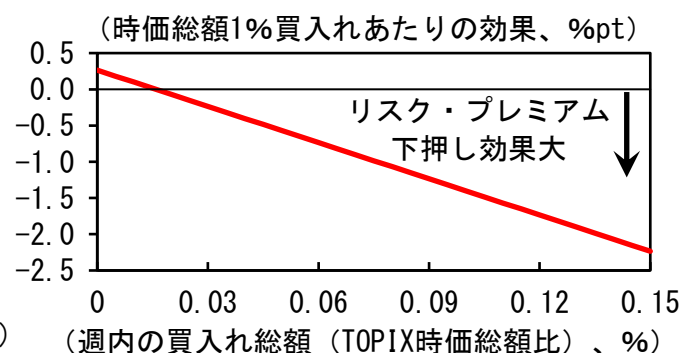
(3-2) 推計ⅡC-2



(4-1) 推計ⅡD-1



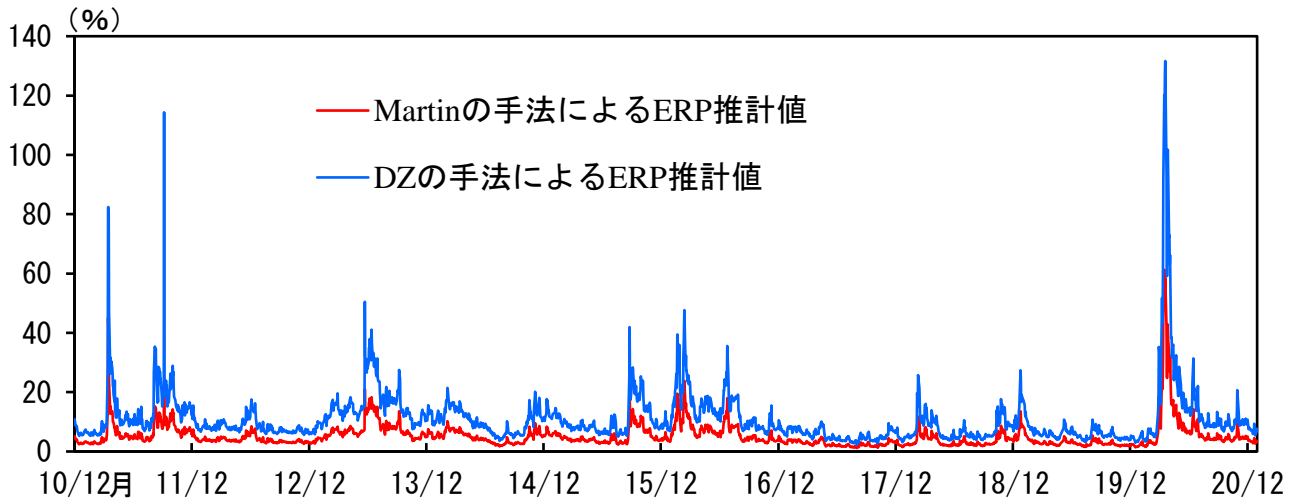
(4-2) 推計ⅡD-2



(注) ERP変化幅は、後場変化幅。イールド・スプレッド変化幅は、週次変化幅。

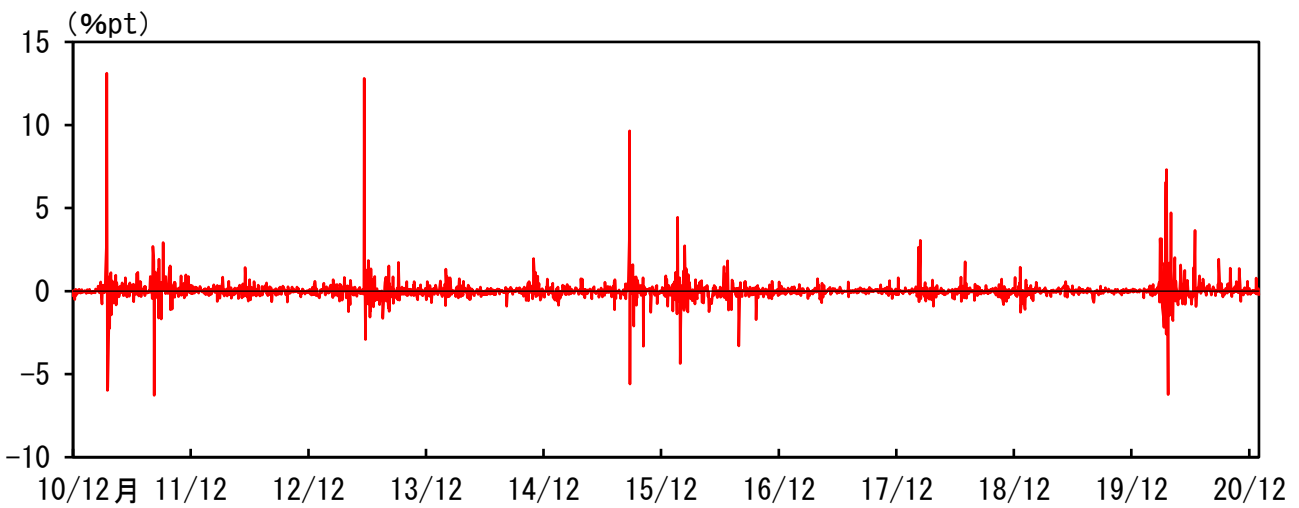
補論図：ERP推計値の時系列推移

(1) ERP推計値（水準）の時系列推移

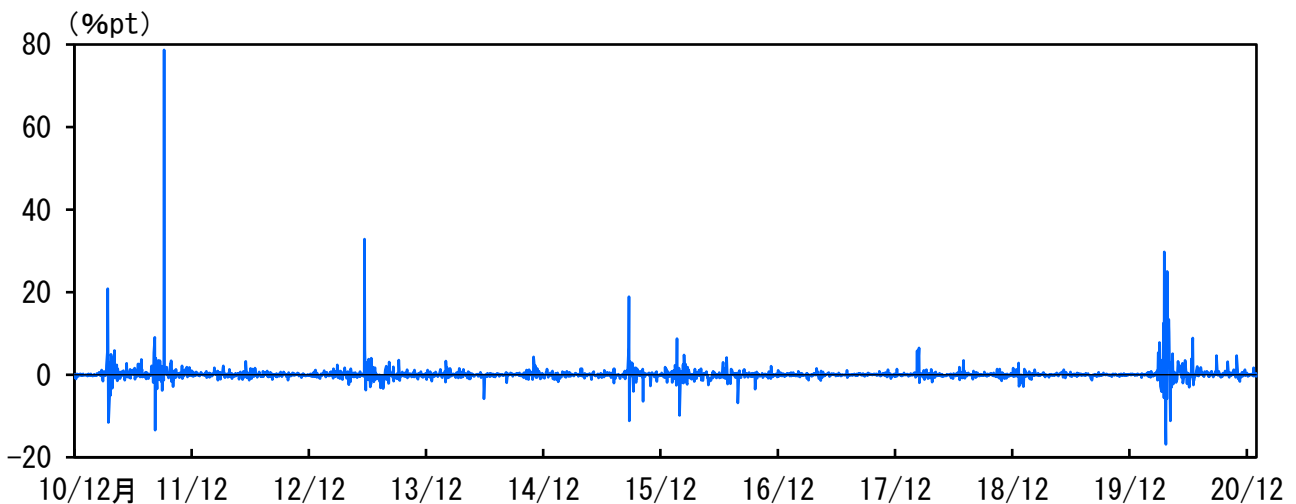


(2) ERP推計値（変化幅）の時系列推移

①Martin (2017)の手法による推計値



②Duan and Zhang (2014)の手法による推計値



(注) (1) の水準は、後場終値時点の推計値。(2) の変化幅は、後場変化幅。