

日銀による ETF 買入政策の不確実性と市場流動性*

松 本 宗 谷
丸 茂 俊 彦

- I はじめに
- II モデルの設定
- III モデルの均衡
- IV 分析
- V 実証分析
- VI おわりに

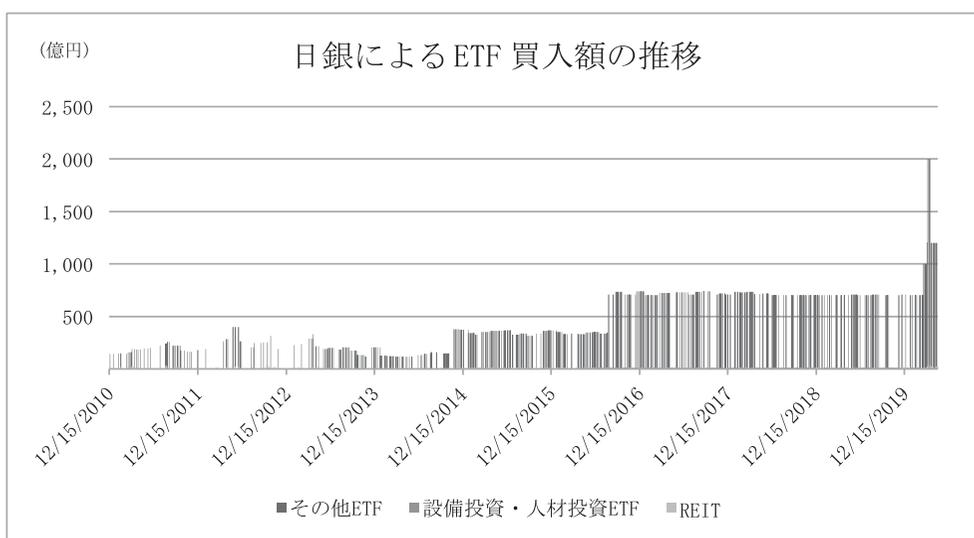
I はじめに

本論文の目的は、日本銀行のETF買入スタンスの不確実性が、日銀の買入対象となる各ETFの流通市場における市場流動性と価格発見力に与える影響について、理論モデルおよび実証分析を用いて考察することである。

2013年に始まった日本銀行による異次元金融緩和政策では、物価目標2%を達成するために、日銀による大量の国債購入によるイールドカーブの引下げと同時に、ETFやREITなどの上場投資信託の直接買入政策が実施され、資産価格のリスクプレミアムを低下させて証券投資を促す目的で実施されている。日銀によるETF買入は、2010年10月28日の日銀政策決定会合において買入枠残高上限4,500億円（期日2011年12月末まで）に決定され、2010年12月から実際の買入がスタートした。その後、2013年1月22日に残高上限2兆1,000億円（期日2013年12月末まで）に決定されるまでの間、計4回の残高上限と期日の引き延ばしが行われた。さらに、異次元金融緩和政策がスタートした2013年4月4日の日銀政策決定会合では、対前年比で年1兆円相当するペースでの増額が決まり、その後、2014年10月31日には年3兆円相当、2016年3月15日には年6兆円相当ペースでの増額が行われた。直近の2020年3月16日には、新型コロナウイルス感染流行による緊急金融緩和措置として年12兆円相当ペースへの倍増が決定され、実行されている。これに伴い、日銀によるETF買入残高も32兆7,228億円（2020年4月末時点：内訳）その他ETF30兆9,133億円、設備投資・人材投資対象

*本論文は日本金融学会2020年度秋季大会での報告内容を原稿にしたものである。学会報告でのコメンテーターや査読誌の匿名レフリーから様々なコメントを頂いた。これらの方々へ記して感謝する。また、本論文は公益財団法人日本証券奨学財団より助成を受けている。当財団による助成に対して記して感謝する。

第1図 日銀によるETF買入の推移とイベント



① 2010年10月28日 ～ 2013年1月22日	残高上限4500億円 ～ 残高上限2兆1000億円	この期間、残高上限を計4回引き上げ
② 2013年4月4日	年1兆円ペース増額	異次元金融緩和の開始
③ 2014年10月31日	年3兆円ペース増額	2014年11月19日 JPX 400を追加
④ 2016年3月15日	年3.3兆円にペース増額	設備・人材投資ETFを追加
⑤ 2016年7月29日	年6兆円にペース増額	
⑥ 2020年3月16日	12兆円にペース増額	

注1 「13日午前には東証株価指数（TOPIX）が前日比0.5%下落したものの、日銀は買いを見送った。日銀はこれまで午前に0.5%超下落したときにはETFを買い入れていた。13日のような下落水準で日銀が買い入れを見送ったのは、日銀が年間の買い入れ目標を6兆円とした16年7月以降で初めてだ。」（日本経済新聞電子版2019/11/16付「日銀ETF買い見送り 市場で「見えざる緩和縮小」懸念」）

注2 「日銀が金融政策の枠組み変更を決めた翌日の8月1日以降、ETFを購入したのは21日までに26回。そのうち午前のTOPIX下落率が最も小さかったのは10月29日の0.27%だ。0.19%安だった15日は購入せず、市場では「約0.3%安」が日銀が買うトリガー（引き金）とみなされていた。22日は当然「見送り」がコンセンサス。それだけに買いが入ったのは想定外で「日銀の意図が全く読めない」（国内証券のストラテジスト）と驚く声が聞かれた。」（日本経済新聞電子版2018/11/22付「「ほほ横ばい」でもETF買った日銀、飛び交う思惑」）

ETF 11,940兆円、J-REIT 6,155兆円）に達している（第1図を参照）。

このようにETF市場やREIT市場における日銀による買入政策のプレゼンスが大きくなった結果、日銀によるETF買入が、ETFやREITを構成する個別証券の流通市場における市場流動性、ボラティリティおよびマーケットインパクトなどで測定された市場効率性に与える影響について、いくつかの問題が指摘されている。第1に、日銀買入により個別証券の流動性が低下し、ボラティリティやマーケットインパクトが上がることで、市場流動性が悪化する。第2に、日銀がETFをパッシブに買い入れることで、

ETF を構成する個別証券価格の市場効率性が低下し、価格発見力が低下する。第3に、日銀が大株主になることで所有の集中化が進み、コーポレートガバナンスの問題が生じることが指摘されている。

さらに、日銀による ETF 買入実施のパターンについては、2018 年後半までは NIK-KEI225 や TOPIX などの指数が前場でマイナス-0.3~-0.5% 下落すると必ず買入を実施するというトリガーが存在するという認識が市場参加者間で共有されていたが、それ以降の時期では日銀による買入スタンスは必ずしも明確にならないという意味での政策スタンスの不確実性が存在することが確認されている(第1図の新聞記事を参照)。日銀が ETF 買入を見送る理由には、第1に株価指数が上昇しているか、市場流動性が潤沢で安定しているために、そもそも買入を行う必要がない点、第2に日銀が市場流動性への影響を配慮し、マーケットインパクトを避けるために買入を控えている点、第3に日銀が保有する ETF 残高が増えたことで、価格下落に伴う日銀のリスク許容力低下が考えられる点、第4に ETF 取引に伴う手数料や税制などの取引コストの存在する点などが考えられる。

このように日銀の買入れパターンが不確実性になることが ETF や個別証券市場の市場流動性や価格発見機能に与える影響について考察することは意義があるといえる。

本論文と先行研究との関係については、以下の通りである。まず、ETF が株式市場の流動性に与える影響について多くの実証研究が存在する。例えば、芹田・花枝(2017)は、2001年7月から2015年12月の日次データを用いて日経平均連動型 ETF の増大が ETF 構成銘柄に与える影響を分析し、第1に、ETF 市場価格と基準価額との乖離が一時的に大きくなる場合があり、正の系列相関が存在することから乖離が持続すること、第2に、日経平均連動型 ETF による保有割合の増加に伴い、日経平均を構成する個別証券のボラティリティや非市場リスクの割合を高めることを明らかにした。¹

一方、ETF が株式市場の流動性に与える影響に関する理論研究は少数であり、いずれも ETF 市場のショックが ETF 構成銘柄の市場流動性や価格にスピルオーバーする効果を分析している。Bhattacharya and O'Hara (2016) は、ETF 市場と ETF 構成銘柄の個別証券市場と間のリンクを通じて、情報トレーダーが個別証券市場で取引が困難な銘柄を避けて直接 ETF を売買することで、個別証券市場のマーケットメーカーが ETF の市

1 近年の ETF 残高の増大に関する課題を知るには、Ben-David, Franzoni, and Moussawi (2017) や Lettau and Madhavan (2018) による解説が参考になる。

2 Ben-David, Franzoni, and Moussawi (2018) は、ETF 構成銘柄の株価の日中・日次ボラティリティは、ETF 構成銘柄でない株価のボラティリティと比べて有意に高くなり、ビット・アスク・スプレッドが小さく、貸株コストの低い流動性の高い銘柄ほどその傾向が顕著となることを明らかにしている。その他にも、Krause, Ehsani, and Lien (2014) は ETF から ETF 構成銘柄の中で最大比率の個別株式へのボラティリティのスピルオーバーが統計的に有意に起きること、ボラティリティのスピルオーバーは流動性・ETF に占める個別株式の比率・純資産価値からの乖離・ETF のマネーフローおよび時価総額のそれぞれに関して増加することを明らかにした。

場価格から真のファンダメンタル価値を学習するインセンティブを持つモデルを構築し、マーケットメーカーによる学習が不完全な場合に、真のファンダメンタル価値を反映しない情報のスピルオーバーが起きることで市場の不安性が増幅することを示した。さらに、Malamad (2015) は、ETF 固有の発行市場の特徴から、ETF 市場から ETF 構成銘柄の市場価格や流動性に対して需要ショックのスピルオーバーが起きることを動学モデルで分析している³。

さらに、日銀による ETF 買入政策に関する実証研究には、以下の研究があげられる。まず、芹田・花枝 (2017) は、日銀による日経平均連動型 ETF 買入により市場価格と基準価額との乖離率が広がり、日経平均を構成する個別証券のボラティリティを低下させることを明らかにしている。つぎに、太田 (2016) は、日銀による ETF 買入が実施された日と実施されなかった日との間で、市場流動性や価格形成にどのような影響を与えるのかを分析し、売りと買いのネットで見たと成行注文に顕著な増加が起きず、ETF 取引の流動性にも大きな変化が観察されないこと、日銀による ETF 買入が行われた日の取引終了直前に、ETF 構成銘柄の流動性が低下することを指摘している。その他にも Harada and Okimoto (2019) は、異次元金融緩和が実施された 2013 年 4 月から 2017 年 10 月 31 日までの期間で、日銀による ETF 買入が実施された日に、日経平均株価の構成銘柄の後場リターンが前場リターンを有意に上回っていたことを指摘している⁴。

以上のように日銀による ETF 買入政策に関する実証研究の多くは日銀による ETF 買入が ETF 構成銘柄の個別証券の市場価格や市場流動性に与える影響を分析するものが中心であり、ETF 市場を対象とする理論モデルは筆者らが見る限りまだ存在していない。

本論文は、Bhattacharya and O'Hara (2016) モデルをベースに、ETF 市場において日本銀行が ETF の市場価格の安定化を目的とした買入行動を取り入れたモデルに拡張し、日銀による ETF 買入政策スタンスの不確実性が ETF 市場における市場流動性や価格発見力に与える影響について理論モデルを用いて分析する点に特徴がある。

本論文の構成は以下の通りである。II ではモデルの設定について説明する。III ではモデルの均衡を導出する。IV ではモデルの分析を行い、日銀買入政策のスタンスが不確実になると市場流動性が低下することを示す。V では ETF 市場の高頻度データを用いた

3 現物拋出型のケースでは、ETF 運用会社と指定参加者との間で現物株式バスケットと ETF の間で設定および交換の取引が起きることで ETF の受益口数が増減する。詳しい説明は芹田・花枝 (2017) を参照。

4 日銀の ETF 買入に関する欧米の研究では、Barbon and Gianinazzi (2019) は、日銀買入により生じる供給ショックが銘柄間で異なることを利用して、日銀買入が株価に対して正かつ持続的な影響を与えると主張を明らかにし、日経平均に連動する ETF の購入は、時価総額加重平均型のベンチマークに比べて価格の歪みがより大きくなることを指摘している。その他にも、Charoenwong, Morck and Wwatanakantang (2019) は、日銀による ETF 買入れが構成銘柄の個別企業の株価だけでなく実物投資決定に与える影響を分析している。

実証分析により、日銀買入政策のスタンスと市場流動性の関係を明らかにする。最後に VI で結論の今後の課題について述べる。

II モデルの設定

第 0, 1, 2 期 ($t = 0, 1, 2$) からなる 3 期間モデルを考える。この経済には、1 つの ETF ファンド (e) と、ETF に組入れられる N 個 ($i = 1, 2, \dots, N$) の個別証券が取引される市場がそれぞれ存在する。ここで、ETF と個別証券は、互いに独立した別々の市場で取引されると仮定する。⁵

ETF 市場のプレイヤーは、1 人の情報トレーダー、1 人のノイズトレーダー、1 人のマーケットメーカーの 3 タイプが存在する。さらに、ETF 市場には 1 人の中央銀行 (以下、BOJ と書く) が存在する。これらすべてのプレイヤーは、リスク中立的な選好を持つと仮定する。

第 i 証券のファンダメンタル価値は、第 0 期には不確実な確率変数 (\tilde{v}_i) で、第 2 期にその清算価値 ($\tilde{v}_i = v_i$) が実現する。

第 i 証券のファンダメンタル価値は、(1) 式で表される。

$$\tilde{v}_i = b_i \tilde{\gamma} + \tilde{\varepsilon}_i \quad (1)$$

ここで、第 i 証券のファンダメンタル価値は、マクロショック (γ) と γ に対する感応度 (b_i) の積 ($b_i \gamma$) と、個別ショック (ε_i) との和で表される。ここで、マクロショック γ と個別ショック ε_i は、共に平均 0 で、 γ の分散を σ_γ^2 とおき、個別ショックの分散を $\sigma_{\varepsilon_i}^2$ とおくと、それぞれ互いに独立かつ同一の正規分布に従う確率変数である ($\tilde{\gamma} \sim N(0, \sigma_\gamma^2), \tilde{\varepsilon}_i \sim N(0, \sigma_{\varepsilon_i}^2), \text{Cov}(\sigma_{\varepsilon_i}^2, \sigma_\gamma^2) = 0$) と仮定する。ただし、すべての $i \neq j$ に関して同一分散になる ($\sigma_{\varepsilon_i}^2 \equiv \sigma_{\varepsilon_j}^2 = \sigma_{\varepsilon}^2$ for any $i \neq j$) と仮定する。

次に、ETF のファンダメンタル価値は、(2) 式で表される。ETF のファンダメンタル価値は、ETF に占める第 i 証券のウェイト (ω_i) とファンダメンタル価値 (\tilde{v}_i) の加重和である。⁶

$$\tilde{v}_e = \sum_{i=1}^N \omega_i (P_{e,0} + b_i \tilde{\gamma} + \tilde{\varepsilon}_i) \quad (2)$$

5 ただし以下では ETF 市場での価格形成に着目するため個別証券市場は分析から捨象する。

6 芹田・花枝 (2017) に、NIKKEI225 指数に完全連動する現物ポートフォリオにおける各構成銘柄の投資比率に関する説明がある。

以下では、第0期のETF価格を0に基準化し ($P_{e,0} = 0$)、この事実は全てのプレイヤーにとって共有知識であると仮定する。さらに、ETF市場に参加するノイズトレーダーの注文数は外生的に与えられる不確実な確率変数で、第0期において平均0で分散 σ_z^2 の正規分布に従うと仮定する ($\tilde{z} \sim N(0, \sigma_z^2)$)。

ETF市場において、情報トレーダーの注文数を x_e 、BOJの注文数を x_{BOJ} 、ノイズトレーダーの注文数を z とおくと、ETFの総注文数 q_e は次の(3)式になる。

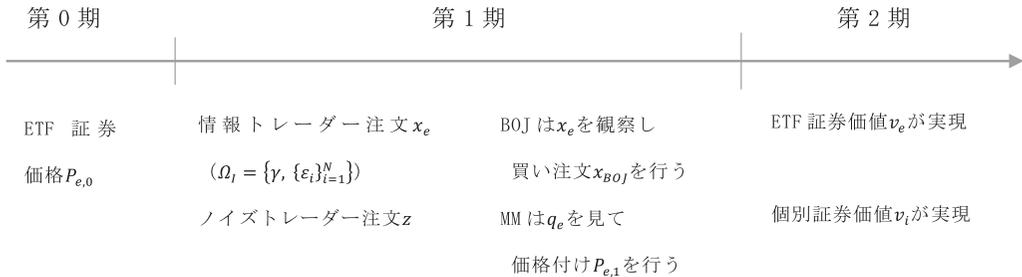
$$q_e = x_e + x_{BOJ} + z \tag{3}$$

マーケットメーカーは、総注文数の実現値 ($\tilde{q}_e = q_e$) を観察して、(4)式の通り第1期のETF価格 $P_{e,1}$ を提示する。ここで、 λ_e はETF市場におけるプライスインプクトを表しており、Kyleのラムダである。

$$P_{e,1} = P_{e,0} + \lambda_e q_e = \lambda_e q_e \tag{4}$$

次に、モデルの情報構造は以下の通りである。第1に、ETF市場の情報トレーダーは、マクロショック γ と、 N 個の個別証券に関する個別ショック $\{\varepsilon_i\}_{i=1}^N$ を観察する。よって、情報トレーダーの情報集合は $\Omega_I = \{\gamma, \{\varepsilon_i\}_{i=1}^N\}$ である。第2に、ETF市場のMMはマクロショック γ と個別証券の個別ショック ε_i のいずれも観察せず、各トレーダーから注文される総注文数 q_e のみを観察する。よって、MMの情報集合は $\Omega_{MM} = \{q_e\}$ である。第3に、BOJはマクロショックと個別ショックの両方とも観察することができないが、BOJ自身の限界コスト c と、情報トレーダーの注文数 x_e を観察することができる⁷と仮定する。よって、BOJの情報集合は $\Omega_{BOJ} = \{c, x_e\}$ である(第2図を参照)。

第2図 モデルのタイミングと情報構造



7 BOJが x_e を情報集合とするのは、前場でのETF市場の需給状態を観察して売り注文が先行している場合に後続して買入を行うということを定式化するためのものである。

BOJ の政策目標は、第 0 期と第 1 期の ETF 価格差が大きくなることを避けるために ETF 買入を行う一方で、購入規模 x_{BOJ} が増加するほど、さらに追加的な 1 単位の注文を行う際にコスト c を負うものとする。ここで、 c は日銀の潜在的なコスト係数を表している。具体的には、買入額が増えるほど日銀は手数料や管理費用などの在庫コストを負担し、潜在的な下落リスクにもさらされる。また、 c は市場を歪めることに関する信頼の喪失などを反映しているものとも考えられる。さらに、 c が不確実であることの別解釈としては、日銀の持つ政策目標関数が投資家からは確実にはわからないと解釈することもできる。以下では、 c を政策スタンスと呼んでいる。BOJ のマイナス損失関数を (5) 式で表す。

$$L = -\frac{1}{2}E[(P_{e,1} - P_{e,0})^2] - \frac{1}{2} \cdot c \cdot x_{BOJ}^2 = -\frac{1}{2}E[\{\lambda_e(x_e + x_{BOJ} + z)\}^2] - \frac{1}{2} \cdot c \cdot x_{BOJ}^2 \quad (5)$$

III モデルの均衡

3.1. 情報トレーダーの ETF 需要

情報トレーダーは、情報集合 $\Omega_I = \{\gamma, \{\varepsilon_i\}_{i=1}^N\}$ を所与として次の (6) 式で表される最大化問題を解く。ただし、情報トレーダーにとって BOJ の政策スタンス c は不確実である。

$$\begin{aligned} \max_{x_e} \pi &= E[(\tilde{v}_e - P_{e,1})x_e | \gamma, \{\varepsilon_i\}_{i=1}^N] \\ &= E\left[\left\{\sum_{i=1}^N \omega_i(b_i \tilde{\gamma} + \tilde{\varepsilon}_i) - \lambda_e \left(x_e - \frac{\lambda_e^2}{\lambda_e^2 + \tilde{c}} x_e + \tilde{z}\right)\right\} x_e | \gamma, \{\varepsilon_i\}_{i=1}^N\right] \end{aligned} \quad (6)$$

\tilde{c} および \tilde{z} について期待値をとることによって、(6) 式は (7) 式となる。

$$\max_{x_e} \pi = \left\{ \sum_{i=1}^N \omega_i(b_i \gamma + \varepsilon_i) - \lambda_e(x_e - \phi x_e) \right\} x_e \quad (7)$$

(7) 式を x_e について微分して一階の条件を用いることで、情報トレーダーの最適注文数が (8) 式と求まる (Matsumoto and Marumo (2021) の Appendix_A を参照)。

8 このモデルの定式化は、TOPIX・日経 225 が前日終値比で大きく下落する際に日銀が ETF 買入政策を実行するという経験的に知られた政策態度を、価格差を小さくするために買入すると解釈したものである。また、投資家がリスク回避的である場合、資産価格のボラティリティの上昇はリスクプレミアムの上昇につながるため、リスクプレミアムを低下させることを政策目標とする日銀が資産価格の変動を抑制するインセンティブを持つと考えることができる。

$$x_e = \frac{\sum_{i=1}^N \omega_i (b_i \gamma + \varepsilon_i)}{2\lambda_e(1-\phi)} \quad (8)$$

ただし、 ϕ は次の (9) 式で表される。

$$\phi \equiv E \left[\frac{\lambda_e^2}{\lambda_e^2 + \bar{c}} \right] = \frac{\lambda_e^2}{2\sigma_c} \log_e \left[\frac{\lambda_e^2 + (\bar{c} + \sigma_c)}{\lambda_e^2 + (\bar{c} - \sigma_c)} \right] \quad (9)$$

ここで情報トレーダーは γ と ε_i の実現値に対して (10) 式のような線形注文を行うと仮定する。

$$x_e = \theta_e \gamma + \sum_{i=1}^N \nu_{e,i} \varepsilon_i \quad (10)$$

θ_e はマクロショックに対する注文の感応度であり、 $\nu_{e,i}$ は個別ショックに対する注文の感応度である。 θ_e 、 $\nu_{e,i}$ ともに大きいほど情報トレーダーはより積極的 (アグレッシブ) に注文を行うと考えられる。最大化問題より導出した (8) 式と線形注文の仮定式 (10) 式の係数を比較することで、 $(\theta_e, \nu_{e,i})$ をそれぞれ (11) 式と (12) 式のように決定することができる。

$$\theta_e = \frac{\sum_{i=1}^N \omega_i b_i}{2\lambda_e(1-\phi)} \quad (11)$$

$$\nu_{e,i} = \frac{\omega_i}{2\lambda_e(1-\phi)} \quad (12)$$

3.2. BOJ の ETF 需要

BOJ が買入を行う確率は (13) 式で与えられる。⁹

$$Prob \left(\gamma \leq -\frac{1}{\sum_{i=1}^N \omega_i b_i} \sum_{i=1}^N \omega_i \varepsilon_i \right) \quad (13)$$

(13) 式はマクロショックが ETF を構成する個別ショックの加重和よりも十分に小さいとき、例えば個別企業の好調さを打ち消すほど十分に大きなマクロ経済のショックが見受けられるときに、日銀が買入を行うことを表している。BOJ は、先んじて発注された情報トレーダーの注文が売り注文であるときにのみ買い入れを行う。よって、情報ト

9 この条件式は $x_{BOJ} > 0 \Leftrightarrow x_e < 0$ であることから導かれる。(13) 式によれば、BOJ が ETF を買い入れる条件は、 $\gamma, \{\varepsilon_i\}_{i=1}^N$ の実現値の組み合わせが (13) 式の不等式を満たすような領域にあることである。マクロショックも個別ショックも負であれば自明にこの不等式は満たされる。本モデルでは、日銀が買い入れる均衡に関心があるので $x_{BOJ} < 0$ という領域については捨象し、分析対象としない。

レーダーの注文数 (10) 式が負となる条件式を用いることで BOJ の買入確率 (13) 式が導出される。

BOJ は、自身の限界コストすなわち調整能力に関する政策スタンスの実現値 c と情報トレーダーの注文 x_e を知った上で、(5) 式で表されるマイナス損失関数 L を最大化するように、ETF の最適注文数 x_{BOJ} を決定する¹⁰。

$$\begin{aligned} \max_{x_{BOJ}} L &= -\frac{1}{2}E[(P_{e,1} - P_{e,0})^2] - \frac{1}{2} \cdot c \cdot x_{BOJ}^2 \\ &= -\frac{1}{2}E[\{\lambda_e(x_e + x_{BOJ} + \tilde{z})\}^2] - \frac{1}{2} \cdot c \cdot x_{BOJ}^2 \end{aligned} \quad (14)$$

最大化のための一階の条件より、BOJ の最適注文数は (15) 式になる。

$$x_{BOJ} = -\frac{\lambda_e^2}{\lambda_e^2 + c} \cdot x_e \quad (15)$$

(15) 式において、仮に BOJ の ETF 買入に関するコスト係数 c が 0 であれば、(13) の条件式が満たされる場合には情報トレーダーの売り注文 $x_e < 0$ は BOJ の買い注文 $x_{BOJ} > 0$ により完全に相殺できる ($x_e + x_{BOJ} = 0$)。しかし、コスト係数 c が正である限り、BOJ は情報トレーダーの売り注文の一部しか買入れることができない ($x_{BOJ} < |x_e|$)。これは日銀にとって ETF 市場の価格に完全に介入することは叶わず、「裁定の限界」が存在することを意味している。

3.3. マーケットメーカーの ETF 価格付け

マーケットメーカーは、(8) 式で表される情報トレーダーの注文数 x_e 、(15) 式で表される BOJ の注文数 x_{BOJ} 、正規分布に従うノイズトレーダーの注文数 z の集計数である (3) 式 ($q_e = x_e + x_{BOJ} + z$) の実現値を観察することで、ETF 証券のファンダメンタルを最良推定し、第 1 期の ETF 価格 $P_{e,1}$ を決定する。ただし、各主体から発注される注文数が確率変数である理由は、マーケットメーカーが $(\gamma, \{\varepsilon_i\}_{i=1}^N, c)$ の実現値を知らないためである。

以上の総注文数 \tilde{q}_e の分布情報より、マーケットメーカーは (16) 式で表されるように第 1 期の ETF 価格 $P_{e,1}$ を推定すると仮定する。

10 中央銀行の市場買入を損失関数の最小化問題として定式化した研究として、Pasquariello, Roush, and Vega (2020) がある。Pasquariello, et al. (2020) と本研究の共通点は、価格変動の最小化を損失関数に取り入れている点である。しかし、Pasquariello, et al. (2020) は加えて、政策的に与えられる価格目標水準と市場価格の差も最小化するという 2 つの政策目標を同時に達成するような損失関数を考えている。

$$P_{e,1} = E[\tilde{v}_e | q_e] = E[\tilde{v}_e] + \frac{Cov[\tilde{v}_e, \tilde{q}_e]}{V[\tilde{q}_e]}(q_e - E[\tilde{q}_e]) \quad (16)$$

ここで、マーケットメーカーの価格推定は(4)式のような線形推定であると仮定しているため、(4)式と(16)式の係数を比較することによって λ_e が求まる(Matsumoto and Marumo (2021)のAppendix_Bを参照)。

3.4. モデルの均衡

以上の結果をまとめると、次の命題1が導かれる。¹¹

命題1：(モデルの均衡) モデルの均衡は(17)～(20)式から成る情報トレーダーの注文戦略パラメーターおよびマーケットメーカーの価格付けパラメーターの組み合わせ $(\phi^*, \theta_e^*, \nu_{e,i}^*, \lambda_e^*)$ で表される。ただし、 $\lambda_e^* > 0$ とする。

$$\phi^* = \frac{\lambda_e^{*2}}{2\sigma_c} \log_e \left[\frac{\lambda_e^{*2} + (\bar{c} + \sigma_c)}{\lambda_e^{*2} + (\bar{c} - \sigma_c)} \right] \quad (17)$$

$$\theta_e^* = \frac{\sum_{i=1}^N \omega_i b_i}{2\lambda_e^*(1 - \phi^*)} \quad (18)$$

$$\nu_{e,i}^* = \frac{\omega_i}{2\lambda_e^*(1 - \phi^*)} \quad (19)$$

$$\lambda_e^* = \frac{\left[1 - \frac{\lambda_e^{*2} \cdot \log_e \left(\frac{\lambda_e^{*2} + \bar{c} + \sigma_c}{\lambda_e^{*2} + \bar{c} - \sigma_c} \right)}{2\sigma_c} \right] \left[\theta_e^{*2} \sigma_\gamma^2 \sum_{i=1}^N \omega_i b_i + \sigma_\varepsilon^2 \sum_{i=1}^N \omega_i \nu_{e,i}^* \right]}{\left[1 - \frac{\lambda_e^{*4}}{(\lambda_e^{*2} + \bar{c} - \sigma_c)(\lambda_e^{*2} + \bar{c} + \sigma_c)} \right] \left[\theta_e^{*2} \sigma_\gamma^2 + (\sum_{i=1}^N \nu_{e,i}^*)^2 \sigma_\varepsilon^2 \right] + \sigma_z^2} \quad (20)$$

IV 分析

4.1. 情報トレーダーの注文アグレッシブネス

情報トレーダーの注文アグレッシブネスについて、次の命題2が成り立つ。

命題2：(情報トレーダーの注文アグレッシブネス) (21)の不等号条件が成立するとする。この時、日銀の政策スタンスの不確実性 σ_c が増すと、情報トレーダーの注文についてマクロショックに対する反応 θ_e^* と個別ショック $\nu_{e,i}^*$ に対する反応のいずれも低

11 一般的には(15)式の x_{BOI} は正規分布に従う変数ではないので q_e も正規分布に従わないことから線形結合定理は成立していない。したがって、(16)式の条件付き期待値は一意ではなく、他にも多数の非線形価格が存在することになる。本論文では(16)式が成立するような線形価格関数に議論を限定して以下の分析を進めることにする。

下する。すなわち,

$$\sigma_c \left(\frac{1}{\lambda_e^{*2} + (\bar{c} - \sigma_c)} + \frac{1}{\lambda_e^{*2} + (\bar{c} + \sigma_c)} \right) < \log_e \left[\frac{\lambda_e^{*2} + (\bar{c} + \sigma_c)}{\lambda_e^{*2} + (\bar{c} - \sigma_c)} \right] \quad (21)$$

ならば

$$\frac{\partial \theta_e^*}{\partial \sigma_c} = \frac{\partial \theta_e^*}{\partial \varphi(\lambda_e^*)} \cdot \frac{\partial \varphi(\lambda_e^*)}{\partial \sigma_c} < 0 \quad (22)$$

$$\frac{\partial \nu_{e,i}^*}{\partial \sigma_c} = \frac{\partial \nu_{e,i}^*}{\partial \varphi(\lambda_e^*)} \cdot \frac{\partial \varphi(\lambda_e^*)}{\partial \sigma_c} < 0 \quad (23)$$

■証明：(21) 式の条件式が満たされる場合には $\frac{\partial \varphi(\lambda_e^*)}{\partial \sigma_c} < 0$ が成立する (Matsumoto and Marumo (2021) の Appendix_C を参照)。また, (18) 式および (19) 式を φ について微分することで, $\frac{\partial \theta_e^*}{\partial \varphi(\lambda_e^*)} > 0$ と $\frac{\partial \nu_{e,i}^*}{\partial \varphi(\lambda_e^*)} > 0$ が成立する。よって, 微分の連鎖律から不等式 (22) 式と (23) 式が成立する。■

命題 2 は日銀の政策スタンスの不確実性が増すと, マクロ要因か個別要因であるかを問わず, 情報トレーダーの注文アグレッシブネスが一様に低下することを示唆している。

4.2. 市場流動性の形成

すでに命題 1 に述べたように, モデルの均衡は (17) 式~(20) 式から成る連立方程式を満たすパラメーターの組み合わせで与えられる。しかし, 事実上 (20) 式を解析的に解くのは困難である。そこで, 以下では一定のパラメーターを仮定することで数値解を導出し, 均衡の特徴付けを行う。

結果 4.2 : (市場流動性 λ_e^* の存在) 特定の数値例の下で (20) 式を満たす正の実数解 λ_e^* が存在する。

結果 4.2 は, 適当な数値例の下で均衡として適当な λ_e^* が存在することを示している。結果 4.2 の詳細は Matsumoto and Marumo (2021) の Appendix_D を参照のこと。

4.3. 買入政策スタンスの不確実性と市場流動性

2019 年 11 月の事例のように, TOPIX が前場で前日比 0.5% 下落した場合でも日銀が

ETF 買入を見送るケースが見受けられる。このことは従来の日銀の買入方針に変更が生じている可能性を示唆している。このように市場参加者にとって従来どおり買入政策が実施されるか確信をもてない状態は、日銀の買入注文数に関する不確実性が高い状態であると解釈できる。次の結果 4.3 はこうした市場参加者が日銀の買い入れ政策に抱く不確実性と市場流動性の関係性を示している。

結果 4.3 : (買入政策の不確実性と市場流動性の形成) 日銀の政策スタンスの不確実性 σ_c が大きくなると、市場流動性 λ_e^* は低下する。

結果 4.3 の詳細は Matsumoto and Marumo (2021) の Appendix_E を参照のこと。

4.4. 価格発見能力の形成

価格形成の効率性を測る上で、市場流動性ととも重要視されるのが価格発見能力の高さである。ここでは、市場の価格発見能力の高さを次の条件付き分散の逆数 (24) 式によって定義するものとする。

$$\begin{aligned} \frac{1}{V[\tilde{v}_e | P_{e,1}]} &= \frac{1}{V[\tilde{v}_e] \left(1 - \frac{\text{Cov}[\tilde{v}_e, P_{e,1}]^2}{V[\tilde{v}_e] V[P_{e,1}]}\right)} \\ &= \frac{1}{V[\tilde{v}_e] - \frac{\text{Cov}[\tilde{v}_e, \lambda_e^* \tilde{q}_e]^2}{V[\lambda_e^* \tilde{q}_e]}} \end{aligned} \quad (24)$$

結果 4.4 : (価格発見能力の形成) 日銀の政策スタンスの不確実性 σ_c が大きくなると、価格発見能力は低下する。

(24) 式は、価格を観察するという条件の下でどれだけ正確にファンダメンタルを予測できるかを意味している。結果 4.4 の詳細は Matsumoto and Marumo (2021) の Appendix_F を参照のこと。

4.5. 日銀の買入政策スタンス公開と市場流動性

次の命題 3 は、結果 4.3 と合わせて日銀の政策スタンスが市場流動性にどのように影響するかを推論するための重要な結果である。

命題 3 : (政策スタンスの公開と市場流動性の中立性) 日銀の買入政策スタンスの不確実性 σ_c がなくなれば、日銀の買入政策は市場流動性のプライスインパクト λ_e^* に対して中立的になる。

■証明：日銀の買入政策スタンスに関する事前確率分布 $\tilde{c} \sim U\left(\bar{c}, \frac{\sigma_c^2}{3}\right)$ において $\sigma_c = 0$ となるケースを考える。¹² $\sigma_c = 0$ ならば,

$$\varphi = 0 \quad (25)$$

である。(25) を (18) 式と (19) 式に代入すると、情報トレーダーの注文アグレッシブネスについて次の結果が得られる。ただしここで上付き文字 B, O は、ベースモデル Bhattacharya and O'Hara (2016) に等しい結果であることを意味している。

$$\theta_e^{B,O} = \frac{\sum_{i=1}^N \omega_i b_i}{2\lambda_e^{B,O}} \quad (26)$$

$$\nu_{e,i}^{B,O} = \frac{\omega_i}{2\lambda_e^{B,O}} \quad (27)$$

続いて、(26) 式および (27) 式をマーケットメーカーの価格決定式 (20) 式に代入して整理すると、次の結果が得られる。

$$\lambda_e^{B,O} = \sqrt{\frac{(\sum_{i=1}^N \omega_i b_i)^2 \sigma_\gamma^2 + \sum_{i=1}^N \omega_i^2 \sigma_{\varepsilon,i}^2}{4\sigma_z^2}} \quad (28)$$

以上の (26) 式～(28) 式からなる均衡は Bhattacharya and O'Hara (2016) の結果に等しい。¹³ ■

(28) 式で表される市場流動性・プライスインプクトは日銀の限界コスト、本論文でいう政策スタンス \tilde{c} に依存しない。よって、日銀の買入政策スタンスの不確実性 σ_c がなくなれば、たとえ日銀がいかなる買入能力を有しまたそれを実行したとしても、市場流動性のプライスインプクト λ_e^* に影響を及ぼさない。

命題 3 は、次のような政策的示唆を与えると考えられる。例えば、①日銀の買い入れが公表計画どおりに実施される②一定のルールに忠実に実施される③市場とのコミュニケーションが正確に行われる、など様々な理由で政策スタンスが確定的であるならば、日銀の買入は情報トレーダーやマーケットメーカーといった市場参加者にとって予見可能な需要ショックでしかなく、市場流動性の形成を左右しない。

12 ただし $\sigma_c \rightarrow 0$ のとき一様分布の確率密度関数は $\pi \rightarrow \infty$ となり定義不可となってしまう。そのため、 $\sigma_c = 0$ のときは $\pi = 1$ と仮定する。

13 したがって本論文のモデルは Bhattacharya and O'Hara (2016) のモデルを包含している。

V 実証分析

本節では、日銀によるETF買入政策スタンスの不確実性がどのように市場流動性の形成に影響を及ぼしたかを実証分析から検証する。実証分析の流れは、次のとおりである。はじめに、本研究で扱うデータセットについて紹介する。続いて、本研究で用いる不確実性指標について説明する。不確実性指標は、市場コンセンサスに沿って買入が行われたか、行われなかったかによるダミー変数によって処理する。次に、この不確実性指標を説明変数、市場流動性を被説明変数とするOLSを実行する。最後に結果の要約と解釈を行う。

5.1 データセット

本研究では、3つのデータを用いる。1つめは、「日経 NEEDS ティックデータ個別株式データ複数気配版」に記録されている TOPIX 連動型投資信託商品（主要3銘柄）の約定成立時における指値板情報である¹⁴。指値板情報には、約定時タイムスタンプ、前場フラグ、後場フラグ、約定価格、枚数、その時点での気配および指値注文数が含まれている。本研究では、このデータを5分毎に集計し、約定枚数 (Volume) や買い枚数 (Buy)、売り枚数 (Sell)、高値 (High)、安値 (Low) といった5分足の基礎情報を作成している。

2つめは、「JPX データクラウド TOPIX 歩み値 (ティック)」より取得した TOPIX の5分足価格データである。このデータは、個別株式から計算される TOPIX 指数値の更新を5分毎に記録したものである。本研究ではこのデータを、TOPIX の前場安値が前日終値比 -0.5% 下落したかどうかを判定するために用いる。

3つめに、日本銀行の公表しているETF買入実績「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」である。本研究では、2つめと3つめのデータを組み合わせて、市場コンセンサスに沿った買入が実施されたかを判断する。

サンプル期間は、2016年4月1日～2017年3月31日および2019年4月1日～2020年3月31日までの2期間を採用する。それぞれの期間の特徴は、2016年度は買入ペースが年間購入目標を達成していると考えられているのに対して、2019年度は不足していると考えられていることが挙げられる。

14 具体的には、日銀が主なETF買入対象とする「ダイワ上場投信トピックス (1305)」、「NEXT FUNDS TOPIX 連動型上場投信 (1306)」、「上場インデックスファンド TOPIX (1308)」の3銘柄を採用した。

5.2 買い入れ政策スタンスの不確実性の不確実性

本研究では ETF 買入政策スタンスの不確実性の不確実性を、市場のコンセンサスに沿って日銀が買入を実施したかどうかによって判定する。ここでいう市場コンセンサスとは、TOPIX の前場安値が前日終値比 -0.5% の下落をした場合、日銀は買入を実施するというものである¹⁵。買入実施日は次の3つに分類される。

①不確実性あり Uncertainty (Type: II)

TOPIX の前場安値が前日終値比 -0.5% に達したにも関わらず、買い入れを実施しなかった日。該当日には 1 をとるダミー変数 (Uncertainty Type: II) を与える。

②不確実性あり Uncertainty (Type: I)

TOPIX の前場安値が前日終値比 -0.5% に達しなかったにも関わらず、買い入れを実施した日。該当日には 1 をとるダミー変数 (Uncertainty Type: I) を与える。

③不確実性なし 市場コンセンサスどおりに買入が行われたか、行われなかった日。

①は、市場が買入実施の可能性を高く期待したにも関わらず、買入が見送られた日である。また①が多く起こるほど、買入基準や政策スタンスの変更が示唆される。②は、本来買入が実施されるはずがないと予想されていたにも関わらず、買入が実施された日である。サプライズで積極的な買入が行われたと捉えることもできる。①と②は、市場の予想に反するという意味ではともに不確実であるといえるが、その異質性を検証するために区別する。③は、市場コンセンサスどおりに買入を行った日行わなかった日であり、不確実性の生じなかった比較対象として分析に加える。第 1 表は以上の分類をまとめたものである。

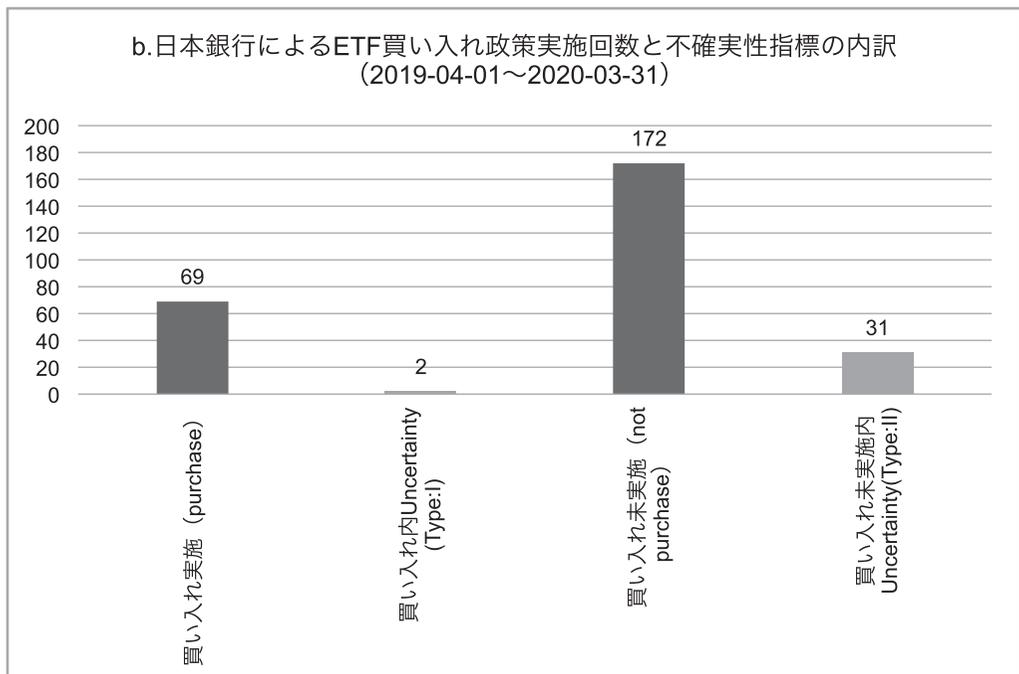
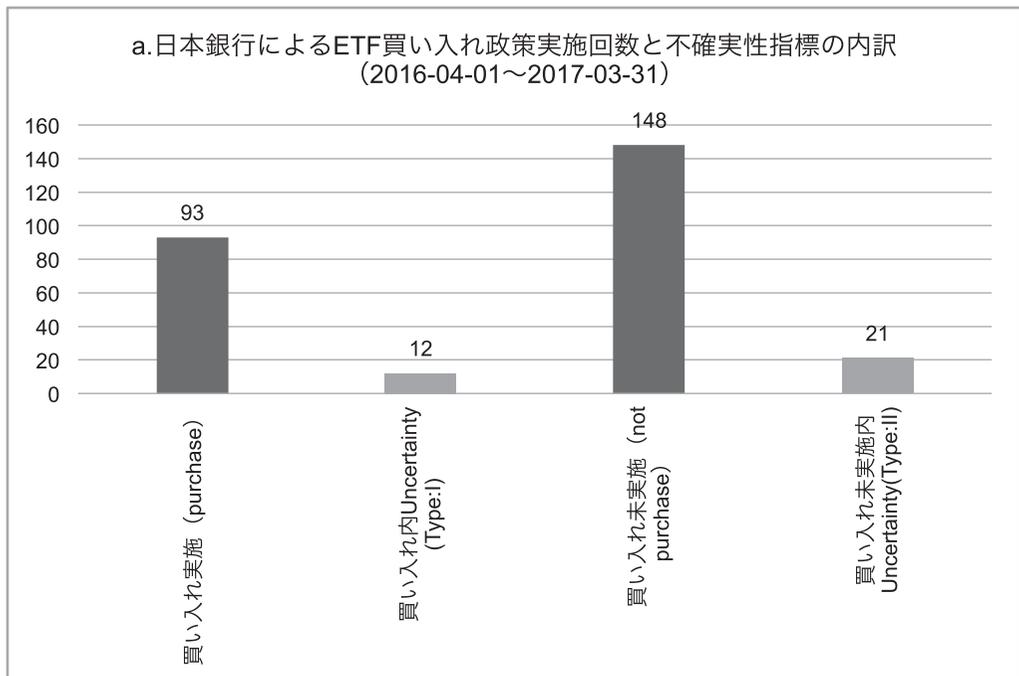
第 3 図は、2016 年度および 2019 年度に行われた ETF 買い入れ政策の実施回数と不確実性指標の集計数を示している。2016 年度は、93 回の買い入れ実施があり、そのう

第 1 表 モデルのタイミングと情報構造

	買入が実施された	買入が実施されなかった
TOPIX 前場安値が -0.5% 下落した	不確実性のない 買い入れ実施	Uncertainty (Type: II) 買い入れ見送り
下落しなかった	Uncertainty (Type: I) 買い入れ積極化	不確実性のない 買い入れ未実施

15 その他にも、前場終値 -0.3% 下落が市場の暗黙の了解であるといった見方もある（図 1 日本経済新聞 2018/11/22 付けを参照）。こうした見解の相違を踏まえ、Matsumoto and Marumo (2021) の Appendix_G では異なる基準を用いた場合の追加検証を行っている。

第3図 不確実性指標の観測数



ち Type: I の不確実性は 12 回である。逆に、Type: II の買入見送りは 21 回存在している。2019 年度は結果がやや異なっており、Type: I の不確実性は 2 回に減少し、Type: II の見送りは 31 回に増加している。したがって、両期間において不確実性は存

在するものの、2019年度になると積極的な買入を控え、TOPIXの-0.5%の下落に対しても買入を保留するという政策態度が現れていると考えられる。

5.3 市場流動性指標

本研究では、市場流動性の指標として Amihud (2002) による Amihud 指標を利用する。Amihud 指標は、Illiquidity や Amihud Measure とも呼ばれている。Amihud 指標は次の (29) 式で計算される¹⁶。

$$ILLIQ_{i,t} = \frac{High_{i,t} - Low_{i,t}}{Volume_{i,t}} \quad (29)$$

ここで、 $ii = \{1305, 1305, 1308\}$ は銘柄を表す添え字であり、 tt は五分足ごとの時間を表す添え字である。また、 $High_{i,t}$ は高値、 $Low_{i,t}$ は安値、 $Volume_{i,t}$ は約定成立枚数である。Amihud 指標は、5分足で集計して売買1単位がどれだけの価格変動を起こしたかプライスインパクトを計測するものであり、Kyle のラムダの代理指標として広く活用されている。

5.4 分析手法と結果

ここでは、日銀による ETF 買入政策の不確実性が市場流動性にどのような影響を及ぼしたかを検証するために、Amihud 指標を被説明変数、不確実性指標およびコントロール変数を説明変数とする回帰分析を行う。推定にあたっては、前場と後場を区別する。

推定式は、次の (30) 式である。

$$\begin{aligned} ILLIQ_{i,t} = & \alpha + \beta_1 Uncertainty(Type : I)_d + \beta_2 Uncertainty(Type : II)_d \\ & + \beta_3 Purchase_dummy_d + \beta_4 AIM_{i,t} \\ & + \beta_5 Opening_dummy_t + \beta_6 Closing_dummy_t + \beta_5 Ticker_dummy_t + \tilde{\epsilon} \end{aligned} \quad (30)$$

ここで、 dd は日次を表す添え字である。

コントロール変数には、買入ダミー (Purchase_dummy) 寄り付きダミー (Opening_dummy)、引けダミー (Closing_dummy)、銘柄ダミー (Ticker_dummy)、AIM (Absolute

16 本研究では、Amihud 指標の計算に (高値 - 安値) を採用している。Amihud (2002) では、日次収益率 ÷ 日次売買枚数という計算方法が提案されている。しかし、5分足という短い期間では始値と終値が一致していることも多い。一方で、その間に必ずしも価格変化が生じていなかったとは言えない。こうした短い時間窓での価格変化やプライスインパクトを捉えるため、より価格変動を捉えることのできる (高値 - 安値) を採用した。

order IMbalance) を採用した。「買入ダミー」は、日銀買入が実施された日に 1 をとるダミー変数であり、政策の不確実性とは異なる買入日特有の市場流動性の変動を説明するためのものである。「寄り付きダミー」「引けダミー」は、それぞれタイムスタンプが 9:00, 15:00 のときに 1 をとり、他では 0 をとるダミー変数である。市場流動性の形成については、寄り付きと引けに注文が集中し、ザラ場中は相対的に注文数が少ないことが知られている。「寄り付きダミー」と「引けダミー」はこの影響をコントロールする目的がある。「銘柄ダミー」は、3 銘柄ごとにのみ 1 をとるダミー変数であり、銘柄固有の要因をコントロールするものである。AIM は、次の (31) 式で計算される変数である。

$$AIM_{i,t} = \frac{|Buy_{i,t} - Sell_{i,t}|}{Volume_{i,t}} \quad (31)$$

AIM は、売り枚数と買い枚数が一致するとき 0 をとり、一方がもう一方を上回るほど 1 に近づく。AIM は売り注文と買い注文の偏りを表しており、市場の需給環境を説明するものである。

次の (第 2 表) に 2016 年度の記述統計量と OLS の推定結果、(第 3 表) に 2019 年度の記述統計量と推定結果をそれぞれ示している。

はじめに、Type: II の不確実性 (Uncertainty_dummy (Type: II)) は、2016 年度および 2019 年度の相場において、有意に正相関している。これは、市場予想に反して、買入が見送られた場合、当該日のプライスインプクトが上昇し、市場流動性が低下することを示している。この結果は、モデルの (結果 4.3) の主張と整合的なものである。一方で、Type: I の不確実性 (Uncertainty_dummy (Type: I)) については、2016 年度と 2019 年度の両期間において、有意な関係性を示さなかった。すなわち、買入見送りの判断は市場流動性を低下させるが、サプライズで買入する分には市場は反応しないということである。これは、モデルでは未だ説明のついていない市場の非対称な反応である。

2019 年度後場の Type: II の不確実性については、Amihud との有意な相関は見られなかった。この結果の解釈は、次の通りである。2019 年度はすでに買入スタンスの変更が生じているのではないかと市場に疑問視され始めていた期間である。したがって、多少の買入の見送りが起こったとしても市場にとってのサプライズとはなりにくく、市場流動性も有意な反応を示さなかった。言い換えると、市場は買入が不確実性であることに慣れてしまったと言える。また、この解釈を用いると、2016 年度に市場流動性が

17 説明変数、被説明変数のいずれか 1 つでもデータが欠落している 5 分足は、分析対象から除外している。

第2表 実証結果1

記述統計量1

2016-session 1 (zenba)

	Amihud	Purchase _dummy	Uncertainty _dummy (Type : II)	Uncertainty _dummy (Type : I)	AIM	opening _dummy	closing _dummy	1305_Ticker _dummy	1306_Ticker _dummy	1308_Ticker _dummy
count	17210	17210	17210	17210	17210	17210	17210	17210	17210	17210
mean	0.000590709	0.379779198	0.082800697	0.044276583	0.700290867	0.042533411	0.026786752	0.283672284	0.440790238	0.275537478
std	0.003854079	0.485345904	0.275588742	0.205714916	0.353535538	0.201808539	0.161464351	0.450792776	0.496496251	0.44679769
min	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
25%	0	0	0	0	0.427068657	0	0	0	0	0
50%	3.53544E-05	0	0	0	0.882352941	0	0	0	0	0
75%	0.000185529	1	0	0	1	0	0	1	1	1
max	0.2	1	1	1	1	1	1	1	1	1

2016-session 2 (goba)

	Amihud	Purchase _dummy	Uncertainty _dummy (Type : II)	Uncertainty _dummy (Type : I)	AIM	opening _dummy	closing _dummy	1305_Ticker _dummy	1306_Ticker _dummy	1308_Ticker _dummy
count	19349	19349	19349	19349	19349	19349	19349	19349	19349	19349
mean	0.001094108	0.382035247	0.086154323	0.043981601	0.72638266	0.03777973	0.03731459	0.348390098	0.391803194	0.259806708
std	0.005293548	0.485897643	0.280599047	0.205059487	0.345653213	0.190668039	0.189536455	0.476472634	0.488165717	0.438539761
min	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
25%	0	0	0	0	0.474576271	0	0	0	0	0
50%	3.68324E-05	0	0	0	0.934210526	0	0	0	0	0
75%	0.000232558	1	0	0	1	0	0	1	1	1
max	0.15	1	1	1	1	1	1	1	1	1

推定結果1

Dependent Variable	Amihud_measure	
Method	OLS	
Sample_Period	2016.04.01–2017.03.31	
Session	session 1 (zenba)	session 2 (goba)
Constant	0.0006*** (10.730)	0.0009*** (12.739)
Purchase_dummy	2.996e-05 (0.469)	0.0001 (1.504)
Uncertainty_dummy (Type : II)	0.0003** (2.329)	0.0006*** (4.532)
Uncertainty_dummy (Type : I)	-0.0001 (-0.708)	-0.0001 (-0.622)
AIM	-0.0002* (-1.846)	-0.0003*** (-2.653)
Opening_dummy	-0.0005*** (-3.602)	-0.0006*** (-3.335)
Closing_dummy	-0.0005*** (-2.772)	-0.0011*** (-5.331)
Ticker dummy	Yes	Yes
No. Observations	17210	19349
Adj. R-Squared	0.022	0.053
Prob (F-statistic)	4.72E-81	4.19E-223

第3表 実証結果2

記述統計量2

2019-session 1 (zenba)

	Amihud	Purchase _dummy	Uncertainty _dummy (Type : II)	Uncertainty _dummy (Type : I)	AIM	opening _dummy	closing _dummy	1305_Ticker _dummy	1306_Ticker _dummy	1308_Ticker _dummy
count	16062	16062	16062	16062	16062	16062	16062	16062	16062	16062
mean	0.000948902	0.313348275	0.122711991	0.008840742	0.663638336	0.044764039	0.028763541	0.258996389	0.464263479	0.276740132
std	0.00563639	0.463869087	0.328116536	0.093611586	0.373617776	0.206791882	0.167146461	0.438097259	0.498736792	0.44740082
min	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
25%	0	0	0	0	0.333333333	0	0	0	0	0
50%	4.74515E-05	0	0	0	0.829342581	0	0	0	0	0
75%	0.000268817	1	0	0	1	0	0	1	1	1
max	0.25	1	1	1	1	1	1	1	1	1

2019-session 2 (goba)

	Amihud	Purchase _dummy	Uncertainty _dummy (Type : II)	Uncertainty _dummy (Type : I)	AIM	opening _dummy	closing _dummy	1305_Ticker _dummy	1306_Ticker _dummy	1308_Ticker _dummy
count	16511	16511	16511	16511	16511	16511	16511	16511	16511	16511
mean	0.000837985	0.303858034	0.125007571	0.00884259	0.680924097	0.043183332	0.043788989	0.291078675	0.450972079	0.257949246
std	0.004402731	0.459936019	0.330737514	0.093621201	0.374890815	0.20327576	0.204631497	0.454273462	0.497605526	0.437519172
min	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
25%	0	0	0	0	0.355558643	0	0	0	0	0
50%	2.57632E-05	0	0	0	0.881481481	0	0	0	0	0
75%	0.000185185	1	0	0	1	0	0	1	1	1
max	0.1	1	1	1	1	1	1	1	1	1

推定結果2

Dependent Variable	Amihud_measure	
Method	OLS	
Sample_Period	2019.04.01–2020.03.31	
Session	session 1 (zenba)	session 2 (goba)
Constant	0.0008*** (10.584)	0.0008*** (13.610)
Purchase_dummy	0.0002** (2.363)	0.0002*** (2.838)
Uncertainty_dummy (Type : II)	0.0002* (1.709)	-0.0001 (-1.357)
Uncertainty_dummy (Type : I)	7.289 e-05 (0.154)	0.0003 (0.947)
AIM	1.806e-05 (0.149)	-0.0002** (-2.402)
Opening_dummy	-0.0008*** (-3.924)	-9.673 e-05*** (-0.582)
Closing_dummy	-0.0009*** (-3.509)	-0.0009*** (-5.527)
Ticker dummy	Yes	Yes
No. Observations	16062	16511
Adj. R-Squared	0.032	0.034
Prob (F-statistic)	1.15E-110	1.08E-120

低下したことは、まだ市場が不確実性に対して正常に反応していたとも考えられる。

買入ダミー (Purchase_dummy) については、2016 年度には有意な関係を示していないが、2019 年度には正相関するという全く異なる結果を得ている。この結果は、2016 年度を買入予測がほとんど可能な不確実性のなかった期間と解釈すると、(命題 3) と整合的であると考えられる。市場にとって合理的に予見可能であれば、買入政策は市場の攪乱要因 (ノイズ) とならず、市場流動性に影響しないからである。逆に、買入スタンスが不確実となった 2019 年度のサンプル期間では、買入 (Purchase_dummy) 自体が市場流動性を低下させてしまっている。この結果は、市場コンセンサスを異なる基準に仮定した (補論 G) でも同様に得られている。

VI おわりに

本論文は、Bhattacharya and O'Hara (2016) モデルをベースに、ETF 市場において日本銀行が ETF の市場価格の安定化を目的とした買入行動を取り入れたモデルに拡張し、日銀による ETF 買入政策スタンスの不確実性が ETF の流通市場における市場流動性や価格発見力に与える影響についてモデルを構築し、実際の日中・日次データを用いて日本銀行による ETF 買入政策スタンスの不確実性が ETF の市場流動性や価格発見力に与えた影響を実証分析で確認し、本モデルの妥当性について検討した。その結果、日銀による ETF 買入政策スタンスの不確実性が大きくなるほど、日銀が買入対象としている ETF の流通市場においてマーケットインパクトが大きくなり市場流動性が低下するという理論・実証的結論を得た。

本論文のモデルから得られた主な結論は以下の四つである。第 1 に、日銀による ETF 買入政策スタンスの不確実性が増すと、情報トレーダーの線形注文戦略に関して、マクロショックに対する反応と個別ショックに対する反応のいずれも低下する (命題 2)。第 2 に、日銀による ETF 買入政策スタンスの不確実性がなくなれば、日銀による ETF 買入政策は市場流動性のプライスインパクト λ に対して中立的になる (命題 3)。さらに、モデルのシミュレーション分析結果より、第 3 に、日銀による ETF 買入政策スタンスの不確実性が大きくなるほど、マーケットインパクトが大きくなることで市場流動性が悪化する (結果 4.3)。第 4 に、ETF 市場の価格発見力は、日銀による ETF 買入政策スタンスの不確実性が増すほど低下する (結果 4.4)。

実証分析では、市場コンセンサスどおりに買入政策が実施されたか否かをもって不確実性を測定した。その上で、市場予想に反し買入が見送られた日では、市場流動性が低下するという結果を得た。一方で、市場予想に反して買入を行った日には、市場流動性は有意な相関を示さなかった。この結果は、政策的不確実性の高い日は市場流動性が悪

化するというモデル(結果4.3)の主張と一部整合的なものである。しかし、この実証結果は、買うサプライズと買わないサプライズ両方で市場の反応が異なるというモデルでは説明のできない事実もあることを示している。また、買入自体は、2016年度には市場流動性の形成に影響せず中立的なものであったが、2019年度からは有意に市場流動性を低下させている。この結果は、2016年度を買入予測がほとんど可能な不確実性のない期間と解釈すると、(命題3)と整合的であると考えられる。

最後に、今後の研究課題については二点述べる。第1に、本論文の中ではモデルの均衡を導出できたが(命題1)、 λ_e^* の均衡値が複雑であるため、数値シミュレーション分析しか行えなかった。今後、モデル設定の更なる改善に取り組みたいと考えている。第2に、指定参加者による設定・解約行動とETF市場の総供給量の変化を取り入れたモデルを分析することが挙げられる。買入政策の実態は、流通市場を通じた買い注文だけでなく、発行市場の新規設定によって行われている可能性がある。したがって、指定参加者による設定行動を定式化し、価格形成にどのような影響を与えるか分析することは重要な課題である。

参考文献

- 太田亘 (2016) 「証券市場における大口投資家と流動性」日本ファイナンス学会 2016 年予稿集。
 芹田敏夫・花枝英樹 (2017) 「日経平均 ETF が現物市場に与える影響」日本ファイナンス学会 2017 年予稿集。
 俊野雅司 (2019) 「日銀による ETF 買入政策のインパクト」2019 年日本金融学会秋季大会報告資料。)
 Amihud, Y. (2002) "Illiquidity and Stock Returns: Cross-Section and Time-Series Effects", *Journal of Financial Markets*, Vol.5, No.1, pp.31-56.
 Barbon, A, and V, Gianinazzi (2019) "Quantitative Easing and Equity Prices: Evidence from the ETF Program of the Bank of Japan," *Review of Asset Pricing Studies*, Vol.9, No.2, pp.210-255.
 Ben-David, I, F., Franzoni, and R., Moussawi (2017) "Exchange-Traded Funds," *Annual Review of Financial Economics*, Vol.9, pp.169-189.
 Ben-David, I, F., Franzoni, and R., Moussawi (2018) "Does ETFs Increase Volatility?," *Journal of Finance*, Vol.73, No.6, pp.2471-2535.
 Bhattacharya, A, and M., O'Hara (2016) "Can ETFs Increase Market Fragility? Effect of Information Linkages in ETF Markets," SSRN abstract_id = 2740699.
 Charoenwong, B., R., Morck, and Y, Wiwattanakantang (2019) "Asset Prices and Corporate Responses to Bank of Japan ETF Purchases," *NBER Working Paper No.25525*.
 Chordia, T., R., Roll, and A., Subrahmanyam (2002) "Order Imbalance, Liquidity, and Market Returns", *Journal of Financial Economics*, Vol.65, pp.111-30.
 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.
 Krause, T., S. Ehsani, and D., Lien (2014) "Exchange-Traded Funds, Liquidity and Volatility," *Applied Financial Economics*, Vol.24, No.24, pp.1617-1630.
 Lettau, M., and A., Madhavan (2018) "Exchange Traded Funds 101 for Economists," *Journal of Economic Perspectives*, Vol.32, No.1, pp.135-154.

- Malamud, S. (2015) "A Dynamic Equilibrium Model of ETFs," *Swiss Finance Institute Research Paper*, No.15-37.
- Matsumoto, S. and T., Marumo (2021) "Market Liquidity and Uncertainty in Bank of Japan's ETFs Purchase Policy," *Doshisha Daigaku Shogakkai Discussion Paper Series*, ACDU-20-01.
- Pasquariello, P., J., Roush, and C., Vega (2020) "Government Intervention and Strategic Trading in the US Treasury Market," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.55, No.1, pp.117-57.