

# 日本銀行の株式保有と株式の長期的な利回り \*

一上 響†

2024年9月

## 要旨

日本銀行は、2010年以降10年以上にわたり、日経225などの株価指数に連動する上場投資信託（ETF）を買入れてきた。現在でも購入したETFは一切売却されておらず、2021年3月末時点で、日銀が保有するETFは、東証一部の浮動株時価総額の10%を超えている。日経225のウェイトが時価総額に比例していないことを主因に、時価総額に占める日銀の間接的な保有比率は個別銘柄によって大きく異なる。こうした不均等な需要ショックの影響を明らかにするため、本稿のベースライン分析では、ETF買入れの最初の発表の数日前である2010年9月末から、日銀が日経225連動ETFの買入れを終了した2021年3月末までの銘柄別の累積利回りへの影響を、操作変数を用いて推定した。その結果、価格乗数は6~9程度であることが示された。これは、個別銘柄の時価総額に占める日銀の保有比率が1%ポイント高くなると、利回りは約6~9%ポイント高くなることを意味する。推定された乗数は、米国などのデータを用いた先行研究による典型的な推定値の1よりもはるかに高い。また、日経225連動ETFの買入れ終了後の9ヵ月間、利回りの反転はみられなかった。月次利回りをを用いた推定などの追加分析の結果は、ベースライン分析の結果を支持するものとなった。

JEL分類番号：E52、E58、G12

キーワード：マクロファイナンス、資産価格、非伝統的金融政策、上場投資信託

---

\* 本論文は、一般財団法人ゆうちょ財団の研究助成を受けて行った研究（Ichiue (2024)）に基づいたものである。

† 慶應義塾大学経済学部、hichiue@keio.jp

## 1. はじめに

多くの実証研究によって、株式への需要が株価に影響することが示されている。先行研究では、価格乗数（投資家がある銘柄の時価総額の1%を購入したときの株価の変化率）を推定することが多い。Gabaix and Koijen (2022)が行った先行研究のサーベイによると、典型的な価格乗数は約1である<sup>1</sup>。一方、ファイナンス理論によれば、需要ショックが資産価格に与える影響は、需要の性質に依存する。例えば、需要ショックがより長期に及ぶと予想される場合、資産価格は現在の需要だけでなく将来の需要予測も反映するため、影響はより大きくなる。こうしたファイナンスの研究や非伝統的金融政策に関する研究に貢献するべく、本稿では、日本銀行による株価指数連動型上場投資信託（ETF）の長期的な保有という自然実験を利用する。

日銀は、2010年10月5日、ETFの買入れの計画を初めて発表した。この発表では、非伝統的金融政策の一環として、ETFなどの金融資産を買入れる政策を検討するとしていた。準備を終えた日銀は、2010年12月にETFの買入れを開始し、その後10年以上にわたって、購入するETFの規模や銘柄構成を何度も変更しつつも、買入れを継続した。2021年3月末時点の保有時価総額は51.5兆円であり、これは当時の日本の中心的な株式市場であった東証一部における発行済み株式の時価総額の7%以上、浮動株時価総額の10%以上に相当する<sup>2</sup>。

日銀が保有するETFのほとんどは、東証株価指数（TOPIX）と日経平均株価（日経225）という二つの主要指数のいずれかをベンチマークとしている。TOPIXは浮動株時価総額加重型の指数で、東証一部に上場するほぼすべての銘柄を対象としてきた。一方、日経平均は基本的に225銘柄の株価の単純平均で

---

<sup>1</sup> Gabaix and Koijen (2022)が論じているように、価格乗数にはいくつかの異なる定義がある。本稿では、ミクロ乗数に焦点を当てる。この定義は、Ichiue (2024)で詳しく説明している。

<sup>2</sup> 資金循環統計によると、2021年3月末の日本における全上場株式の時価総額は808兆円であった。一方、東証一部では、上場銘柄数は2,000を超え、発行済み株式の時価総額は723兆円（日本の全上場株式の89.4%）であった。なお、東京証券取引所は2022年4月に東証一部を含む旧市場区分を新市場区分に再編した。

あり、そのウエイトは時価総額に比例していない。そのため、日銀が日経平均連動ETFを購入すると、日銀がETFを通じて間接的に保有する額が時価総額に占める割合には、銘柄間でばらつきが生じることになる。この間、日経平均株価は、ETF買入れを初めて発表した数日前の2010年9月末から2021年3月末までに3倍以上に上昇した。しかも、日経平均株価はTOPIXよりも大きく上昇した<sup>3</sup>。こうしたことから、日銀のETF買入れは株価を大きく歪めるとの懸念が示されてきた。そうしたもとの、日銀は2021年3月末をもって日経225連動ETFの買入れを終了した。しかし、日銀は購入したETFを一切売却していないため、依然として多額の日経225連動ETFを保有している。

本稿では、日銀によるETF保有の影響を明らかにするため、時価総額に占める日銀保有額の割合が銘柄間で異なることを利用する。具体的には、ベースライン分析では、2010年9月末から2021年3月末までの銘柄別の利回り（または異常利回り）を、2021年3月末時点の時価総額に占める日銀保有額の割合に回帰する。その際には、操作変数を用いて、内生性に対処する。ここで重要なのは、日銀による日経平均ETFの買入れ終了時までの利回りをを用いることである。日経平均連動ETFの買入れ終了前の株価は、日銀による将来の買入れに対する市場の期待を反映したと考えられるが、それ以降はそのような期待はない。したがって、本稿で用いた手法は、観測されない将来の買入れ期待の影響を大きく受けることなく、日銀の保有が株式利回りに与えた影響を推定することが可能である。

図1は、利回り（対数超過トータルリターン）を縦軸、日銀保有比率（日銀の保有額の浮動株時価総額に占める割合）を横軸として、これらの関係をみたものである。データ構築の詳細は第4節と第5節を参照されたい。黒丸は2021年3月末時点の日経平均採用銘柄、灰色は非採用銘柄である。この図からは、まず、日経平均採用銘柄の日銀保有比率が大きくばらついていることが示され

---

<sup>3</sup> 2010年9月末から2021年3月末にかけて、日経平均株価は3.1倍、TOPIXは2.4倍に上昇した。

る。また、日経平均構成銘柄に注目すると、日銀保有比率が高いほど利回りが高いことも示されている。本稿では、この両者の因果関係を統計的に検証する。

本稿の結果は、日銀による ETF 保有の効果が非常に大きいことが示している。ベースラインの回帰分析によれば、価格乗数は約 6 であり、浮動株に占める日銀の保有比率が 1%ポイント上昇するごとに、利回りが約 6%ポイント相対的に高くなる。米国のデータに関する多くの研究と同様に、日銀の保有比率を自己保有株式を除く発行済み株式数との対比で算出した場合、乗数は約 8~9 との推定結果となった。推定された乗数は、先行研究における典型的な推定値よりもはるかに高い。加えて、日銀が日経平均 ETF の買入れを終了してから 9 ヶ月間、利回りの反転はみられなかった。月次利回りに基づく Fama-Macbeth (1973) 回帰を含む様々な分析は、ベースライン分析の結果が頑健であることを示すのみならず、新たな知見を提供する。日銀の ETF 保有の影響が大きいことは、それが極めて持続的と認識されていることに起因している可能性がある。

本稿の構成は以下の通りである。第 2 節では先行研究をサーベイする。第 3 節では日銀の ETF 買入れを概観し、第 4 節では日銀による個別銘柄の保有額を推定する。第 5 節ではベースライン回帰モデルについて論じ、結果を示す。第 6 節は結論である。紙面の制約のため、すべての分析は記述されていないが、これについては Ichiue (2024) を参照されたい。

## 2. 先行研究

中央銀行の資産買入れに関する研究では、フロー効果とストック効果が区別されている (D'Amico and King (2013))。フロー効果とは、実際の買入れ時における資産価格の反応と定義される。フロー効果は、単に短期的な流動性不足に伴う一時的な影響を反映している可能性がある。一方、フロー効果は、中央銀行の資産買入の効果を通小推定する可能性もある。例えば、資産買入れの方針の発表を受けて、市場価格がすでにそのような買入れの影響を織り込んでいる場合、実際の買入れに対する価格の反応は弱いかもしれない。このため、先行研究はストック効果に焦点を当てる場合が多い。ストック効果とは、中央銀行

の実際の保有額やそれに対する予想が変化することから生じる資産価格の持続的な変化と定義できる。本稿でも日銀の ETF 保有によるストック効果を推定する。

先行研究では、中央銀行による資産買入れのストック効果を推定するために、イベントスタディを用いることが多い (Gagnon et al. (2011)、Krishnamurthy and Vissing-Jorgensen (2011)、Joyce et al. (2021)など)。しかし、イベントスタディは、市場参加者がイベント前に政策変更をある程度予期していた場合や、中央銀行当局者の講演などの重要なイベントを無視していた場合などには、効果を十分に捕捉できない<sup>4</sup>。このような批判に対処するため、D'Amico and King (2013)は、米国の連邦準備制度 (Fed) による国債買入れのストック効果を推定するうえで、銘柄ごとの累積利回りをを用いた回帰分析を行った。本稿は、この方法を日銀の ETF 購入に適用している。

日銀の ETF 買入れについては、すでに多くの研究があるが、ほとんどはフロー効果を推定している (例えば、Matsuki et al. (2015)、Shirota (2018)、Harada and Okimoto (2021)、Charoenwong et al. (2021)、Fukuda and Tanaka (2022)、Fukui and Yagasaki (2022)、Hattori and Yoshida (2023))。一方、日銀の ETF 買入れのストック効果を推定した論文は少なく、それらは限られた数のイベントに依拠したイベントスタディを実施している。このうち Barbon and Gianinazzi (2019)は、2014年10月と2016年7月における日銀の政策発表に焦点を当てたイベントスタディを行った。また、Katagiri et al. (2022a)のイベントスタディは、2021年3月における金融政策決定会合直後の発表の効果を検証した。こうした一連の研究では、総じてみて、日銀の買入れが株価を押し上げる方向に働いたことが示されている。

---

<sup>4</sup> イベントスタディへの批判などについては、Wright (2011)、Ramey (2016)、Greenwood et al. (2018)、Neuhierl and Weber (2019)、Cieslak et al. (2019)、Bauer and Swanson (2023)、Haddad et al (2023)などを参照されたい。

ストック効果を推定するため、本稿では、日銀の保有額が日経平均株価のウェイトを反映していることを利用する。日経 225 のウェイトから生じる不均等な需要ショックを識別に利用すること自体は、新しいものではない。例えば、Charoenwong et al. (2021)と Barbon and Gianinazzi (2019)は、それぞれフロー効果とストック効果を識別するために、日銀買入れによる不均等なショックを利用している。同様に、Greenwood (2005)は、2000 年 4 月の日経平均株価の大幅な銘柄入れ替えの影響を検証するために、日経平均株価のウェイトを用いている。

Shleifer (1986)と Harris and Gurel (1986)に端を発する膨大な研究は、需要ショックが株式の利回りに与える影響を分析したり、価格乗数を推定したりしており、多くの場合、米国の株価指数に企業が追加されたときの短期的な価格変動を推定に利用している。Gabaix and Koijen (2022)のサーベイによれば、典型的な価格乗数は約 1 とされている。いくつかの研究は、より高い乗数を報告しており、その範囲は 2~5 である (Chang et al. (2015)、Greenwood et al. (2023))。本研究で得られた乗数は、これらの推定値よりもさらに高い。また、米国のデータを用いた多くの研究に従い、需要ショックを自己保有株式を除いた発行済み株式数との対比でみると、約 8~9 となる。筆者の知る限りでは、Barbon and Gianinazzi (2019) のみが日銀の ETF 買入れによるストック効果の価格乗数を推定しており、その結果は 1 前後である。このことは、Barbon and Gianinazzi (2019)が依拠するような一部のイベントに基づくイベントスタディでは、日銀の ETF 買入れのストック効果を十分に捉えることは困難である可能性を示唆している。

### 3. 日銀による ETF 買入れの概要

本節では、日銀の ETF 買入れの概要をまとめる。日銀は 2010 年 10 月 5 日に最初の ETF 買入れの発表を行い、準備を完了させたあと、12 月に買入れを開始した。その後、日銀は ETF 買入れの方針を幾度となく修正してきた。

ETF の買入れは一時的な政策として始まり、2011 年末頃には終了する予定であった。しかし、日銀は上限額の引き上げと終了時期の延長を繰り返した。2013 年 4 月、日銀は物価安定目標であるインフレ率 2% を 2 年程度で早期に達成するため、量的・質的金融緩和（QQE）を導入した。その際、日銀は年 1 兆円の残高増加ペースで無期限に ETF を買入れる政策に移行した。その後、日銀はインフレ目標 2% の未達を続けるもとの、買入れペースを数回にわたって引き上げた。

図 2 は、日銀による ETF 買入れ（日銀から投資信託へのフロー）と投資信託から上場株式へのフローの 4 四半期移動和を示している。同図をみると、日銀は 2016 年まで ETF の買入れペースを加速させたことが確認できる。その後は、残高の増加ペースの目標を年 6 兆円程度とするもとの、年 5 兆円から 7 兆円程度の買入れを継続した。しかし、2021 年 3 月には、4 月からは 6 兆円の目標を撤廃すると発表した。その結果、2021 年 4 月から 12 月までの購入額は 0.28 兆円にとどまった。図 2 からは、日銀から投資信託へのフローと投資信託から上場株式へのフローが、短期的には乖離するものの、均してみればおおむね一致してきたことがわかる。実際、2010 年第 4 四半期から 2021 年第 4 四半期までのフローは、それぞれ 37.0 兆円と 35.6 兆円と非常に近い。このことは、日銀が株式投資信託の主要な最終投資家であったことを示している。

日銀は当初、TOPIX または日経平均株価に連動する ETF のみを購入していた。2014 年には、新たに創設された指数である JPX 日経 400 に連動する ETF を購入対象に追加した。そうしたなか、日銀は、2016 年 9 月までは、ETF の各銘柄を、その時価総額におおむね比例するように買入れた。その後、日経平均 ETF の購入が市場を歪めるとの批判のもとの、日銀は ETF 買入れの方針を数回見直し、TOPIX 連動 ETF の買入れ比率を徐々に高めていった。例えば、2016 年 10 月から 2018 年 8 月上旬までは、従来通り 3 つの指数のいずれかに連動する ETF に買入れ額の半分を配分していたが、残りの大半は TOPIX 連動 ETF のみに配分した。そしてついに 2021 年 3 月、日銀は 4 月以降は TOPIX 連動 ETF のみを購入することを決定した。

日銀は、2016年に、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第二のETF買入れ制度を創設した。しかし、この制度による買入れは、もともとの第一の制度と比べてはるかに小規模であった。また、買入れの大半はJPX日経400連動ETFに向けられた。この制度は、2021年3月に事実上終了した<sup>5</sup>。

日銀は、別の制度のもとで、上場株式の直接的な取引も行ってきた。具体的には、2002年11月から2004年9月までと、2009年2月から2010年4月まで、日銀は金融の安定を図る目的で、市中銀行から約2.4兆円の株式を買い取り、保有株式の圧縮を促した。日銀は2007年10月から2008年10月までと2016年4月以降、株価に大きな影響を与えないように、これらの株式を証券取引所で少額ずつ売却してきた。こうした直接取引の銘柄構成に関する情報が入手できないこともあり、その影響を検証することは本研究の範囲外としている。しかしながら、2010年第4四半期から2021年第1四半期までの純売却額は1.7兆円に過ぎず、この売却がそれ以前の売却の経験からある程度予想されていたはずであることを踏まえると、この間の直接売買が株式利回りに与えた影響は、ETFの購入よりもはるかに小さいものであったと考えられる。

#### 4. 日銀による間接的な株式保有

本節では、日銀が間接的に保有している株式の銘柄別の金額を推定する。推定方法は、基本的には先行研究と同じであるが、本稿ではこれまで使用されて

---

<sup>5</sup> 第二の制度では、日銀は、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で構成される指数として日銀が設定した基準を満たすものに連動するETF、またはJPX日経400連動ETFを買入れた。しかし、購入額は全体で年間0.3兆円に過ぎなかった。しかも、筆者の推計によれば、JPX日経400連動ETF以外の保有額は、2021年3月末時点で0.15兆円にも満たなかった。その理由は、日銀の基準を満たすETFの発行額が限定的であったほか、そうしたETFは時価総額の半分までしか購入できないというルールを日銀が設定したためである。2021年3月には、日銀は4月からJPX日経400連動ETFを購入しないことを決定した。この決定は事実上、第二の制度の終了を意味した。



いないデータも使用しているほか、推定を 2021 年末まで延長している。推定は以下の 3 つの段階で行われる。詳細は Ichiue (2024) を参照されたい。

第一段階では、日銀による ETF の銘柄別の日々の買入れ額を推定する。日銀は、ETF の買入れ総額の日次データを第一および第二の制度に分けて公表している。このデータを用いて、いくつかの仮定に基づき、各 ETF の日々の買入れ額を算出する。例えば、日銀が ETF の時価総額におおむね比例して買入れを行っていた時期には、日銀は前日の ETF の時価総額にちょうど比例して買入れを行ったと仮定する。第二段階では、各 ETF の日銀の保有残高を、株価指数の利回りと第一段階で推定したフローを用いて推定する。最後に、第三段階では、日銀の個別銘柄の間接的な保有額を、下式を用いて計算する。

$$BoJ_{n,t} = BoJ_t^{TPX} \cdot w_{n,t}^{TPX} + BoJ_t^{N225} \cdot w_{n,t}^{N225} + BoJ_t^{JN400} \cdot w_{n,t}^{JN400} \quad (1)$$

ここで、 $BoJ_{n,t}$  は日銀による株式  $n$  の  $t$  時点における保有額である。また、 $BoJ_t^{TPX}$ 、 $BoJ_t^{N225}$ 、 $BoJ_t^{JN400}$  は、それぞれ TOPIX、日経 225、JPX-日経 400 に連動する ETF の日銀による保有額である。これらは、第二段階で推定された個別の ETF の日銀による保有残高を集計して算出される。 $w_n^{TPX}$  は株式  $n$  の TOPIX におけるウェイトであり、その他も同様である。Ichiue (2024) では、異なる仮定のもとで日銀の保有額を推定し、結果の頑健性を確認している。

第二段階までの計算の結果、2021 年 3 月末の日銀のエクスポージャーは、TOPIX が約 32.2 兆円、日経平均が約 16.6 兆円、JPX 日経 400 が約 2.7 兆円であったことが示された。その後 2021 年末まで、日銀の買入れが限定的であったことを反映して、エクスポージャーはほぼ横ばいで推移した。

データ入手の容易さを踏まえ、本稿におけるほとんどの分析は、東証一部上場銘柄に焦点を当てる（これは TOPIX の構成銘柄と基本的に一致する）。なお、日銀は、JPX 日経 400 の構成銘柄を中心に、東証一部に上場されていない銘柄を間接的に保有してきたが、その保有額は相対的にみて非常に小さい。例えば、2021 年 3 月末には、日銀は ETF 全体で 51.5 兆円を保有していたが、TOPIX 構成銘柄以外の保有額は 6.36 億円（0.124%）に過ぎなかった。

表 1 は、東証が定義する浮動株との対比でみた日銀の保有額で、2021 年 3 月末時点の上位 10 社の一覧である。この浮動株の時価総額は、東証が TOPIX のウェイトを決定する際に用いているため、基本的には TOPIX のウェイトに比例する。列(1)で示されているように、日銀の保有割合はファーストリテイリングで 100%を超えている。この一見異常な結果は、次節で述べるように、東証が日銀保有分を浮動株の定義から除外しているためだと考えられる。一方、列(2)は、日経平均株価のウェイトが TOPIX のウェイトの何倍となっているかを示している（本稿では「指数ウェイト倍率」と呼ぶ）。例えば、日経平均株価におけるファーストリテイリングのウェイト（2021 年 3 月末で 10%超）は、TOPIX におけるウェイト（同 0.43%）の 25.1 倍である。

列(1)と列(2)を合わせて見ると、日銀の保有割合が高いほど、指数ウェイト倍率が高くなるという明確なパターンが浮かび上がってくる。このパターンは、11 位以下の企業でも概ね観察される。このことは、以下のように説明できる。まず、TOPIX は浮動株時価総額加重指数であるため、日銀による TOPIX 連動 ETF の保有は、浮動株における日銀の保有割合に基本的にはばらつきを生じさせない。また、JPX 日経 400 のウェイトも TOPIX と同様に浮動株時価総額に基づいて決定されているほか、日銀が保有する JPX 日経 400 連動 ETF は 3 兆円程度に過ぎないことから、その保有が日銀の保有割合のばらつきに与える影響は限定的である。このため、日銀の保有割合は、日経平均のウェイトが TOPIX ないしは浮動株時価総額のウェイト対比でみてどのように偏っているかを示す指数ウェイト倍率と、強い正の相関を持つことになる。

列(3)をみると、日銀はファーストリテイリング株を 1.96 兆円保有しており、これはソフトバンクグループの 2.07 兆円に次いで 2 番目に大きい。なお、ソフトバンクグループについては、浮動株時価総額がファーストリテイリングよりもはるかに大きいため、日銀の保有割合が相対的に低く、表 1 には記載されていない。また、浮動株時価総額の上位 10 社のうち、キーエンスと任天堂の 2 社は日経平均株価に採用されていない。このため、これらの企業の日銀による保有額は、浮動株との対比でみて 8%程度に過ぎなかった。

## 5. ベースライン分析

本節では、ベースライン分析で用いるクロスセクション回帰モデルとその結果について説明する。具体的には、5.1 節でベースラインモデルについて述べる。5.2 節では推定結果を示し、5.3 節では推定された価格乗数の大きさを先行研究と比較して評価する。異常利回りやコントロール変数など、本節および次節で使用する変数の詳細については、Ichiue (2024)を参照されたい。

### 5.1. ベースライン回帰モデル

本稿のベースライン回帰モデルはD'Amico and King (2013)を参考にしている。彼らは、2009 年の Fed による国債買入れのフロー効果とストック効果を銘柄別のデータを用いて推定している。ストック効果を推定するために、彼らは、2009 年 3 月 17 日から 10 月 30 日（買入れ政策の最初の発表の前日から買入れの最終日）における銘柄別の国債の累積利回りを、この期間中の Fed による買入れ額の発行残高に対する比率に回帰した。彼らの手法の重要な点は、買入れの最終日までの利回りを用いることにある。買入れが終了する前は、Fed がどの銘柄を購入するか不透明であったため、国債価格は Fed の将来の購入に関する市場の期待を反映していた可能性がある。しかし、将来の買入れに関する期待は、買入れの終了後には重要ではなくなる。したがって、この方法を用いれば、そのような期待が観測できないなかでも、効果を推定することができる。

本稿のベースライン分析では、2010 年 9 月末から 2021 年 3 月末までの銘柄別の累積対数超過利回りを、2021 年 3 月末の浮動株における日銀保有比率に回帰する。超過利回りは、主要な銀行間レートである無担保コール翌日物レートを用いて計算した<sup>6</sup>。2010 年 9 月末は、2010 年 10 月 5 日に日銀が初めて ETF の買入れを発表する数営業日前である。2021 年 3 月末は、日銀が日経平均 ETF の買

---

<sup>6</sup> このほか、株式会社金融データソリューションズが提供するNPM企業財務データのトータルリターンを用いた。

入りを終了した日である。これらの日付を選んだ理由としては、四半期末にデータが入手しやすいということもある。しかし、最も重要な理由は、市場参加者がこれらの日に将来の日経平均 ETF の買入りを予想していなかったと考えられることである。日銀は 2021 年 4 月以降も TOPIX 連動型 ETF の買入りを継続しているが、TOPIX のウェイトは基本的に浮動株の時価総額に比例するため、TOPIX 連動 ETF の買入れが銘柄間の利回りに大きな差異をもたらすことはないと考えられる。加えて、前述のように、日銀は、2021 年 4 月以降、TOPIX 連動型を含む ETF の購入額を大幅に減らしている<sup>7</sup>。

2010 年 9 月末には日銀の ETF 買入れは予想されていなかったため、2021 年 3 月末の日銀保有残高は、2010 年 9 月末から 2021 年 3 月末までの間に生じた需要ショックと考えることができる。需要ショックが株価に与える影響に関する実証研究では、一般に、需要ショックは株式の供給量を示す指標対比で計算される。米国のデータを用いた研究では通常、発行済み株式から自己保有株式を差し引いたものの時価総額を供給量として用いている。これに対し、本稿では 2 つの理由から浮動株の時価総額を用いている。第一の理由は、日本におけるデータの入手のしやすさである。TOPIX に採用されている銘柄であれば、浮動株時価総額の日次データは容易に入手可能である。一方、自己保有株式の日次データは公開されていない。第二の理由は、浮動株は発行済み株式から自己保有株式を差し引いたものよりも株式の供給量を的確に表していると考えられるためである。実際、TOPIX や S&P500 が 2005 年頃に浮動株に基づくウェイトを採用したのはこのためである。長い歴史を持つ米国の研究では、浮動株のデータ

---

<sup>7</sup>日付の選択において、もう一つの考慮したのは、市場のストレスである。Ichiue(2024)で詳細に議論しているように、中央銀行の資産買入れは、市場の緊張時に特に大きな影響を与える可能性が高いため、そのような日を選ぶことは推定結果に重大な影響を与えうる。実際、D'Amico and King (2013)は、Fed による国債買入れは金融危機の直後に発表・実施されたため、彼らの結果は比較的市場の緊張が低い時期にはあてはまらない可能性があるとの注意を促している。日銀による ETF の買入れは、金融の安定ではなく物価の安定を目的としていたため、本研究の結果は、低ストレス時の影響を捉えていると考えることができる。実際、市場の緊張度を示す指標として広く用いられている株式市場のボラティリティは、これらの日には特に高くはなかった。

が入手しにくかったことも、発行済み株式（除く自己保有株式）が用いられてきた背景にあるものと考えられる。実際、Wurgler and Zhuravskaya (2002)は、インサイダー保有に関する電子的な情報源を知らないため、浮動株を使用していないと述べている。

しかし、東証の定義する浮動株を利用する際には注意が必要である。原田 (2021)は、東証が日銀保有分を浮動株の定義から除外しているかどうかは公表されていないが、除外している可能性が高いと論じている。彼女の主張を裏付ける分析結果については、Ichiue (2024)を参照されたい。この結果に基づき、浮動株は日銀保有分を足し戻して調整し、日銀保有比率は調整後の浮動株に対する比率として定義する。

本稿では、利回りの決定要因を回帰分析するうえで、非金融株のデータを用いている。ベースライン回帰では、2005年9月末から2021年3月末までの全営業日の株価が観測可能な東証一部上場銘柄のデータを用いている<sup>8</sup>。2010年9月末より前のデータは、一部のコントロール変数の算出に使用している。また、浮動株のデータはTOPIXの構成銘柄のみで利用可能なため、分析対象は2021年3月末のTOPIXの構成銘柄に限定する。さらに、コントロール変数のデータの一部が利用できないため、1銘柄を除外した。この結果、合計1,158銘柄がサンプルに含まれることになった。

第1節で述べたように、図1は日銀保有比率と対数超過トータルリターンとの関係を示したものである。この図から明らかなように、黒丸で示した日経225構成銘柄の日銀保有比率は銘柄間で大きく異なっている。図の最も右にあるのはファーストリテイリングで、その日銀保有比率は50%を超えており、これは表1で日銀保有額を足し戻す前の浮動株との対比で104.8%であったことと整合的である。回帰分析では、後述するように、このような外れ値はウィンザー化される。日経平均株価の構成銘柄にみられる正の関係は、日銀保有比率が高い

---

<sup>8</sup> 2020年10月1日は、東証の株式売買システムの障害によって価格のデータが得られないため、本稿ではこの日を休日として扱う。

ほど利回りが高いことを示唆している。一方、それ以外の銘柄を示すグレーの丸は、基本的に日銀保有比率が約 6.9%と約 7.6%の垂直線上にある。JPX 日経 400 に採用されていない銘柄は左の線上に、採用されているほとんどの銘柄は右の線上に位置している。

本稿を通じて、回帰結果は全サンプルと日経 225 構成銘柄のサブサンプルの両方で示す。これは、日経 225 構成銘柄と非構成銘柄の動きが異なる可能性があるためである。例えば、日経 225 構成銘柄は投資家の注目度が高いため、割高となっており、事後的な利回りが低くなっている可能性がある。サブサンプル分析では、日経 225 への採用が利回りから影響を受ける可能性などに伴う内生性に対処するため、2021 年 3 月末ではなく、2010 年 9 月末に日経 225 に採用されていた銘柄を対象とした。サブサンプルは 177 社で構成され、うち 169 社は 2021 年 3 月末にも日経平均に採用されていた。

ベースライン回帰モデルは、下式で表される。

$$R_n = \gamma Q_n + \rho' X_n + \epsilon_n \quad (2)$$

ここで  $R_n$  は株式  $n$  の 2010 年 9 月末から 2021 年 3 月末までの実際の利回り（対数超過トータルリターン）ないしはその異常利回りである。また、 $Q_n$  は 2021 年 3 月末の日銀保有比率、 $X_n$  は定数を含むコントロール変数のベクトルである。異常利回りは、2010 年 10 月から 2021 年 3 月までの月次利回りを用いて推定されたファクターモデルを用いて計算し、ファクター数が 1、3、4、5、6 の 5 通りのモデルを用いて頑健性を確認する<sup>9</sup>。

推定には二段階最小二乗法を用いる。D'Amico and King (2013)も、Fed が意図的に割安な銘柄を購入した場合に生じ得る内生性に対処するため、二段階最小二乗法を用いた。日銀は ETF を通じて間接的に株式を購入しており、購入する

---

<sup>9</sup> 本稿では、ポートフォリオではなく個別銘柄の利回りを用いて回帰分析を行う。その理由は、Ang et al. (2020)が理論と実証の双方に基づいて示したように、ポートフォリオを用いると、利回りや他の特性の情報がかなり失われてしまうためである。しかし、結果の頑健性を確認するために、Ichiue (2024)ではポートフォリオの利回りも検証しており、ベースライン分析を支持する結果を得ている。

ETF を選択する際には事前に公表されたルールに従っているため、日銀が特定の銘柄を選好する余地はほとんどないように思われる。しかし、例えば、企業の基礎的条件が予想されていたよりも良好であった際に、利回りが高くなるとともに、その銘柄が日経平均株価に採用されたり、採用され続けたりする確率が高くなり、その結果、日銀の保有比率が高まりやすくなるというような場合には、内生性の問題が生じうる。このような可能性に対処するため、2010 年 9 月末の指数ウエイト倍率（すなわち、日経平均のウエイトが TOPIX のウエイトの何倍かを示す指標）を操作変数として用いた。この倍率を選んだ主な理由は、表 1 で 2021 年 3 月末の日銀保有比率と指数ウエイト倍率の間に高い相関があることが示唆されたからである。指数ウエイト倍率はゆっくりとしか変化しないため、後述するように、2010 年 9 月末の指数ウエイト倍率も 10 年以上先の日銀保有比率と高い相関がある。

本稿の操作変数法は、基本的に、コントロール変数に含まれていない将来の長期利回りに関する情報を指数ウエイト倍率が含んでいるか検証するものである。コントロール変数には、定数と少なくとも 6 つの変数が含まれる。具体的には、ベータ、企業規模、簿価時価比率、収益性、総資産成長率、過去の利回りである。最初の 5 変数は、Fama and French (2015) の 5 ファクターモデルで注目されている企業特性である。過去の利回りは、長期的な利回りで平均回帰性がしばしば観察されるために加えている（例えば、Bondt and Thaler (1985)）。全サンプルの回帰では、日経平均構成銘柄と非構成銘柄の振る舞いに違いがある可能性を考慮して、2010 年 9 月末の日経平均構成銘柄のダミー変数も用いている。すべてのコントロール変数は、内生性の問題を回避するために、2010 年 9 月末までのデータを用いて計算されている。さらに、Fama and French (1993) に従い、決算期末と利回りの算出期間の間に少なくとも 6 ヶ月の間隔を設け、決算の結果が利回りの算出期間の前に既知であるようにする。

以上をまとめると、二段階最小二乗法の第一段階では、2021 年 3 月末の日銀保有比率を指数ウエイト倍率とコントロール変数に回帰する。第二段階では、2010 年 9 月末から 2021 年 3 月末までの利回りを第一段階で得られた日銀保有比

率の推定値とコントロール変数に回帰する。すべての変数は外れ値に対応するために 1%水準と 99%水準でウィンザー化している。さらに、標準誤差は東証の 33 業種分類に基づく業種レベルでクラスター化して算出している。これは、特に企業規模などの企業特性をコントロールした後では、同じ業種の残差が同方向に動く可能性が高いためである。まれではあるが、企業の業種分類が変わることもある。この問題に対処するため、2010 年 9 月末の分類を使用している。

最後に、推定バイアスの可能性を指摘しておく。ひとつの懸念は、操作変数が外生ではない可能性である。指数ウェイト倍率の高い銘柄は、日経 225 に連動する投資成果を目指すインデックス投資家からの需要などを受けて、2010 年 9 月末時点で割高であったかもしれない。この場合、そのような銘柄の利回りは 2010 年 9 月末から 2021 年 3 月末にかけて相対的に低かった可能性が高い。もしそうであれば、操作変数が残差と負の相関を持ち、日銀の ETF 保有による影響が過小評価されるおそれがある。もう一つの懸念は、日銀以外の投資家がこの期間に日経平均へのエクスポージャーを増やした可能性であり、この場合、回帰分析の結果は日銀の ETF 保有による影響を過大評価する。これらの可能性は、Ichiue (2024)で詳細に分析されており、ベースライン回帰の結果がそのような理由で深刻なバイアスを受ける可能性は低いことが示されている。

## 5.2. ベースライン分析の結果

本節ではベースライン分析の結果を示す。表 2 は操作変数法の第一段階の結果を示している。列(1)と列(2)は、それぞれ全サンプルと日経 225 構成銘柄のサブサンプルの結果である。指数ウェイト倍率の係数は両サンプルとも有意にプラスである。 $t$ 値はそれぞれ 11.1 と 19.7 である。また、Kleibergen and Paap (2006) の  $F$  統計量は 123.8 と 387.2 であり、一般的な基準の 10 を大きく上回っている。全体として、この結果は、指数ウェイト倍率が日銀保有比率を予測する上で有益であり、操作変数として妥当であることを示している。企業規模の係数も両サンプルで有意にプラスである。これは、企業規模が、ある銘柄が日経平均株価の構成銘柄にとどまるか、あるいは追加されるかを予測するのに適している



ためではないかと考えられる。実際、2010年9月末に日経平均株価に採用されていたものの、2021年3月末には採用されていなかった企業の平均的な規模は、日経平均株価に採用され続けた企業や新たに採用された企業の平均的な規模よりも小さい。

全サンプルの第二段階の回帰結果は、日銀の保有が利回りに有意な正の影響を与えたことを示唆している。表3では、実際の利回りの結果が列(1)、異常利回りの結果が列(2)~(6)に報告されている。日銀保有比率の係数は正で有意であり、 $t$ 値は4~5程度である。係数の大きさは5.21~6.74である。標準誤差がすべての回帰で1よりやや大きいことも踏まえると、係数は6前後であると結論づけられる。これは、日銀保有比率が1%ポイント高ければ、利回りが約6%ポイント高くなることを示唆している。言い換えれば、価格乗数は約6である。コントロール変数の係数の多くは有意であり、 $t$ 値も高い。このうち日経平均構成銘柄ダミーの係数は負で有意である。これは、日経平均構成銘柄が過大評価され、事後的な利回りが低い傾向があるためと考えられる。その他の有意性の高い係数の符号は、一般に期待されるとおりとなっている<sup>10</sup>。紙幅の都合により、サブサンプルの結果は省略するが、同様の結果が得られている。また、通常の最小二乗法の結果も確認した。この結果も大きくは変わらず、内生性が深刻でないことが示唆される。

### 5.3. 推定された価格乗数の評価

ここでは、先行研究の推定値と比較することで、本稿で推定された価格乗数の大きさを評価する。上述したように、米国のデータを用いた多くの研究では、

---

<sup>10</sup> ベータの係数は、実際の利回りでは負だが有意ではない一方、異常利回りでは負で有意である。前者の結果は、資本資産価格モデル (CAPM) の予想に反しているが、時系列データから推定されたベータと利回りのクロスセクションでの相関が弱い、あるいは負であることを指摘した Black et al. (1972)、Fama and French (1992)、Baker et al. (2011)、Frazzini and Pedersen (2014) と整合的である。また、異常利回りを用いた場合にベータの係数が負で有意であることも、ベータと異常利回りの間に相関がないと予想する CAPM と矛盾するが、ベータとアルファが逆相関することを理論的、実証的に示した Frazzini and Pedersen (2014) とは整合的である。

需要ショックを、浮動株ではなく発行済み株式（除く自己保有株式）と対比でみて分析する機会が多い。したがって、本稿の結果を米国の研究結果と比較可能とするため、発行済み株式（除く自己保有株式）を推定したうえで、ベースラインの回帰式を再推定した。

ベースライン回帰では、2010年9月末の指数ウェイト倍率（日経平均のウェイトがTOPIXのウェイトの何倍かを示す指標）を操作変数として使用したが、TOPIXのウェイトは浮動株時価総額に基づいて決定されるため、この倍率は基本的に日経平均ウェイトの浮動株時価総額に対する比率に比例する。一方、ここでは、2010年9月末における日経平均ウェイトの発行済み株式（除く自己保有株式）の時価総額に対する比率を操作変数とした。

この結果も紙幅の都合により掲載しないが、基本的にベースライン回帰と同様の結果が得られている。ただし、大きな違いとして、日銀保有比率にかかる係数の推定値は8~9程度と、ベースラインの6程度よりも大きいことがある。これは驚くべきことではない。東証が定義する浮動株からは、日銀が保有する株式や自己保有株式だけでなく、役員保有株など他の株式も除外されていることを踏まえると、発行済み株式（除く自己保有株式）の時価総額は、ベースライン分析で用いた浮動株のそれを上回る。従って、発行済み株式（除く自己保有株式）の時価総額に対する日銀保有額の割合のばらつきは、日銀保有比率のばらつきよりも小さくなり、利回りのばらつきを説明するためには、より高い乗数が必要となる。

本研究で推定された価格乗数（約8~9）は、典型的な乗数（約1）よりもはるかに大きい。この背景としては、日銀がETFを通じて株式を長期間保有すると市場で予想されていることがあるのではないかと考えられる。実際、日銀は購入したETFを10年以上売却していない。また、株価に大きな影響を与えずに売却するには保有額が大きすぎるとの見方が多く示されてきた。さらに、2021年3月末時点では、日本が依然として長期にわたって継続してきた低インフレ下にあり、日銀が金融緩和からの出口の時期や戦略を検討する段階ではないと

主張していた<sup>11</sup>。こうしたことから、市場参加者は日銀のETF保有が長く続くと予想していたものと考えられる。

## 6. 結論

本稿では、日銀のETF保有が長期的な株式の利回りに与える影響を検証した。分析の結果、その効果は非常に大きいことが示された。ベースライン分析の結果によると価格乗数は約6であり、米国のデータに関する多くの研究と同様に発行済み株式（除く自己保有株式）対比で日銀の保有額をみた場合の価格乗数は約8~9である。この価格乗数は、需要ショックが株式の利回りに与える影響に関する先行研究の典型的な推定値よりもはるかに高い。また、日銀が日経平均ETFの買入れを終了してから9ヵ月間、利回りの反転はみられなかった。

日銀は2021年3月末で日経平均ETFの買入れを終了し、フローの面ではおおむね市場に中立となるようETF買入れの方針を修正した。また、2024年3月には、TOPIX連動型も含めてすべての買入れを終了した。しかし、ストックの面からみると、日経平均ETFを含め、依然として大量のETFを保有している。本稿で得られた結果は、日銀が保有する日経平均ETFが、買入れ終了後も株価を大きく歪ませていることを示唆している。

この研究は、株価指数から生じる問題点も浮き彫りにしている。最も重要な点は、日経平均株価のような原則として株価を単純平均したような指数が金融市場を著しく歪めうることである。本稿の結果は、日銀によるETF買入れのよ

---

<sup>11</sup> 2021年3月23日、黒田日銀総裁（当時）は、参議院において、「二%の物価安定目標を実現するために大規模な金融緩和を行っておりまして、その一環としてこのETFの買入れも行っているわけでありまして、二%の物価安定目標の達成には時間が掛かるという見込みでありますので、当面、このETFの買入れをやめるとか、あるいは手持ちのETFを処分するという考えはありません。」「このETF買入れを含む金融緩和の出口のタイミング、あるいはその際の具体的な対応を検討するのは時期尚早であると、そういう局面には至っていないというふうに思っております。」と発言をした。詳細は以下から入手可能。

<https://kokkai.ndl.go.jp/#/detail?minId=120415261X01620210325&current=1>

うな大規模な非伝統的政策によって、このような問題が増幅される可能性があることを示している。このことは、新たな政策を立案する際には、既存の市場の歪みを慎重に評価する必要があることを示唆している。

先行研究が推定した価格乗数には、大きなばらつきがある。今回の研究では、非常に大きな価格乗数が推定されたが、このことは、日銀のように、長期にわたって資産を保有する投資家からの需要ショックの場合、価格乗数が大きくなることを示唆しているのかもしれない。しかし、ひとつの需要ショックに関する今回の研究だけでは、乗数の決定要因を特定するのに十分ではなく、この点は今後の研究の重要な課題として残されている。

このような政策が企業行動とマクロ経済に与える影響を、一般均衡効果を考慮に入れて推定することも、将来の重要な研究課題である。Gabaix and Koijen (2022)は、マクロ乗数（市場全体の動きをコントロールしない場合の価格乗数）はミクロ乗数よりもはるかに高いと主張している。もしそうだとすれば、ミクロ乗数が高いとの本稿の結果は、日銀のETF保有が株価を全体として大きく押し上げたことを示唆している。他方で、この政策は、資源配分の歪みやコーポレート・ガバナンスの弱体化などを通じて、経済全体に悪影響を与えてきた可能性もある。こうした大規模で、不均等で、持続的な需要ショックの影響に関する複雑な波及経路を理解するには、いまだ多くの研究が必要である。

## 参考文献

- 原田喜美江、2021、「ETF買入政策のミクロ面への弊害～低浮動株・小型株への影響～」、証券レビュー、第61巻第1号、58-71
- Ang, Andrew, Jun Liu, and Krista Schwarz. 2020. “Using Stocks or Portfolios in Tests of Factor Models.” *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 55 (3): 709–750.
- Baker, Malcolm, Brendan Bradley, and Jeffrey Wurgler. 2011. “Benchmarks as Limits to Arbitrage: Understanding the Low-volatility Anomaly.” *Financial Analysts Journal* 67 (1): 40–54.
- Barbon, Andrea, and Virginia Gianinazzi. 2019. “Quantitative Easing and Equity Prices: Evidence from the ETF Program of the Bank of Japan.” *Review of Asset Pricing Studies* 9 (2): 210–255.
- Bauer, Michael, and Eric T. Swanson. 2023. “A Reassessment of Monetary Policy Surprises and High-Frequency Identification,” NBER Macroeconomics Annual 37, 2023, 87–155.
- Black, Fischer, Michael C. Jensen, and Myron Scholes. 1972. “The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests.” In M. Jensen, ed.: *Studies in the Theory of Capital Markets* (Praeger).
- Bondt, Werner F.M. de, and Richard Thaler. 1985. “Does the Stock Market Overreact?” *Journal of Finance* 40 (3): 793–805.
- Carhart, Mark M. 1997. “On Persistence in Mutual Fund Performance.” *Journal of Finance* 52 (1): 57–82.
- Cieslak, Anna, Adair Morse, and Annette Vissing-Jorgensen. 2019. “Stock Returns over the FOMC Cycle.” *Journal of Finance* 74 (5): 2201-2248.
- Chang, Yen Cheng, Harrison Hong, and Inessa Liskovich. 2015. “Regression Discontinuity and the Price Effects of Stock Market Indexing.” *Review of Financial Studies* 28 (1): 213–246.
- Charoenwong, Ben, Randall Morck, and Yupana Wiwattanakantang. 2021. “Bank of Japan Equity Purchases: The (Non-)Effects of Extreme Quantitative Easing.” *Review of Finance* 25 (3): 713–743.
- D’Amico, Stefania, and Thomas B. King. 2013. “Flow and Stock Effects of Large-scale Treasury Purchases: Evidence on the Importance of Local Supply.” *Journal of Financial Economics* 108 (2): 425–448.
- Fama, Eugene F., and Kenneth R. French. 1992. “The Cross-section of Expected Stock Returns.” *Journal of Finance* 47 (2): 427–465.
- Fama, Eugene F., and Kenneth R. French. 1993. “Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds.” *Journal of Financial Economics* 33: 3–56.

- Fama, Eugene F., and Kenneth R. French. 2015. "A Five-factor Asset Pricing Model." *Journal of Financial Economics* 116 (1): 1–22.
- Fama, Eugene F., and James D. Macbeth. 1973. "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests." *Journal of Political Economy* 81: 607–636.
- Frazzini, Andrea, and Lasse Heje Pedersen. 2014. "Betting against Beta." *Journal of Financial Economics* 111 (1): 1–25.
- Fukuda, Shin-ichi, and Mariko Tanaka. 2022. "The Effects of Large-scale Equity Purchases during the Coronavirus Pandemic." CIRJE F-Series CIRJE-F-1186, CIRJE, Faculty of Economics, University of Tokyo.
- Fukui, Masao, and Masayuki Yagasaki. 2022. "The Impact of Central Bank Stock Purchases: Evidence from Discontinuities in Policy Rules." Paper presented at the NBER Summer Institute 2022 on Monetary Economics, Cambridge, MA, July 11–15, 2022. Available online: [https://conference.nber.org/conf\\_papers/f171923.pdf](https://conference.nber.org/conf_papers/f171923.pdf).
- Gabaix, Xavier, and Ralph S. J. Koijen. 2022. "In Search of the Origins of Financial Fluctuations: The Inelastic Markets Hypothesis." SSRN 3686935.
- Gagnon, Joseph, Matthew Raskin, Julie Remache, and Brian Sack. 2011. "The Financial Market Effects of the Federal Reserve's Large-scale Asset Purchases." *International Journal of Central Banking* 7 (1): 3–43
- Greenwood, Robin. 2005. "Short- and Long-term Demand Curves for Stocks: Theory and Evidence on the Dynamics of Arbitrage." *Journal of Financial Economics* 75 (3): 607–649.
- Greenwood, Robin, Samuel G. Hanson, and Gordon Y. Liao. 2018. "Asset Price Dynamics in Partially Segmented Markets." *Review of Financial Studies* 31 (9): 3307–3343.
- Greenwood, Robin, Nber Toomas Laarits, and Jeffrey Wurgler. 2023. "Stock Market Stimulus." *Review of Financial Studies* 36: 4082–4112.
- Haddad, Valentin, Alan Moreira, and Tyler Muir. 2023. "Whatever it takes? The Impact of Conditional Policy Promises." NBER Working Paper Series 31259.
- Harada, Kimie, and Tatsuyoshi Okimoto. 2021. "The BOJ's ETF Purchases and Its Effects on Nikkei 225 Stocks." *International Review of Financial Analysis* 77 (October).
- Harris, Lawrence, and Eitan Gurel. 1986. "Price and Volume Effects Associated with Changes in the S&P 500 List: New Evidence for the Existence of Price Pressures." *Journal of Finance* 41 (4): 815–829.
- Hattori, Takahiro, and Jiro Yoshida. 2023. "The Impact of Bank of Japan's Exchange-traded Fund Purchases." *Journal of Financial Stability* 65.
- Ichiue, Hibiki. 2024. "The Bank of Japan's Stock Holdings and Long-term Returns." SSRN 4802165.

- Joyce, Michael, David Miles, Andrew Scott, and Dimitri Vayanos. 2012. "Quantitative Easing and Unconventional Monetary Policy — an Introduction." *Economic Journal* 122: 271–288.
- Katagiri, Mitsuru, Junnosuke Shino, and Koji Takahashi. 2022b. "The Announcement Effects of a Change in the Bank of Japan's ETF Purchase Program: An Event Study." *Finance Research Letters* 50.
- Kleibergen, Frank, and Richard Paap. 2006. "Generalized Reduced Rank Tests using the Singular Value Decomposition." *Journal of Econometrics* 133 (1): 97–126.
- Krishnamurthy, Arvind, and Annette Vissing-Jorgensen. 2011. "The Effects of Quantitative Easing on Interest Rates: Channels and Implications for Policy." *Brookings Papers on Economic Activity* Fall: 215–287.
- Matsuki, Takashi, Kimiko Sugimoto, and Katsuhiko Satoma. 2015. "Effects of the Bank of Japan's Current Quantitative and Qualitative Easing." *Economics Letters* 133 (August): 112–116.
- Neuhierl, Andres, and Michael Weber. 2019. "Monetary Policy Communication, Policy Slope, and the Stock Market." *Journal of Monetary Economics* 108: 140-155.
- Ramey, Valerie. 2016. "Macroeconomic Shocks and Their Propagation." In *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 2, ed. John B. Taylor and Harald Uhlig, 71–162. Amsterdam: North-Holland.
- Shirota, Toyoichiro. 2018. "Evaluating the Unconventional Monetary Policy in Stock Markets: A Semi-parametric Approach." Discussion Paper Series A 322, Graduate School of Economics and Business Administration, Hokkaido University.
- Shleifer, Andrei. 1986. "Do Demand Curves for Stocks Slope Down?" *Journal of Finance* 41 (3): 579–590.
- Wright, Jonathan H. 2012. "What Does Monetary Policy Do to Long-Term Interest Rates at the Zero Lower Bound?" *Economic Journal* 122: 447–466.
- Wurgler, Jeffrey, and Ekaterina Zhuravskaya. 2002. "Does Arbitrage Flatten Demand Curves for Stocks?" *Journal of Business* 75 (4): 583–608.

(表1) 浮動株との対比でみた日銀保有額の上位10社

ランキング	企業名	(1) 日銀保有/浮動株 (%)	(2) 日経225ウェイト /TOPIXウェイト (倍)	(3) 日銀保有額 (兆円)
1	ファーストリテイリング	104.8	25.1	1.96
2	コナミグループ	44.0	9.3	0.17
3	アドバンテスト	42.5	8.9	0.49
4	太陽誘電	36.9	7.4	0.14
5	日立建機	35.5	7.1	0.09
6	コムシスホールディングス	34.7	6.9	0.09
7	TDK	34.6	6.8	0.41
8	松井証券	33.8	6.8	0.02
9	NTTデータ	32.6	6.3	0.24
10	トレンドマイクロ	32.5	6.3	0.15

(注) この表は、2021年3月31日時点の東証が定義した浮動株との対比でみた日銀保有額の推定値の上位10社の一覧である。列(1)、(2)、(3)は、それぞれ浮動株に対する日銀保有額の割合(%)、日経平均のウェイトがTOPIXのウェイトの何倍かを示す指標(倍)、日銀保有額(兆円)を報告している。



(表 2) ベースライン分析の第一段階の結果

	(1) フルサンプル	(2) サブサンプル
指数ウェイト比率	0.0191** (11.13)	0.0181** (19.68)
ベータ	0.0007 (0.56)	-0.0061 (-0.89)
企業規模	0.0033** (4.70)	0.0065** (2.87)
簿価時価比率	-0.0019 (-1.75)	-0.0096 (-1.12)
収益性	-0.0048 (-0.70)	-0.0202 (-1.21)
総資産成長率	-0.0069 (-1.26)	-0.0058 (-0.22)
過去の利回り	-0.0038 (-1.94)	-0.0084 (-0.91)
日経平均採用銘柄	-0.0041 (-1.17)	
観測数	1,158	177
決定係数	0.772	0.780

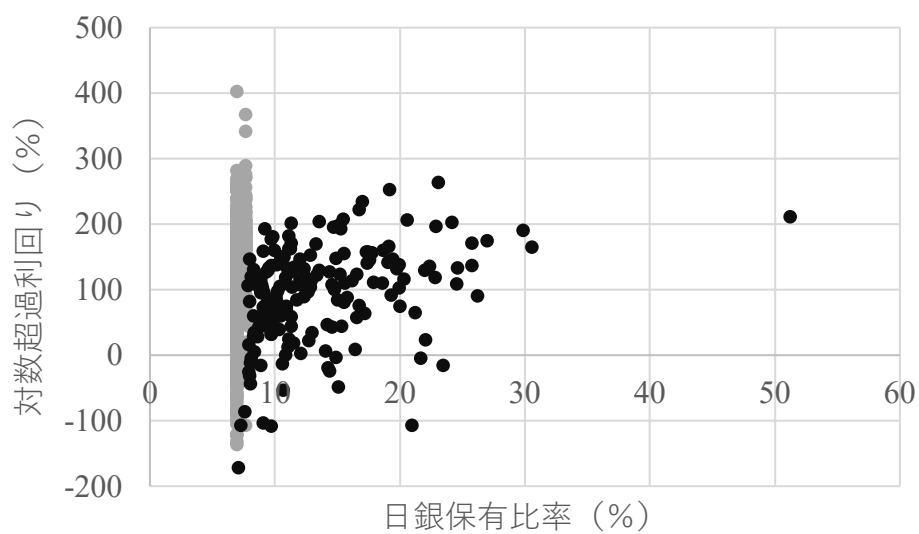
(注) この表は、ベースライン分析の二段階最小二乗法の第一段階の結果を報告している。従属変数は日銀保有比率で、2021年3月31日現在の日銀保有残高と東証が定義する浮動株の合計に対する日銀保有残高の比率として定義される。独立変数は2010年9月30日までのデータを用いて計算した。「指数ウェイト倍率」は、日経平均のウェイトがTOPIXのウェイトの何倍かを示す。「ベータ」、「企業規模」、「簿価時価比率」、「収益性」、「資産成長率」は、Fama and French (2015) の5ファクターモデルで注目されている企業特性である。「過去の利回り」は2010年8月31日までの3年間の利回りである。「日経平均採用銘柄」は、2010年9月30日に日経平均株価に採用されていれば1、そうでなければ0を取る。例(1)は全サンプル、列(2)は2010年9月30日における日経平均採用銘柄のサブサンプルの結果を示している。回帰には定数項が含まれているが、係数の推定値は報告していない。括弧内は*t*値である。\*\*は1%水準で統計的に有意なことを示す。標準誤差は業種レベルでクラスター化した。

(表3) 全サンプルのベースライン回帰の第二段階の結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	実現利回り	1ファクター	3ファクター	4ファクター	5ファクター	6ファクター
日銀保有比率	5.73** (4.98)	5.95** (4.19)	6.40** (4.70)	6.74** (4.82)	5.21** (3.83)	5.54** (3.89)
ベータ	-0.22 (-1.83)	-0.78** (-5.59)	-0.62** (-4.92)	-0.68** (-5.23)	-0.57** (-4.59)	-0.65** (-4.77)
企業規模	0.02 (0.67)	0.01 (0.22)	0.09* (2.47)	0.09* (2.55)	0.05 (1.51)	0.05 (1.36)
簿価時価比率	0.14 (1.64)	0.20* (2.09)	0.30** (3.12)	0.31** (3.20)	0.34** (3.35)	0.38** (3.68)
収益性	1.42** (3.97)	1.73** (4.74)	1.80** (5.43)	1.88** (5.37)	1.88** (5.15)	2.04** (5.01)
総資産成長率	-0.77* (-2.58)	-1.20** (-3.08)	-1.17** (-3.07)	-1.21** (-3.23)	-1.31** (-3.15)	-1.36** (-3.25)
過去の利回り	-0.19* (-2.37)	0.01 (0.18)	0.02 (0.22)	0.03 (0.39)	0.01 (0.11)	0.03 (0.52)
日経平均採用銘柄	-0.37** (-4.99)	-0.38** (-4.07)	-0.35** (-4.10)	-0.36** (-4.25)	-0.31** (-3.46)	-0.33** (-3.72)

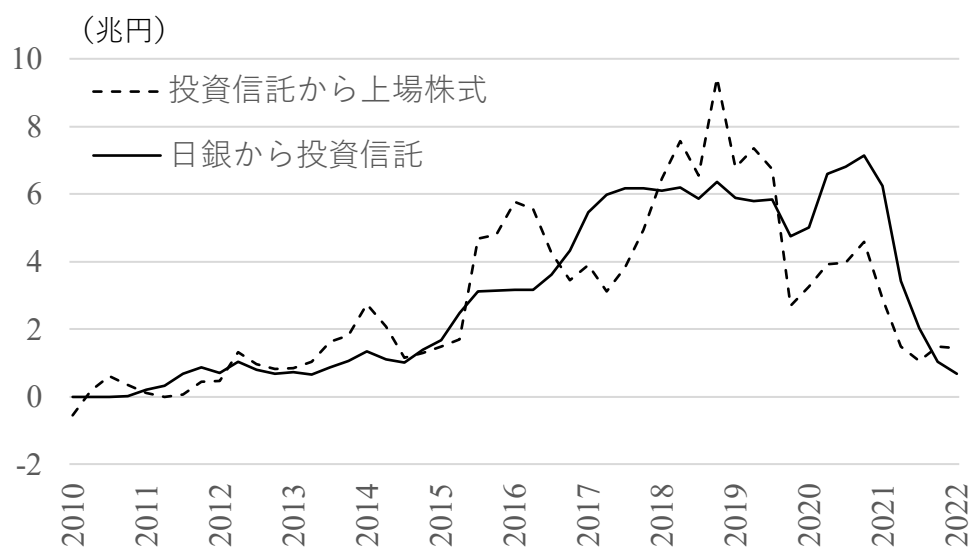
(注) この表は、全サンプルを用いたベースライン分析の第二段階の結果を示している。列(1)は2010年9月30日から2021年3月31日までの実際の利回りを従属変数とした場合、列(2)~(6)はそれぞれ1、3、4、5、6ファクターモデルに基づいて計算された異常利回りを用いた場合の結果を報告している。「日銀保有比率」は、2021年3月31日現在の日銀保有残高と東証が定義する浮動株の合計に対する日銀保有残高の比率である。この比率は、2010年9月30日時点の日経平均のウエイトがTOPIXのウエイトの何倍かを示す指数ウエイト倍率を操作変数とした第一段階の回帰によって推定されている。その他の独立変数は2010年9月30日までのデータを用いて計算した。「ベータ」、「企業規模」、「簿価時価比率」、「収益性」、「資産成長率」は、Fama and French (2015)の5ファクターモデルで注目されている企業特性である。「過去の利回り」は2010年8月31日までの3年間の利回りである。「日経平均採用銘柄」は、2010年9月30日に日経平均株価に採用されていれば1、そうでなければ0を取る。回帰分析には定数項が含まれているが、係数の推定値は報告していない。括弧内は*t*値である。\*\*と\*はそれぞれ1%水準と5%水準で統計的に有意なことを示す。標準誤差は産業レベルでクラスター化した。列(1)~(6)のすべてで、観測数は1,158である。

(図1) 日銀保有比率と利回り



(注) この図は、縦軸に2010年9月30日から2021年3月31日までの累積利回り（対数超過トータルリターン、%）、横軸に2021年3月31日の日銀保有比率（流動株に占める日銀保有額の比率、%）を示している。黒丸は2021年3月31日時点の日経平均採用銘柄、灰色の丸はそれ以外の銘柄。

(図2) 日銀から投資信託と投資信託から上場株式へのフロー



(注) この図は、2010年第1四半期から2022年第1四半期までの、日銀から投資信託へのフロー（実線）と投資信託から上場株式へのフロー（折れ線）の4四半期移動和を示している。前者は資金循環統計における「中央銀行」から「投資信託受益証券」へのフロー、後者は「証券投資信託」から「上場株式」へのフローのデータから算出している。