

「日経平均 ETF が現物市場に与える影響」

2016年9月

芹田敏夫（青山学院大学）¹

花枝英樹（中央大学）

要旨

本論文では、ETF の取引増大が日本の株式市場に与える影響の実証分析を行った。分析対象は、ETF の中でも日経平均 ETF に限定した。分析内容は、検証可能な命題を提示して、日経平均構成銘柄のプライシングに与える影響の実証分析で、日銀による ETF 買入れの影響を含め、ETF のプライシングと構成銘柄のボラティリティ（市場リスクと非市場リスクの割合）、の影響を分析した。

主な結果は以下のとおりである。日経平均 ETF の株式市場におけるプレゼンスが近年急激に増加（2015 年末には対日経平均時価総額の 2%）している。乖離（ETF 市場価格－基準価額）は平均的にはほぼゼロと小さいが、一時的に乖離が大きく拡大することがあり、正の系列相関の存在から、数日間乖離が継続することが分かった。また、また各ファンドの乖離の高い正の相関から、乖離を生み出す共通のファクターが存在する可能性が示唆された。また、仮説の検証結果については、日経平均 ETF の保有割合の増加が日経平均構成銘柄のボラティリティを高めている。日経平均 ETF の保有割合の増加が日経平均構成銘柄の非市場リスクの割合を高めている。日銀による ETF 買入れの影響は、市場価格が基準価額からの乖離率を広げる方向で働き、個別銘柄のボラティリティを低下させることが分かった。

¹ 本論文の作成に当たっては、ETF 研究会の参加メンバーから有益なコメントをいただいたことに感謝する。ETF 市場の実際については、出村康道氏（大和証券投資信託委託）、田畑邦一氏（野村アセットマネジメント）に詳細に教えていただいたことが有益であった。本研究は、日本学術振興会科学研究費補助金(基盤研究(C) 研究課題番号 15K03618) の研究成果の一部である。

1. はじめに

近年、ETF(Exchange Traded Fund, 上場投資信託)の上場銘柄数が増加し、活発に取引されている。これは世界的な傾向で、日本においても2016年5月末時点において、銘柄数は202本に達している。また、ETFが保有する株式数、売買高も増加し、日本の株式市場において大きなシェアを占めるに至っている。また、ETFの売買高は、銘柄によってばらつきはあるものの、高い流動性を持つ銘柄も多く、その低い運用コストと高い流動性にひきつけられて多くの投資家が売買を行っている。

ETFへの投資は、個別銘柄への投資ではなく、日経平均やTOPIXなど何らかの指数に連動するバスケットへの投資である。したがって、個々の投資家は、個別銘柄のファンダメンタルズを特に意識せずに、対象指数に連動することを期待した運用として利用している。このような運用は、ETFが現物株式のバスケットに対する受益証券であることから、ETFの株式バスケットに組み入れられている個別株式のプライシングにさまざまな影響を与えることが考えられる²。また、ETFの価格は、裁定取引を通じて対象指数や基準価額とリンクしている。ETFの売買高が活発になると、裁定取引が行われ、それが個別株式のプライシングへさまざまな影響を与える可能性があるのである。このようなETFが現物市場に与える影響を具体的にあげると、株価水準、ボラティリティ、流動性などへの影響である。

ETFは株価指数と類似する面を持つ。株価指数先物の価格は対象株価指数を構成する現物ポートフォリオとの裁定取引を通じて現物価格とリンクし、株価指数先物の取引は現物株式の取引と深くリンクしている。一方、株価指数先物と異なる性質を持つ。株価指数先物取引には満期があり、売買ポジションはネットで常にゼロである。それに対して、ETFを売買することは、対象株価指数を構成する現物を売買することとほぼ同じである。ETFの純資産額が増えれば、個別株式の発行済み株式数に占めるETFの保有割合が高まるのである。その純資産額(Net Asset Value, NAV)に応じた現物の株式を保有するネットで正のポジションが生じるのである。

本論文の目的は、日本のETFの取引増大が現物市場に与える影響を実証的に検証することである。分析対象は、ETFの中でも日経平均株価を対象指標とするETF(以下、日経平均ETFと略す)に限定する。その理由は、3つある。すなわち、日経平均ETFは、1)流動性が高いこと、2)時価総額合計が日本株ETF全体に占める割合が高いこと(52%、2015年12月末時点)、3)ETFが保有するポートフォリオを日次レベルで厳密には推定できること、の3点である。さらに、日経平均株価の算出方法の特徴により、構成銘柄の発行済み株式数に占める日経平均ETFの保有割合は銘柄間で大きく異なる。そのため、特定

² ETFで対象とする指数には、株式だけでなく、商品やREIT、などさまざまなものがある。本論文では、株価指数を対象指数とするETFを分析対象とするので、ETFの投資バスケットは、株式として説明を行う。

の指数構成銘柄においては、発行済み株式数に占める日経平均 ETF の保有比率が非常に高くなるため、他の ETF とは異なる影響を与えることが予想される³。本論文で行う分析は、検証可能な仮説を提示して、日経平均構成銘柄のプライシングに与える影響を実証的に検証するもので、特に、ボラティリティおよび構成銘柄の市場連動性（市場リスクと非市場リスクの割合）への影響、および日銀による ETF 買い入れの影響を実証的に分析する。

本論文の分析期間の後半に含まれる 2010 年 12 月に日銀による大規模な ETF の買い入れが始まった。その規模は急激に拡大し、2015 年 12 月末時点における買い入れ額の推計は、6.9 兆円に上り、2016 年 7 月には、年間購入額を 6 兆円に増額するなど、買い入れの拡大傾向が続いている。このような中央銀行による大規模かつ長期にわたる株式市場からの買い入れは、世界にも類を見ないもので、この日銀の ETF 買い入れが日本の株式市場に与える影響を明らかにすることも重要と考える。

本論文の主な貢献として、次の 3 点が挙げられる。まず、日本の株式型 ETF の現物市場に与える影響についての個別銘柄レベルでの初めての実証研究である点である。第二に、日経平均 ETF は日本の株式型 ETF を代表しかつそのポートフォリオの投資比率を日次レベルで正確に推定できるため、その個別銘柄に与える影響度を正確に把握して分析できることである。先行研究の BenDavid et al.[2015]では、ETF の持つポートフォリオの投資比率は、四半期ごとにしか把握できていない。第三に、日本の株式市場にユニークな日銀による ETF 買い入れ政策の影響を個別銘柄レベルで分析することにある。

本論文に関連する先行研究としては、まず株価指数が現物市場に与える影響に関するものがある。Bessembinder-Seguin[1992]が、米国の S&P500 株価指数先物について、先物市場の高い売買高が現物市場のボラティリティの低下に対応していることを、実証的に示した。また、Chan-Cheng-Pinegar[1999]は、大証の日経平均先物の導入で現物市場のボラティリティが増加したことを発見した。もう 1 つには、ETF が現物市場に与える影響に関する近年始まった新しいものがある。代表として BenDavid et al.[2014]があり、ETF の保有割合の増加が保有対象となる個別株式のボラティリティを増大させるかどうか等を、日中および日次のレベルで実証した。本論文で用いる分析手法のベースとなっているものである。主な結果として、ETF の保有割合の増大、ETF と現物との裁定取引、ETF に組み入れられるかどうかの境界線での影響について分析を行い、ETF が現物市場のボラティリティを増加させていることを示した。また、レバレッジ型の ETF については、Cheng-Madhavan[2009] や Trainor[2010]がレバレッジ型 ETF の取引がボラティリティを高めるかの実証している。現物に与える影響について分析結果は意見分かれている。

ETF の実証分析には、ETF についての取引価格と基準価額との乖離についての研究がかなりある。日本の ETF についての乖離の実証分析には、Fujiwara[2006]があり、取引価格

³ 日本における株式型の ETF のもう 1 つの有力な ETF には、TOPIX を対象指数とした ETF があるが、TOPIX は、東証一部上場全社の浮動株調整済みの時価総額加重平均した指数であるため、個別銘柄に与える影響は日経平均より銘柄間のばらつき小さい。

が基準価額より平均で有意に低く、裁定機会の存在を指摘している。日銀による ETF 買入れの影響については、太田[2016]がある。これも本論文と同様に日銀の買入れの影響を実証的に示しているが、日中の取引データレベルで流動性や価格効率性の分析であり、本研究と目的や分析内容が大きく異なる。

本論文で行われた実証研究は、日経平均 ETF が初めて上場された 2001 年 7 月～2015 年 12 月のデータを用いて分析を行ったもので、主な結果は以下のとおりである。まず、日経平均 ETF の現物株式市場におけるプレゼンスが近年急激に増加（2015 年末には対日経平均時価総額の 2%）している。乖離（ETF 市場価格－基準価額）は平均的にはほぼゼロと小さいが、一時的に乖離が大きく拡大することがあること、正の系列相関の存在から乖離が数日間継続することが分かった。また、また各ファンドの乖離の高い正の相関から、乖離を生み出す共通のファクターが存在する可能性が示唆された。仮説の検証結果については、日経平均 ETF の保有割合の増加が日経平均構成銘柄のボラティリティを高めている（仮説 1 と整合的）。日経平均 ETF の保有割合の増加が日経平均構成銘柄の非市場リスクの割合を高めている（仮説 2 とは不整合）。日銀の ETF 買入れの影響については、日銀買入れによって、買入れ実施日に一時的に乖離がプラス方向に拡大すること、個別ボラティリティを低下させる効果（仮説 3 と整合的）であることが分かった。

本論文の構成は以下のとおりである。次節で、日経平均 ETF の概要と仕組みを説明する。3 節では、分析方法を説明し、4 節では、分析結果、5 節では結論と今後の課題を示す。

2. 日経平均 ETF の概要と仕組み

日本における ETF の歩みと現状

まず、日本における ETF、特に日経平均 ETF の歴史と現状について概説する。図表 1 は、日本におけるすべての ETF および日本株 ETF の上場銘柄数の推移を示している。1995 年 5 月 29 日に初めて日経 300 株価指数連動型上場投資信託が上場して以来、しばらく新規上場はなかったが、2001 年 7 月に日経平均あるいは TOPIX を対象指標とする ETF が上場してから増加し始め、特に 2008 年以降上場銘柄数は急激に拡大している。また日本株以外の ETF の増加が目覚ましい。2016 年 5 月末時点において、202 本が上場されており、うち日本株ファンドは 84 本で、全体 202 本のうち 42%を占めている。

本論文での分析対象は、日経平均 ETF であるから、これについて詳しく説明する。図表 2 A)には日経平均 ETF の一覧が示されている。2001 年 7 月 13 日に、3 本が同時に上場してから、2015 年末までに 8 本が上場されている。図表 2 B)から、8 本のうちでも 2001 年 7 月に最初に上場した 3 本の ETF の時価総額がこれまで圧倒的に大きかったことがわかる。図表には示していないが、売買金額についても同様で、3 銘柄のシェアが圧倒的である。もう 1 つの主要な日本株 ETF である TOPIX を対象指標とする ETF については、日経平均 ETF が初めて上場された 2001 年 7 月 13 日には、2 本が同時に上場され、現在まで 6 本が

上場されている。図表 2 C)には、日経平均 ETF と合わせて、TOPIX 連動型 ETF とその他の日本株の株価指数を対象とする ETF (日本株 ETF と略す)の時価総額の推移が示されている。日本株 ETF の中では、日経平均 ETF と TOPIX 連動型 ETF の 2 タイプのシェアが支配的で、2 タイプでシェアをおよそ半々に分け合っていることがわかる。2015 年末時点で、TOPIX の ETF の集計時価総額は、6.2 兆円と日経平均 ETF の集計値 7.6 兆円より少し小さい。

図表 3 は、日経平均 ETF の集計純資産額の推移を示している。2001 年 7 月に新規上場して以来、2007 年のリーマンショック直後を除いて増加傾向を示してしているが、2011 年頃から急激に上昇していることがわかる。これは後述する日銀による ETF 買い入れの時期 (2010 年 12 月以降) とほぼ一致している。2015 年末の集計純資産額は約 7.6 兆円に達している。図表 3 には、日経平均に連動する公募投信 (ETF を除く) の集計純資産額も示されている⁴。オープン型のインデックス・ファンドは、ETF よりずっと以前から取引されてきた。その純資産額集計は、2001 年 7 月以降では 1 兆円前後で安定的に推移している。また、図表 4 には、日経平均 ETF と日経平均に連動する公募投信の日経平均構成銘柄全体の時価総額に占める割合の推移が示されている。日経平均構成銘柄全体の時価総額合計に占める日経平均 ETF の純資産額合計の割合も、徐々に増加しており、2011 年以降急上昇し、2015 年末には約 2% 超にまで達している。日経平均 ETF が登場した 2001 年以降では、日経平均構成銘柄の集計時価総額に占める割合は 0.5% 前後の水準で比較的安定的に推移していることがわかる。

図表 5 は、日経平均 ETF の拡大が現物市場に与える影響の大きさを示すものとして、3 時点における発行済み株式数に占める日経 ETF の割合(推計値⁵) のランキング (上位 15 銘柄と下位 10 銘柄) と、平均・メジアン等を示している。上位 10 銘柄では、2015 年末において、日経平均 ETF の保有割合が発行済み株式数の 10% 以上を占めるに至っている。一方、下位 10 銘柄では、2015 年末においても日経平均 ETF の保有割合は 0.2% 以下とごくわずかにとどまっている。このように、銘柄間で発行済み株式数に占める日経平均 ETF の保有割合が銘柄間で大きく異なるのは、日経平均が時価総額加重型ではなく、後述する株価が高いほどウェイトが高くなる株価平均型をとっている算出方法の特殊性によるところが大きい。一方、TOPIX 連動型 ETF の投資比率は、TOPIX が東証一部上場全銘柄についての時価総額加重型であるから、発行済み株式数に占める割合はどの銘柄についても同一である。

図表 6 は、日経平均 ETF の売買金額シェアの推移が示されている。東証一部の売買金額

⁴ 日経平均に連動するインデックスファンドの定義は、公募投信 (ETF を除く) のうち、投信協会の大分類が「インデックス型」、かつ同小分類が「日経 225 連動型」のファンド 55 本である。

⁵ 日経平均 ETF 全体が保有する時価総額割合は厳密には把握できないため、後述のように、日経平均 ETF の時価総額に、日経平均株価の算出方法から求めた日経平均株価ポートフォリオに占める個別構成銘柄の占める割合を乗じることによって推定した。

に占める割合は1%前後で変動している。一時的に割合が高まることも見られる。時価総額ほどはETFの売買金額シェアは大きくない。

日銀によるETFの買い入れ

日経平均ETFによる現物市場の影響を分析する際には、2010年12月から始まった日銀によるETF買い入れの規模が大きいため無視できない。まず、これまでの日銀によるETFの買い入れの主な経緯を日本経済新聞の記事に基づいて整理してみると以下ようになる。11月5日の金融政策決定会合において、日銀は新基金「資産買入等の基金」（総額5兆円）を創設し、ETFも買えるようにすることを決定した。買い入れ枠は4,500億円、購入対象のETFは日経平均株価かTOPIXへの連動型の2タイプだけであった⁶。2010年12月5日にETFを初めて142億円購入した。その後、ETFの買い入れ額は増額され、12年4月27日に2,000億円増額、13年4月4日には年間買い入れ額を1兆円に、2014年11月1日には年間買入額を3兆円に増額、2016年7月29日には年間買入額を6兆円にまで増やしている。買い入れは、日銀が作った非公式の基準に従って委託先の信託銀行が判断する。ETF買い入れの狙いは、日本銀行「資産買入等の基金運営基本要領」によれば、各種資産のリスクプレミアムの低下を促すものであるとしている。

次に、日銀によるこれまでのETFの買い入れ状況を見てみる。日次の買い入れ額は公表にされているが、どのETFをどのくらい買い入れたかについての銘柄別の取引情報はない。太田[2016]は、2011年12月～2014年10月までの期間において、日銀によって買い入れられた銘柄を日経平均ETF4銘柄、TOPIX連動型ETF4銘柄の計8銘柄と推定している。この推定に基づけば、日銀による買い入れ額のうち、TOPIX連動型よりも高い割合を日経平均ETFが占めていると類推される。図表7は、日銀によるETFの買い入れ額の日次推移を示している。買い入れ日や買い入れ額は時間を通じて変化しているが、短期的には買い入れ金額は安定していることがわかる。また、買い入れ日は、前述のように日銀が作成したルールに従っているとされるが、太田[2016]は、前日のTOPIX夜間収益率と前日のETF実効スプレッドの平均値が重要な要因であることを指摘している。2015年末までの日銀による買い入れ額の累計は7兆円（うち日経平均ETFへの割合は不明）に達している。先ほど図表3と図表4において、2011年からの日経平均ETFの時価総額および日経平均構成銘柄の時価総額合計に占める日経平均ETF純資産額合計の割合が急上昇していることを指摘したが、このことに日銀による日経平均ETFの買い入れが大きく貢献していることは明らかである。

ETFの仕組み

⁶ その後も買い入れ対象はこの2タイプに限定されていたが、2014年10月31日にJPX日経400ETFへ買い入れ対象を拡大し、2015年12月18日には「設備・人材投資に積極的な企業の株式を組み入れるETF」へも対象拡大を決定した。

ETF のプライシングを分析するうえで理解すべき ETF の仕組みを、日本取引所グループのウェブサイトに基づいて簡潔に説明する。ETF のうち、本論文で対象とする日経平均 ETF は現物拠出型で、その中で株式バスケット型に分類される。株式バスケット型とは、指定参加者が市場で買付けた株式バスケットを ETF 発行者に拠出し、ETF を組成する形式の ETF である。指定参加者とは、ETF の運用会社が、公表している ETF の設定・交換の条件に基づいて、運用会社との間で現物株と ETF のやりとりを直接行うことができる証券会社のことを指す。このように、指定参加者が ETF の発行市場において重要な役割を果たす点が ETF の大きな特徴の 1 つである。

ETF には、現物株式と同様に発行市場と流通市場がある。発行市場は、指定参加者と ETF 運用会社の間での取引が行われる市場で、取引によって ETF の受益権口数が増減する。指定参加者が基準を満たした株式バスケットを現物市場で調達して ETF 運用会社へ持ち込むことは「設定」と呼ばれ、運用会社が受益証券を発行して指定参加者に交付し、受益証券の口数が増加する。指定参加者は受益証券を市場で投資家へ売却できる。一方、指定参加者が ETF の受益証券を運用会社へ持ち込むことは「交換」と呼ばれ、運用会社が ETF 受益証券と引き換えに、要件を満たした株式バスケットを指定参加者に渡す。その結果、受益証券の口数が減少する。流通市場では、受益証券が市場価格で売買される。指定参加者の取引の大きな目的が、すぐ後で述べる裁定取引であり、指定参加者による裁定取引がスムーズに行われることにより、ETF の流通市場における価格が効率的になる。

ETF の価格には、取引所が開いているときにリアルタイムでつく市場価格と、その日の引け値に基づいて 1 日に 1 回算出される保有株式バスケットの価値（純資産額）を口数で割った 1 口当たりの価値を表す基準価額の 2 つがある⁷。指定参加者による発行市場における「設定」と「交換」において用いられる価格が、基準価額である。一般投資家は、ETF を市場価格では取引できるが、基準価額では取引できない。

市場価格と基準価額は、本来同じ値になるはずであるが、ずれが生じることがある。市場価格と基準価額の差は乖離と呼ばれ、大きな乖離が生じた場合には、裁定が行われ、ETF の発行済み口数が増減する。ETF において裁定を行えるのは、基準価額での現物バスケットと ETF 受益証券を設定・交換できる指定参加者である。市場価格 > 基準価額の時には、指定参加者は株式を買って、買った株式を用いて ETF を設定し（=ETF 口数の増加）、得た ETF 受益証券を売却する。一方、市場価格 < 基準価額の時には、指定参加者は ETF を買って、ETF を交換し（ETF 口数の減少）、株式バスケットを受け取る。そのような裁定が十分に働けば、市場価格 = 基準価額となり、乖離は小さくなる。

しかし、指定参加者による ETF と株式バスケットの間の裁定取引には、リスクが存在し、裁定は十分に働かない可能性がある、すなわち裁定の限界(Limit of Arbitrage)がある。なぜなら、市場価格と基準価格の間の乖離を利用して瞬時に裁定取引を行うことは不可能で、

⁷ 近年では、東証において、取引時間中に、1 秒ごとに ETF の保有資産の 1 口当たり推定価値が公表されるようになった。それを、インディカティブ NAV と呼ばれる。

乖離に基づいて裁定を行う場合には翌日となり、翌日の取引開始直後に乖離が縮小してしまつて逆の乖離が生じるリスクがあるためである。したがって、乖離が生じてもすぐには解消しない可能性がある。

日経平均 ETF の保有ポートフォリオの推定

日経平均 ETF は、日経平均株価と連動するように現物ポートフォリオを保有している。ここでは、日経平均 ETF が保有する現物株式のポートフォリオは日経平均株価と全く同じ投資比率をとる、すなわち日経平均 ETF は完全法によって運用されていると仮定する。日経平均 ETF の各構成銘柄の投資比率を求めるために、日経平均指数の算出方法が必要であり、この算出方法を説明する。日経平均指数の算出方法は、日本経済新聞（「日経平均株価算出要領」）により、以下の通りである。

$$\text{日経平均株価} = \frac{\text{構成銘柄の採用株価合計}}{\text{除数}}$$

$$\text{ただし、各構成銘柄の採用株価} = \text{株価} \times \frac{50(\text{円})}{\text{みなし額面}(\text{円})}$$

すなわち、日経平均株価は、構成銘柄をみなし額面を用いて調整した採用株価の単純合計を除数で割ったものである。よって、日経平均指数に完全に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は、採用株価／採用株価合計となる。なお、除数は日経平均株価の水準を決定するだけで、投資比率には影響しない。みなし額面とは、旧来の額面制度を引き継ぎ、各構成銘柄の株価を旧 50 円額面に換算したものである。旧来は株式分割が行われると株価の低下に伴って採用株価も低下したが、2005 年 6 月より大きな変更が加えられた。それは次のとおりである。「個性銘柄の大幅な株式併合や株式分割に対しては、指数算出に用いる株価水準がその前後で変わらないように、当該株式分割等の比率に応じて、みなし額面を変更することを原則としている。」（日本経済新聞）。すなわち、株式分割等で株価が大幅に低下しても採用株価はみなし額面の調整によって影響を受けないのである。

本論文で用いた日経平均ポートフォリオの占める各構成銘柄の保有比率の日次時系列データは、各時点で採用されていた日経平均構成銘柄の株価を用い、サンプル期間中の入替（除去、新規採用）、日経平均構成銘柄のみなし額面変更をすべて反映させて算出した。すなわち、各時点における銘柄 i の日経平均ポートフォリオに占める割合 $w_{i,j}^{NK}$ は、以下のよう表される。

$$w_{i,j}^{NK} = \frac{\text{銘柄}i\text{の株価}S_{i,t} \times (50/\text{みなし額面})}{\sum (\text{銘柄}j\text{の株価} \times (50/\text{みなし額面}))} \quad (1)$$

日経平均は株価加重の株価指数であるため、採用株価が高い銘柄ほど日経ポートフォリオに占める保有割合が高くなる。(1)式に基づいて算出された保有割合のランキングは、図表 8 の通りである。2015 年 12 月末において、最も保有割合が高いユニクロ 1 銘柄が 8% を占める。2005 年 6 月から始まったみなし額面の変更により、日経平均ポートフォリオにおける投資比率が高い銘柄が、株式分割が行われた後も高い投資比率を継続する状況となっている。それは、図表 8 の 3 時点における上位銘柄に注目すると、同じ銘柄が継続していることからわかる。

また、この日経平均ポートフォリオに占める割合を用いれば、日経平均 ETF が各時点において保有する銘柄 i の保有割合 $w_{i,j}^{ETF}$ は以下のように推定できる。⁸

$$w_{i,j}^{ETF} = \frac{\text{ETFの集計純資産額} \times w_{i,j}^{NK}}{\text{銘柄}i\text{の時価総額}} \quad (2)$$

この日経平均 ETF の保有が各銘柄の発行済み株式数に占める保有比率 $w_{i,j}^{ETF}$ は、ETF の集計純資産額が高くなるほど、日経平均ポートフォリオウェイトが高いほど、時価総額が低いほど、高くなる。ランキングは先述した図表 5 の通りである。2015 年末時点で第 1 位のミツミ電機では、実に 17.8% を占めるまでに至っている。その一方で、最低位のランキングの銘柄における日経平均 ETF の保有割合はほぼ 0% に近い。

3. 検証すべき仮説および分析手法

検証すべき仮説

ETF が対象とする指数を構成する現物銘柄に影響与える条件として、裁定の限界と顧客効果があげられる

裁定の限界については、Greenwood[2005]、Gromb-Vayanos[2010]がモデルで示したように、ETF と現物株式との裁定に限界がある下では流動性ショックが ETF 市場から現物市場へ拡散し、価格にノイズが加わる。リスク回避的な裁定者は流動性トレーダーの反対側のポジションを取るために補償を要求する。裁定者の現物ポジションの作成時にプライスプレッシャーが生じる。その結果、現物価格にはファンダメンタルズ価格にノイズが含まれるのである。

⁸ このことは、日経平均 ETF が保有する現物ポートフォリオは、日々の終値の段階で、厳密に日経平均ポートフォリオの投資比率を実現しているものと仮定することを意味する。また、現実の ETF の保有株数は 1 単元の整数倍しか取れないが、それを無視して細かく分割して保有できるものとしている。

また、顧客効果については、Amihud-Mendelson[1986]、Constantinides[1986]が示したように、投資期間の短い投資家が高い売買回転に伴う取引コストを節約するために流動性の高い資産で取引を行うことによって生じる。ETFが存在しない場合に比べて、ETFが存在することにより、投資期間の短い投資家が惹きつけられる。これが顧客効果である。ETFがそのバスケットの現物株のボラティリティを上昇させるには、ETFが売買回転率の高いトレーダーを惹きつける必要がある。高回転トレーダーの割合が高くなるほど株価により大きなノイズが生じ、株式のボラティリティが高まると考えられる。

ETFによってもたらされるノイズは、ETFの保有割合・売買高が高まるほど、大きくなることが予想される。裁定に伴う取引で生じるノイズであれば、ノイズは指数構成銘柄間で相関が高いことが予想される。その場合には、指数構成銘柄の市場リスクの割合が上昇(=非市場リスクの割合が低下)することが予想される。

以上の理論的な考察から、本論文で検証すべき仮説は以下のとおりにまとめられる。

仮説 1 (ボラティリティに与える影響)

発行済み株式数に占めるETFの保有割合が増大するほど、個別銘柄のボラティリティが増大する

仮説 2 (非市場リスクに与える影響)

発行済み株式数に占めるETFの保有割合が増大するほど、個別銘柄の非市場リスクの割合が低下する。

また、前述のように、日銀による買い入れの目的はリスクプレミアムの低下を促すことであり、株価下落時に買い入れが行われること、リスクの低下を通じてから行われていると考えられる。よって、この目的が達成されれば、日銀によるETF買い入れが個別銘柄のボラティリティを低下させることが期待できる。仮説にまとめると以下のようなになる。

仮説 3 (日銀買い入れの与える影響)

日銀によるETF買い入れが行われると、個別銘柄のボラティリティが低下する。

データ

本論文の分析対象は、ETFの中でも日経平均ETFと日経平均構成銘柄の個別株式である。分析期間は、日経平均ETFが初めて上場された2001年7月13日～2015年12月30日までである。日経平均ETFは2015年12月末時点において上場していた8銘柄、分析期間中に日経平均構成銘柄に入ったことのある個別銘柄はのべ300銘柄である。個別銘柄については、期中の日経平均の銘柄入替を考慮し、分析期間に日経平均に短期間でも採用されたことのある銘柄をすべてカバーしている。

用いたデータについては、個別銘柄及び日経平均 ETF の株価、売買金額、属性等は、NEEDS-FinancialQuest から、日経平均 ETF の NAV は、金融データソリューションズ社の日本公募投信リターンデータ（日次）から入手した。

分析手法

本論文の中心的内容である仮説に基づく実証分析を行う前に、日経平均 ETF リターンと乖離の特性を分析する。第一に、日経平均 ETF のパフォーマンス評価を行う。ベンチマークとして、配当落ちを調整した日経平均のリターン RNKD を用いて、アルファ、ベータの大きさ、日経平均との連動性を調べる。アルファは、日経平均 ETF のうちの個別銘柄について、以下の日経平均リターン（配当込み）をインデックス・リターンとしたマーケット・モデルで推定された α と β を用いる。

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i RNKD_t + u_{it} \quad (3)$$

R_{it} : 日経平均 ETF のうちの個別銘柄 i の日次リターン

$RNKD_t$: 日経平均株価（配当調整済み）の日次リターン

第二に、日経平均 ETF について、日経平均の現物株式バスケットとの裁定が十分に働いているかどうかを調べるために、ETF の市場価格（終値）と毎日公表される基準価額との乖離の性質について分析を行う。乖離 DEV および基準価額に対する乖離の比率を表す乖離率 DEVR を以下のように定義する⁹。

$$DEV = \text{終値} - \text{基準価額} \quad (4)$$

$$DEVR = \text{乖離} / \text{基準価額} \quad (5)$$

このように定義された乖離と乖離率を用いて、それらの大きさおよび、その継続性について分析を行う。そのために、乖離と乖離率について、平均値および標準偏差、系列相関の有無、一時的に大きな乖離が生じていないかを調べる。また、日銀による ETF 買入れが乖離に与える影響についても検証する。日銀による ETF 買入れは、ETF 価格に上昇圧力を生じさせ、一時的に乖離がプラス方向に振れる可能性が考えられる。

最後に、3つの仮説の検証として、日経平均 ETF が日経平均構成銘柄のボラティリティに与える影響の分析方法について説明する。分析手法は、BenDavid et al.[2014]に基づいている。分析対象をサンプル期間中に短期間でも採用されていた日経平均構成銘柄（300銘柄）について、パネル分析を行うことにより、仮説 1~3 を検証する。用いるデータは月

⁹ 乖離および乖離率の実際の算出においては、市場価格（終値）に配当落ちが、基準価額も分配金分だけ低下する。ETF の基準価額が権利確定日に低下するのに対して、ETF の市場価格における配当落ちは、権利確定日の 3 営業日前であるため、このずれを

次データで¹⁰、推定期間は、2001年8月から2015年12月である。分析対象期間において日経平均に採用されていなかった期間は欠損値とした非バランス・パネルデータである。

被説明変数として、ボラティリティ $VOLA$ および非市場リスクの割合 $NMVOLA\%$ を用いる。月次ボラティリティの推定値として、1カ月間の日次リターンの標本標準偏差をその月の月次ボラティリティとして用いる。月次の非市場リスクの割合として、TOPIX（配当込み）をマーケット・インデックスとしたマーケット・モデルの1カ月間の日次リターンを用いた推定から得られた決定係数 R^2 を用いて、 $(1-R^2)$ をその月の非市場リスクの割合とした。

説明変数として、ETFの影響度、流動性、規模などの属性を用いる。具体的には、ETFの影響度を表す変数として、(2)式から算出された日経平均ETFが時点 t において保有する株式に占めるシェア（日経平均ETFの推定保有株数／発行済み株式数、月末値） $ETFS_t$ を用いた。日銀によるETF買入れの影響を示す変数として、日銀買入れダミー $DBOJ_t$ （買入れを行ってれば1、行わなかったならば0を取るダミー変数）を用いた¹¹。流動性の指標として、Amihud[2002]が提唱して広く用いられている以下の指標 $ILLIQ$ を用いた¹²。

$ILLIQ = (\text{日次リターン絶対値} / \text{日次売買金額})$ の月中平均

コントロール変数として、時価総額の対数（月末値） $LSIZE$ 、株価の逆数（月末終値） RSP 、を採用した。同時性の問題を避けるため、すべて説明変数の前月値を用いる。また、1期前の被説明変数、個別銘柄効果と時間効果を考慮するために、銘柄ダミーと毎月のカレンダーダミーを入れている。

$$VOLA_{i,t} = a + b_1 ETFS_{i,t-1} + b_2 DBOJ_{i,t-1} + b_3 LSIZE_{i,t-1} + \dots + \text{銘柄ダミー} + \text{月ダミー} + u_{i,t} \quad (6)$$

$$NMVOLA\%_{i,t} = a + b_1 ETFS_{i,t-1} + b_2 DBOJ_{i,t-1} + b_3 LSIZE_{i,t-1} + \dots + \text{銘柄ダミー} + \text{月ダミー} + u_{i,t} \quad (7)$$

¹⁰ すべてのデータが日次レベルで入手できれば、日次のパネル分析を行え、BenDavid et al.[2015]も行っている。しかし、本論文では、日次のボラティリティの推定値を得るために必要な個別銘柄の日中データが入手できなかったために、日次のリターンを用いて月次ボラティリティを推定し、月次のパネルデータを作成して推定を行った。

¹¹ 月次データでは、2010年1月の開始以降は毎月買入れを行っているため、2010年12月より前は0、以降は2カ月間を除き1をとる。また、日銀による買入れ影響の変数として、日銀による買入れ額も使ってみたが、日銀買入れダミーの結果とほとんど変わらなかった。

¹² 流動性尺度として、先行研究同様にビッド・アスク・スプレッドも使いたかったが、データを入手できなかったために用いていない。

4. 実証結果

ETF のリターン・乖離の特性の分析結果

第一の分析として、日経平均 ETF のリターン特性を調べるために行ったマーケット・モデルの推定結果は、図表 9 のとおりである。分析対象は、日経平均 ETF のうち、長期間のデータが利用可能な 2001 年から上場している 3 銘柄に限定した¹³。この 3 銘柄とは、ダイワ上場投信一日経 2 2 5 (1320)、日経 2 2 5 連動型上場投資信託(1321)、上場インデックスファンド 2 2 5 (1330)である。推定期間は、上場直後を除いた 2001 年 8 月 1 日～2014 年 12 月 30 日で、日次データを用いた。

図表 10 A)より、3 銘柄の日経平均 ETF のリターンの平均および標準偏差は、互いにほぼ等しいことがわかる。また、配当調整をしない日経平均株価の原指数のリターン RNK の平均値よりも少し高いが、配当調整済み日経平均株価リターン RNKD の平均値よりはわずかに小さくなっている。

図表 10 B)の ETF のリターン（配当調整済み）を日経平均株価のリターン RNKD（配当調整済み）で回帰した結果からは、3 本の ETF と日経平均との連動性はほぼ完全である。すなわち、 R^2 はほぼ 1 に近く、日経平均リターンに対する係数もほぼ 1 となっている。このことから、日経平均 ETF は、日経平均株価に完全に連動するポートフォリオと考えてよいといえよう。また、推定された α は、配当込みの日経平均指数を市場インデックスとした場合には、数値はゼロに近いほど小さいが、統計的に有意にマイナスとなっている。日経平均 ETF で生じるわずかな取引コスト分だけリターンが低下した結果と考えられる。

第二の分析である、日経平均 ETF の価格の基準価額からの乖離の分析結果を示す。日経平均 ETF の価格の基準価額からの乖離についての分析は図表 10 のとおりである。パネル A)より、乖離および乖離率は、平均はほぼゼロに近いことがわかる。しかし、乖離率の最小値・最大値をみると、 $-3.3\% \sim +2.7\%$ となっており、乖離が一時的に拡大するケースも生じていることがわかる。

乖離率 DEVR の各 ETF 間の相関についてみると、図表 10 B) のとおりである。3 つの ETF の乖離率の間で高い正の相関がみられる。たとえば DIVR1（ダイワ上場投信）と DIVR2（日経 225 連動型上場投資信託）の乖離率の相関は 0.78 と非常に高い値となっている。個々の ETF の乖離には、どのファンドにも共通したショックが部分的に含まれると考えられる。

乖離および乖離率の系列相関については、図表 10 C)の通りである。乖離および乖離率には、強い正の系列相関があり、1 日前の乖離がすべて正で有意、2 日前の乖離の係数もほとんどのケースで正で有意となっている。すなわち、乖離が数日間継続する傾向にあること

¹³ 長期間のデータが取れる日経平均 ETF には、他にも 2001 年 9 月上場 i シェアーズ日経 2 2 5 E T F (1329)もあるが、推定期間の前半において売買高が 0 の日が多く、流動性が低いと判断して分析対象から外した。

を示している。

以上のことから、乖離は平均的にはほぼゼロと小さいが、一時的に乖離が大きく拡大することがあり、正の系列相関の存在から、数日間乖離が継続することが分かった。また、また各ファンドの乖離の間にある高い正の相関から、乖離を生み出す共通のファクターが存在する可能性が示唆された。

日銀による ETF の買い入れが乖離率に与える影響についての結果が図表 11 である。図表 11 の A) では、日銀買い入れが行われた日(A-1)と行われなかった日(A-2)の乖離および乖離率の基本統計量が示されている。日銀による買い入れが行われた日は 284 日と、全体に占める割合は 10%に満たないが、標準偏差は行われなかった日とほとんど変わらないにもかかわらず、平均は行われなかった日に比べてすべてのケースでプラスとなり、行われなかった日の平均がほぼゼロであるのと比べて大きな差がみられる。図表 11 A-2)の右端の t 値は、買い入れが行われた日と行われなかった日の乖離／乖離率の平均の差についての検定統計量である。すべてのケースで、統計的に有意に買い入れがあった時の乖離／乖離率が大きいことを示している。また、乖離率を過去の乖離率に加えて日銀買い入れダミー DBOJ とその 1 日前 DBOJ(-1)を入れた回帰を行った結果は、図表 11 の B)にある。DBOJ の係数が、正で有意となっている一方、1 日前の DBOJ(-1)の係数は有意ではない。これらの結果から、日銀の買い入れにより、ETF 価格に上昇圧力がかかって、当日は乖離が正の方向へ引っ張られていること、それは買い入れ当日のみに生じる一時的現象であることが明らかになった。

パネル分析の結果

最後に、3つの仮説を検証するために行ったパネル推定の結果について説明する。データは、月次データ、サンプル期間は 2001 年 8 月～2015 年 12 月である。図表 12 は、被説明変数と説明変数の基本統計量が示している。日銀買い入れダミー DBOJ は、2010 年 12 月より前ではすべて 0、以後では 2 ヶ月間を除きすべて 1 を取るダミー変数である。

日経平均 ETF が日経平均構成銘柄のボラティリティへの影響について、パネル分析の結果は図表 13 のとおりである。まず、日次ボラティリティ VOLA に与える影響を見てみる。仮説 1 に関連する日次ボラティリティに与える日経平均 ETF の保有比率 ETFS(-1)は、推定式 1～5 すべてにおいて、正で有意である。これは、仮説 1 と整合的な結果である。また、米国での結果 BenDavid et al.[2015]と同じ結果である。ただし、右端の 2 つ推定式は、サンプル期間を 2 つに分割したものであるが、この場合には、ともに ETFS(-1)の係数はともに正ではあるものの有意ではなくなっている。どの時期でも安定的に有意に正の係数を得られるわけではないことがわかる。他のコントロール変数については、規模を示す時価総額の対数値 LSIZE(-1)は負で有意、株価の逆数 RSP(-1)は正で有意、流動性尺度の ILLIQ(-1)は、係数が有意ではなかった。

次に、日次非市場ボラティリティのボラティリティに対する割合 NMVOLA%に与える影

響を見てみる。日経平均 ETF の保有比率 $ETF_{FS}(-1)$ は、VOLA の場合と同様に、正で有意であった。これは、仮説 2 に否定的な結果である。すなわち、ETF の影響が高まるほど、現物銘柄の非市場リスクの割合が高くなるのである。仮説 2 の下では、需要ショックで生じた乖離によって現物株式のボラティリティを高めるのであるならば、乖離を縮めるように ETF と現物株式との裁定取引が働くことによって銘柄間で同方向に働くことによって非市場リスクの割合が小さくなると予想されるのである。しかし、推定結果は逆で、ETF の影響が高まるほど、非市場リスク(個別リスク)の割合が高くなるのである。したがって、裁定取引以外の相関を高めないような要因がボラティリティの上昇をもたらしていると考えられる。

仮説 3 の日銀による ETF 買い入れの影響について検討する。A) の VALA についての結果を見ると、日銀買い入れダミー DBOJ の係数は、推定式 2 および 5 にあるが、ともに負で有意となっている。このことは、仮説 3 と整合的で、日銀による ETF 買い入れが日経平均構成銘柄のボラティリティを低下させる効果を示している。日銀による買い入れの目的であるリスクプレミアムの低下を促すということについて、ボラティリティ低下という形で貢献していることがわかる。なお、非市場リスクの割合 $NMVOLA\%$ については、推定式 2 においてのみ有意に負の係数が得られているのみではっきりした結果は得られなかった。

5. おわりに

本論文では、ETF の取引増大が日本の株式市場に与える影響の実証分析を行った。分析対象は、ETF の中でも日経平均 ETF に限定した。分析内容は、検証可能な命題を提示して、日経平均構成銘柄のプライシングに与える影響の実証分析で、ボラティリティおよび構成銘柄の市場連動性(市場リスクと非市場リスクの割合)、の影響を分析した。

主な結果は以下のとおりである。日経平均 ETF の株式市場におけるプレゼンスが近年急激に増加(2015 年末には対日経平均時価総額の 2%)している。乖離(ETF 市場価格－基準価額)は平均的にはほぼゼロと小さいが、一時的に乖離が大きく拡大することがあり、正の系列相関の存在から、数日間乖離が継続することが分かった。また、また各ファンドの乖離の高い正の相関から、乖離を生み出す共通のファクターが存在する可能性が示唆された。また、仮説の検証結果については、日経平均 ETF の保有割合の増加が日経平均構成銘柄のボラティリティを高めている(仮説 1 と整合的)。日経平均 ETF の保有割合の増加が日経平均構成銘柄の非市場リスクの割合を高めている(仮説 2 とは不整合)。日銀の ETF 買い入れの影響については、日銀買い入れによって、買入れ実施日に一時的に乖離がプラス方向に拡大すること、個別ボラティリティを低下させる効果(仮説 3 と整合的)であることが分かった。

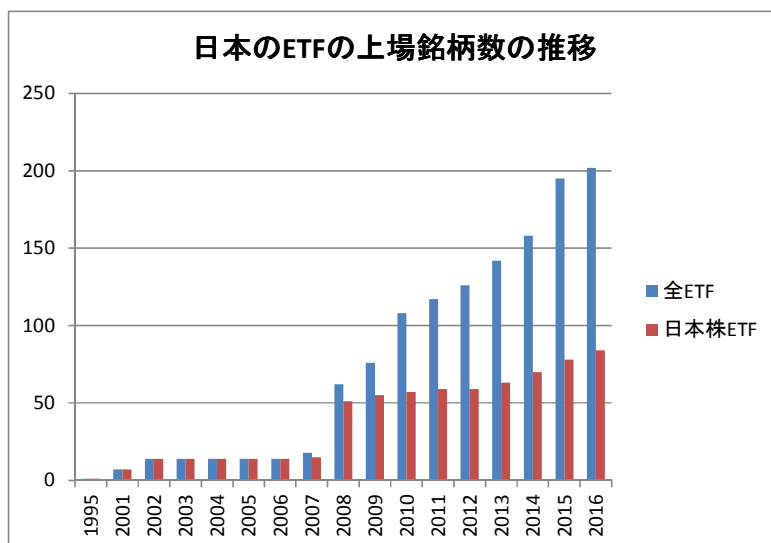
残された課題は以下のとおりである。レバレッジ型 ETF の分析は本論文では行わなかったため、今後分析を行う予定である。本論文では、日経平均 ETF のみを対象とした。日経

平均以外の ETF の分析を行う必要がある。日経平均先物市場についての分析は行っていなかった。ETF の乖離と日経平均先物の理論価格からの乖離の関連性が考えられるので、調べる必要がある。オープン型インデックス・ファンドのデータを追加して分析を行う必要がある。本論文は日次データを用いた分析であったが、ETF と現物間の裁定取引による影響は、日中に強く出てくることが予想される。そのためには、ティックデータを用いた日中ボラティリティデータを用いた分析が必要である。

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
日本経済新聞ウェブサイト 日経平均解説のページ
<http://indexes.nikkei.co.jp/nkave/index/profile>
日本経済新聞社 「日経平均株価 算出要領」 PDF ファイル、2011 年
日本取引所グループウェブサイト ETF 解説ページ
<http://www.jpx.co.jp/equities/products/etfs/index.html>
- Amihud, Y.[2002] "Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects." *Journal of Financial Markets* 5, 31–56.
- Amihud, Y. and H. Mendelson[1986] "Asset pricing and the bid-ask spread." *Journal of Financial Economics* 17, 223–249.
- Ben-David, F.Franzoni, and R.Moussawi[2015] "Do ETFs Increase Volatility?" *NBER Working Paper*, No. 20071
- Bessembinder, H. and P. Seguin[1992] "Futures-trading activity and stock price volatility." *Journal of Finance* 47 (5), 2015–2034.
- Chang, E.C., J.W. Cheng, and J.M.Pinegar[1999] "Does futures trading increase stock market volatility? The case of the Nikkei stock index futures markets." *Journal of Banking & Finance* 23, 727–753.
- Cheng, M., and A.Madhavan[2009] "The dynamics of leveraged and inverse exchange-traded funds." *Journal of Investment Management* 7 (4).
- Constantinides, G.M.[1986] "Capital Market Equilibrium with Transaction Costs." *Journal of Political Economy* 94(4), 842–862.
- Fujiwara, K.[2006] "Does the Japanese Closed-End Fund Puzzle Exist? An Empirical Study of the Efficiency of the Financial Market in Japan." *International Journal of Business*, 11(1), 35–47.
- Greenwood, R.[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.
- Gromb, D. and D. Vayanos[2010] "Limits of arbitrage: the state of the theory." *Annual Review of Financial Economics*, 2, 251–275.
- Trainor, W.J.[2010] "Do leveraged ETFs increase volatility?" *Technology and Investment*, 1(3), 215–220.

図表1 日本におけるすべてのETFおよび日本株ETFの上場銘柄数の推移



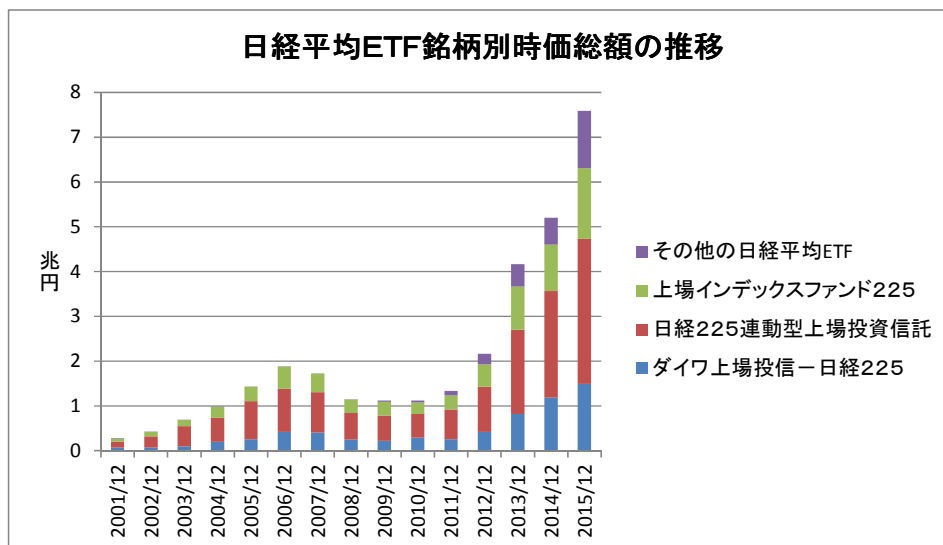
出所) 筆者作成、データはNEEDS-FinancialQuestによる

図表2 日経平均ETF銘柄リスト (全8銘柄、上場の早い順)

上場日	証券コード	名称	運用会社
2001/7/13	1320	ダイワ上場投信ー日経225	大和投信
	1321	日経225連動型上場投資信託	野村アセット
	1330	上場インデックスファンド225	日興アセット
2001/9/5	1329	iシェアーズ日経225 ETF	ブラックロック
2009/2/25	1346	MAXIS 日経225上場投信	三菱UFJ国際投信
2013/3/25	1578	上場インデックスファンド日経225(ミニ)	日興アセット
2015/1/15	1369	DIAM日経225	DIAM
2015/3/25	1397	SMAM日経225	三井住友アセット

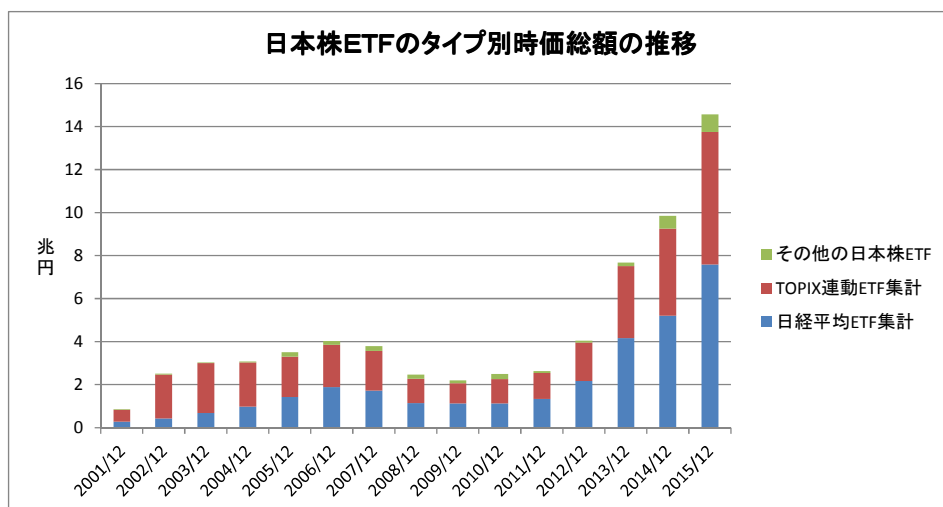
出所) 筆者作成、データは東京証券取引所のウェブサイトによる

図表 2.B) 日経平均銘柄別時価総額の推移



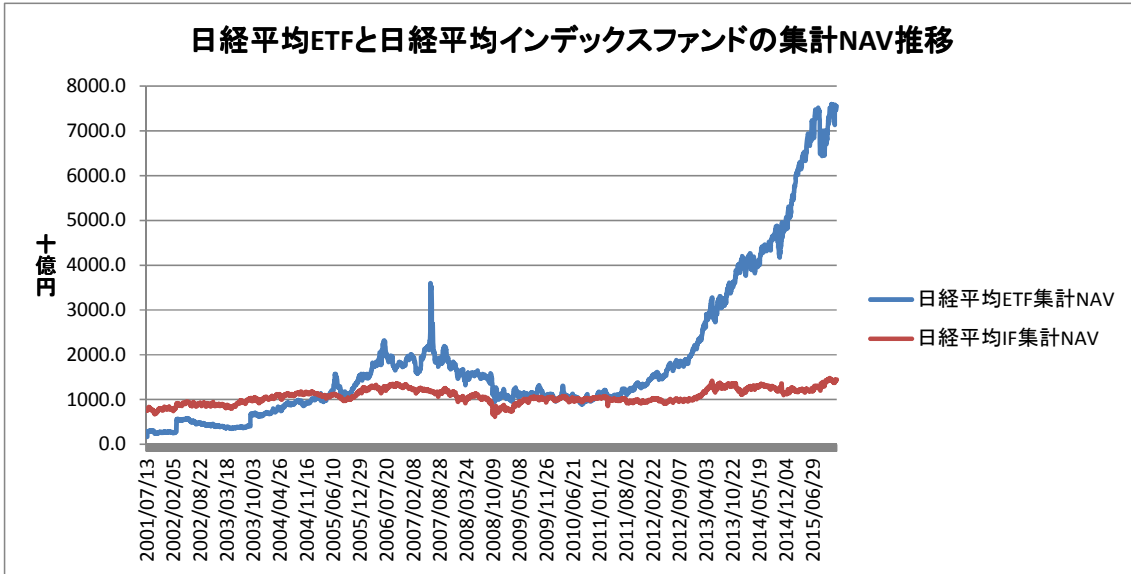
出所) 筆者作成、データは、NEEDS-FinancialQuest による、数値は年末値

図表 2.C) 日本株ETFのタイプ別時価総額の推移



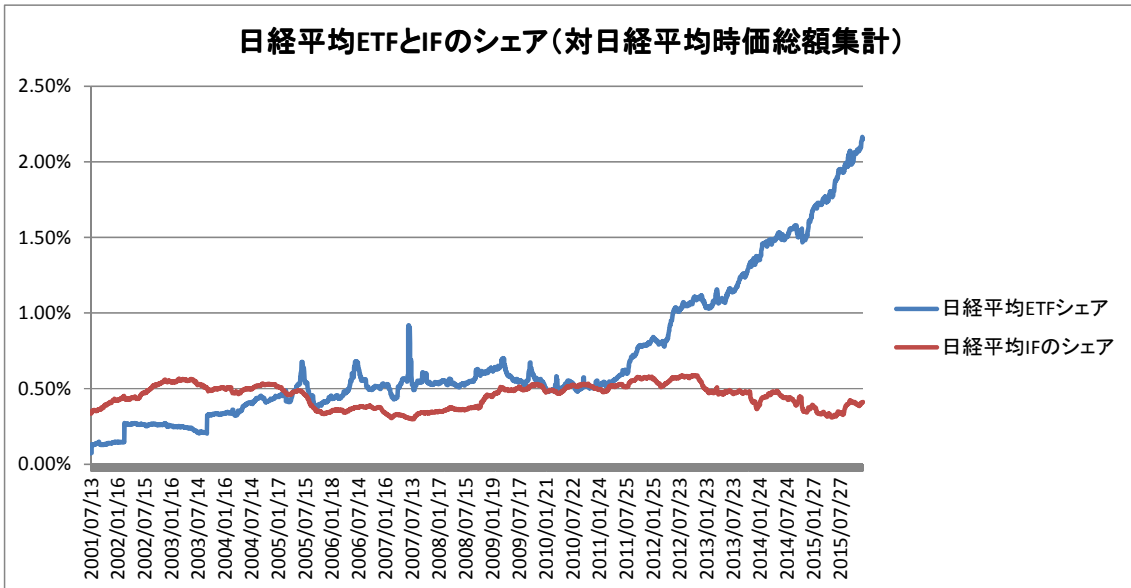
出所) 筆者作成、データは、NEEDS-FinancialQuest による、数値は年末値

図表3 日経平均ETFと日経平均IFの集計NAVの推移



出所) 筆者作成、データはNPMの「日本公募投信リターンデータ(日次)」による

図表4 日経平均ETFと日経平均インデックス・ファンドの集計NAVのシェア(対日経平均構成銘柄時価総額集計比)



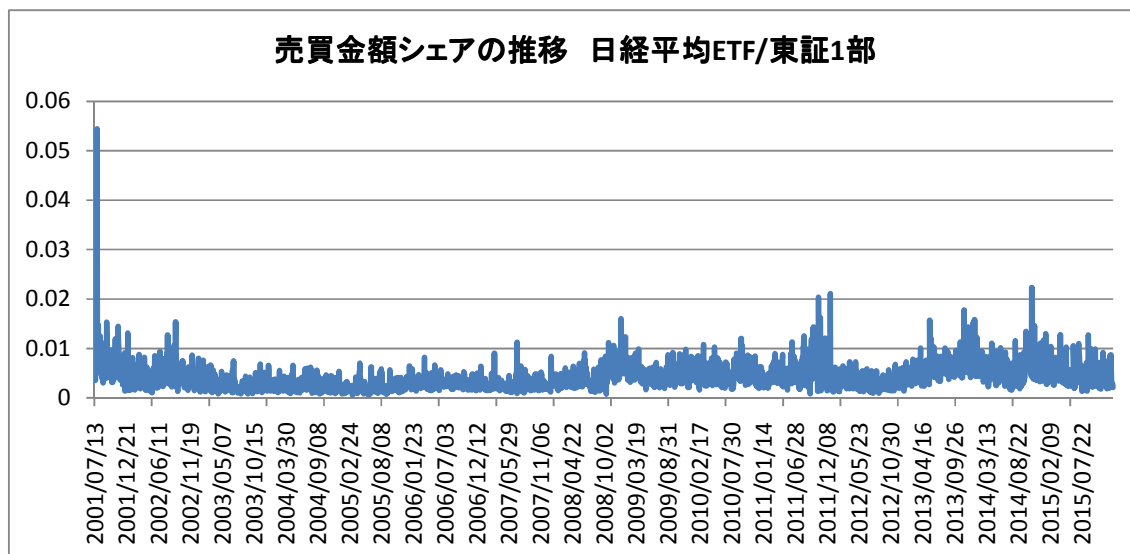
出所) 筆者作成、データはNPMの「日本公募投信リターンデータ(日次)」、NEEDS-FinancialQuestによる

図表 5 日経平均 ETF の保有銘柄（推定値） 保有比率上位と下位

平均	0.87%	0.95%	3.36%		
25%点	0.28%	0.27%	0.97%		
メジアン	0.60%	0.62%	2.24%		
75%点	1.23%	1.29%	4.56%		
2005年12月末ランキング		2010年12月末ランキング		2015年12月末ランキング	
企業	200512	企業	201012	企業	201512
1 ミツミ電機	5.04%	1 ミツミ電機	5.02%	1 ミツミ電機	17.87%
2 CSK	4.75%	2 アドバンテスト	4.40%	2 アドバンテスト	15.67%
3 アドバンテスト	3.67%	3 ファーストリテイリング	4.14%	3 ファーストリテイリング	14.74%
4 ファーストリテイリング	3.45%	4 太陽誘電	3.65%	4 太陽誘電	12.98%
5 平和不動産	3.11%	5 CSK	3.49%	5 TDK	12.07%
6 太陽誘電	3.04%	6 TDK	3.39%	6 東邦亜鉛	11.51%
7 東邦亜鉛	2.91%	7 東邦亜鉛	3.24%	7 トレンドマイクロ	11.14%
8 TDK	2.75%	8 トレンドマイクロ	3.13%	8 コムシスホールディング	11.09%
9 トレンドマイクロ	2.68%	9 コナミホールディングス	3.06%	9 コナミホールディングス	10.90%
10 コナミホールディングス	2.62%	10 コムシスホールディング	3.01%	10 日本曹達	10.05%
11 日本曹達	2.57%	11 平和不動産	2.94%	11 日産化学工業	10.02%
12 コムシスホールディング	2.51%	12 日本曹達	2.85%	12 オークマ	9.26%
13 東映	2.48%	13 オークマ	2.60%	13 日東電工	9.00%
14 オークマ	2.26%	14 日産化学工業	2.53%	14 三菱倉庫	8.89%
15 北越紀州製紙	2.23%	15 三菱倉庫	2.50%	15 日清紡ホールディング	8.74%
216 中部電力	0.05%	216 関西電力	0.05%	216 日本電信電話	0.15%
217 三井住友フィナンシャル	0.04%	217 双日	0.04%	217 第一生命保険	0.13%
218 関西電力	0.04%	218 三井住友フィナンシャル	0.03%	218 双日	0.12%
219 三菱UFJフィナンシャル	0.03%	219 三菱UFJフィナンシャル	0.03%	219 三井住友フィナンシャル	0.11%
220 みずほフィナンシャル	0.03%	220 日本電信電話	0.03%	220 三菱UFJフィナンシャル	0.11%
221 東京電力	0.03%	221 ヤフー	0.03%	221 ヤフー	0.11%
222 ヤフー	0.02%	222 東京電力	0.03%	222 りそなホールディング	0.07%
223 日本電信電話	0.02%	223 りそなホールディングス	0.02%	223 みずほフィナンシャル	0.06%
224 りそなホールディングス	0.02%	224 みずほフィナンシャル	0.02%	224 東京電力	0.04%
225 NTTドコモ	0.01%	225 NTTドコモ	0.01%	225 NTTドコモ	0.04%

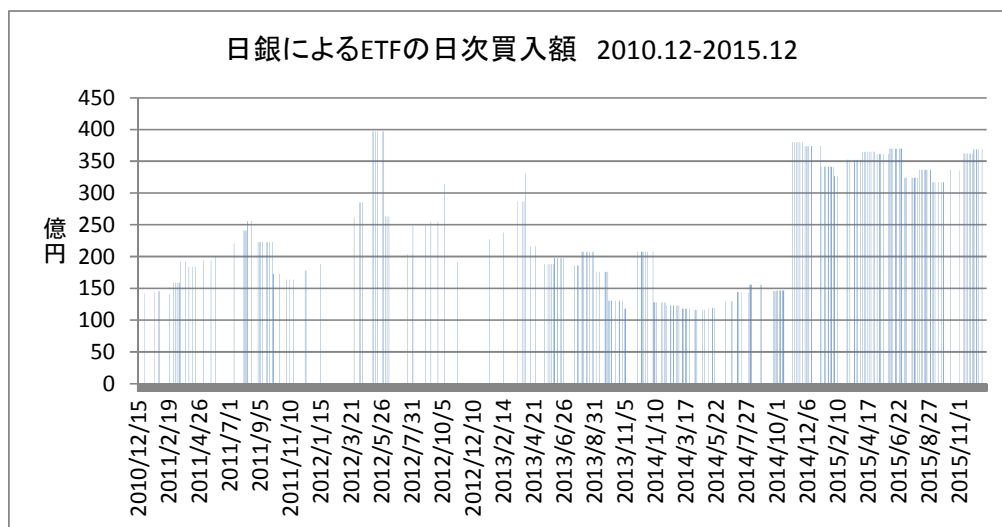
出所) 筆者作成、データは、日本経済新聞ウェブサイト「日経平均プロフィール」および NEEDS-FinancialQuest による。推定値の算出方法は、本論文の(2)式に基づく。

図表6 日経平均ETFの日次売買金額合計の推移



出所) 筆者作成、データは、NEEDS-FinancialQuest による

図表7 日銀によるETF買い入れ額（日次）の推移



日銀によるETF買い入れ額(年次)				
	買入日数	買入額	累計額	平均買入額
2010年	2	284	284	142.0
2011年	41	8,003	8,287	195.2
2012年	22	6,397	14,684	290.8
2013年	57	10,953	25,637	192.2
2014年	74	12,845	38,482	173.6
2015年	88	30,694	69,176	348.8
		億円	億円	億円

出所) 筆者作成、データは、日本銀行「指数連動型上場投資信託受益権 (ETF) および不動産投資法人投資口 (J-REIT) の買入結果」による

図表 8 日経平均株価ポートフォリオ投資比率の上位 15 銘柄・下位 10 銘柄

2005年12月ランキング			2010年12月ランキング			2015年12月ランキング		
1	ソフトバンクグループ	3.83%	1	ファーストリテイリング	5.08%	1	ファーストリテイリング	8.79%
2	アドバンテスト	3.05%	2	ファナック	4.90%	2	ファナック	4.34%
3	ファーストリテイリング	2.96%	3	ソフトバンクグループ	3.32%	3	KDDI	3.90%
4	ファナック	2.57%	4	京セラ	3.26%	4	ソフトバンクグループ	3.80%
5	京セラ	2.21%	5	本田技研工業	2.53%	5	京セラ	2.33%
6	TDK	2.09%	6	キヤノン	2.48%	6	日東電工	1.84%
7	東京エレクトロン	1.90%	7	TDK	2.22%	7	ダイキン工業	1.83%
8	キヤノン	1.77%	8	東京エレクトロン	2.02%	8	アステラス製薬	1.78%
9	KDDI	1.74%	9	KDDI	1.84%	9	セコム	1.70%
10	本田技研工業	1.73%	10	テルモ	1.80%	10	イーザイ	1.66%
11	武田薬品工業	1.64%	11	信越化学工業	1.73%	11	TDK	1.61%
12	信越化学工業	1.61%	12	武田薬品工業	1.57%	12	本田技研工業	1.61%
13	セコム	1.58%	13	セコム	1.51%	13	テルモ	1.56%
14	トヨタ自動車	1.57%	14	アドバンテスト	1.44%	14	トヨタ自動車	1.54%
15	クレディセゾン	1.51%	15	トヨタ自動車	1.27%	15	東京エレクトロン	1.51%
216	中部電力	0.07%	216	新生銀行	0.04%	216	日新製鋼	0.03%
217	三菱製紙	0.07%	217	太平洋セメント	0.04%	217	シャープ	0.03%
218	関西電力	0.07%	218	三菱製紙	0.04%	218	三菱自動車工業	0.02%
219	三菱自動車工業	0.06%	219	古河機械金属	0.04%	219	日本板硝子	0.02%
220	ユニチカ	0.06%	220	みずほ信託銀行	0.03%	220	SUMCO	0.02%
221	日立造船	0.06%	221	ユニチカ	0.03%	221	東京電力	0.01%
222	クラリオン	0.06%	222	OKI	0.03%	222	スカパーJSATホール	0.01%
223	トーメン	0.05%	223	りそなホールディングス	0.02%	223	りそなホールディング	0.01%
224	NTTドコモ	0.05%	224	スカパーJSATホール	0.01%	224	ユニチカ	0.01%
225	双日	0.02%	225	双日	0.01%	225	双日	0.01%

出所) 筆者作成、データは、日本経済新聞ウェブサイト「日経平均プロフィール」およびNEEDS-FinancialQuestによる。推定値の算出方法は、本論文の(1)式に基づく。

図表9 日経平均ETF（2001年7月年上場の3銘柄）の対日経平均パフォーマンス

推定期間：2001年8月1日～2015年12月30日

パネルA)ETF及びベンチマークの基本統計量 サンプル数=3,513

	Mean	Std	Minimum	Maximum
RNK	0.028	1.538	-11.406	14.150
RNKD	0.034	1.538	-11.406	14.150
ETFR1	0.033	1.538	-11.417	14.207
ETFR2	0.033	1.530	-11.304	14.000
ETFR3	0.033	1.538	-11.426	14.228

パネルB)日経平均株価（配当調整済み）リターンRNKDをインデックス・リターン

としたマーケット・モデルの推定結果

サンプル数=3,513

	c	b	R ²
ETF1	-0.001 -8.73 **	1.000 14166.00 **	1.0000
ETF2	-0.001 -5.22 **	0.995 9180.59 **	1.0000
ETF3	-0.001 -10.46 **	1.000 14829.20 **	1.0000

係数の下段の数值はt値を表し、*と**はそれぞれ5%、1%で有意であることを表す。

RNK：日経平均株価（配当調整なしの原指数）の日次リターン

RNKD：日経平均株価(配当込み)の日次リターン

ETF1) 1320 ダイワ上場投信-日経225の日次リターン（配当落ち調整済み）

ETF2) 1321 日経225連動型上場投資信託の日次リターン（配当落ち調整済み）

ETF3) 1330 上場インデックスファンド225の日次リターン（配当落ち調整済み）

図表 10 日経平均 ETF の乖離 DEV と乖離率 DEVR (2001 年 7 月上場の 3 銘柄)

日次データ、推定期間：2001 年 8 月 1 日～2015 年 12 月 30 日

パネル A) 基本統計量 サンプル数=3,513

	Mean	Std	Minimum	Maximum
DEV1	0.55	25.68	-288.00	233.00
DEV2	-0.27	25.82	-269.20	246.20
DEV3	0.55	28.17	-307.00	173.00
DEVR1	0.0000	0.0023	-0.0309	0.0158
DEVR2	-0.0001	0.0024	-0.0288	0.0275
DEVR3	0.0000	0.0024	-0.0330	0.0171

DEV = (市場価格(終値) - 基準価額)

DEVR = (市場価格(終値) - 基準価額) / 基準価額

DEV1) 1320 ダイワ上場投信-日経225 (大和)

DEV2) 1321 日経225連動型上場投資信託 (野村)

DEV3) 1330 上場インデックスファンド225 (日興)

パネル B) 日経平均 ETF (3 銘柄) の乖離率 DEVR の相関係数行列 サンプル数=3,513

	DEVR1	DEVR2	DEVR3
DEVR1	1.00		
DEVR2	0.78	1.00	
DEVR3	0.33	0.31	1.00

パネル C) 日経平均 ETF (3 銘柄) の乖離 DEV および乖離率 DEVR の系列相関

	c	(-1)	(-2)	(-3)	(-4)	(-5)
DEV1	0.482	0.040	0.047	0.024	0.008	-0.012
	1.117	2.373 *	2.772 **	1.426	0.501	-0.721
DEV2	-0.217	0.051	0.059	0.036	0.020	0.004
	-0.501	3.055 **	3.514 **	2.133 *	1.161	0.222
DEV3	0.358	0.309	-0.016	0.009	-0.012	0.023
	0.791	18.309 **	-0.919	0.514	-0.698	1.339

	c	(-1)	(-2)	(-3)	(-4)	(-5)
DEVR1	0.000	0.042	0.034	0.038	0.016	-0.015
	0.671	2.503 *	2.012 *	2.278 *	0.976	-0.907
DEVR2	0.000	0.044	0.046	0.050	0.026	0.001
	-1.153	2.608 **	2.705 **	2.991 **	1.555	0.074
DEVR3	0.000	0.300	-0.022	0.009	-0.003	0.027
	0.707	17.769 **	-1.256	0.501	-0.161	1.594

係数の下段の数値は t 値を表し、*と**はそれぞれ 5%、1%で有意であることを表す。

図表 11 日銀買入れが乖離に与える影響

A) 乖離率の基本統計量

A-1) 日銀買入れが行われた日の基本統計量 サンプル数=284

	Mean	Std	Minimum	Maximum
DETFA1	7.00	27.17	-129	184
DETFA2	9.79	28.27	-127	246
DETFA3	7.84	29.76	-226	173
DETFAR1	0.0005	0.0021	-0.0099	0.0158
DETFAR2	0.0007	0.0024	-0.0097	0.0275
DETFAR3	0.0006	0.0022	-0.0110	0.0169

A-2) 日銀買入れが行われなかった日の基本統計量 サンプル数=3,229

	Mean	Std	Minimum	Maximum	t value	
DETFA1	-0.02	25.47	-288	233	4.43	**
DETFA2	-1.16	25.41	-269	156	6.90	**
DETFA3	-0.09	27.94	-307	173	4.56	**
DETFAR1	0.0000	0.0023	-0.0309	0.0149	3.90	**
DETFAR2	-0.0001	0.0023	-0.0288	0.0128	5.83	**
DETFAR3	0.0000	0.0025	-0.0330	0.0171	4.10	**

t 値は、A-1 と A-2 の平均値の差の検定の t 値であり、*と**はそれぞれ 5%、1%で有意であることを表す。

B) 乖離および乖離率の要因分析

	c	DBOJ	DBOJ(-1)	(-1)	(-2)	(-3)	(-4)	(-5)
DEVR1	0.000	0.001	0.000	0.041	0.033	0.038	0.017	-0.016
	-0.613	3.502 **	0.783	2.463 *	1.965 *	2.285 *	1.006	-0.926
DEVR2	0.000	0.001	0.000	0.039	0.041	0.047	0.024	-0.001
	-3.013 **	4.735 **	1.832	2.335 *	2.469 *	2.799 **	1.405	-0.087
DEVR3	0.000	0.001	0.000	0.299	-0.021	0.009	-0.003	0.027
	-0.234	3.962 **	-0.879	17.718 **	-1.209	0.539	-0.179	1.592

係数の下段の数値は t 値を表し、*と**はそれぞれ 5%、1%で有意であることを表す。

DBOJ : 日銀買入れダミー (買入れ有りの日=1)

図表 12 パネルデータ分析用変数の基本統計量

月次データ、推定期間：2001年8月～2015年12月

分析対象銘柄：期間中に日経平均株価に採用されていた300銘柄、非採用期間およびボラティリティ VOLA が算出不可能な期間は除く

Variable	Obs	Mean	Std.	Min	Max
VOLA	39,112	2.181	1.121	0.108	19.073
NMVOLA%	39,112	0.584	0.228	0.019	1.000
ETFS	39,112	0.013	0.015	0.000	0.179
DBOJ	39,112	0.339	0.473	0.000	1.000
LSIZE	39,112	26.955	1.261	22.368	31.012
RSP	39,093	0.002	0.003	0.000	0.091
ILLIQ	39,091	0.006	0.357	0.000	41.392

変数の説明

VOLA ボラティリティ

NMVOLA% 非市場リスクの割合

ETFS：日経平均ETFのシェア（月末値）

DBOJ：日銀買入れダミー（買入れ有り=1）

LSIZE：時価総額の対数（月末値）、

RSP：株価の逆数（月末終値）

ILLIQ：Amihud[2002]が提唱した流動性指標

図表 13 パネル推定の結果 2001年8月～2015年12月 月次データ

分析対象銘柄：期間中に日経平均株価に採用されていた300銘柄、非採用期間は除く

A)被説明変数：ボラティリティ VOLA

被説明変数	VOLA					VOLA	
説明変数	推定式1	推定式2	推定式3	推定式4	推定式5	200108- 201012	201101- 201512
cost	1.69 35.20 **	2.29 50.01 **	4.45 13.35 **	3.13 10.04 **	3.62 11.86 **	2.15 4.96 **	0.57 0.84
ETFS(-1)	1.52 2.90 **	1.52 2.90 **	1.99 3.86 **	1.54 3.19 **	1.54 3.19 **	1.59 1.05	0.75 0.99
DBOJ(-1)		-0.60 -9.43 **			-0.49 -8.43 **		-0.61 -11.91 **
LSIZE(-1)			-0.11 -8.77 **	-0.08 -6.97 **	-0.08 -6.97 **	-0.06 -3.74 **	0.04 1.58
RSP(-1)			60.07 25.74 **	41.93 19.16 **	41.93 19.16 **	44.55 14.45 **	48.86 8.14 **
ILLIQ(-1)			0.00 0.43	-0.01 -1.63	-0.01 -1.63	1.33 1.99 *	-0.01 -1.60
VOLA(-1)				0.36 75.70 **	0.36 75.70 **	0.31 52.45 **	0.31 37.01 **
銘柄ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
月ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
サンプル数	38,887	38,887	38,856	38,792	38,792	25,311	13,481
R ²	0.51	0.51	0.56	0.66	0.66	0.67	0.54

係数の下段の数値は t 値を表し、*と**はそれぞれ5%、1%で有意であることを表す。

B)被説明変数：非市場リスクの割合 NMVOLA%

被説明変数	NMVOLA%	NMVOLA%	NMVOLA%	NMVOLA%	NMVOLA%
説明変数	推定式1	推定式2	推定式3	推定式4	推定式5
cost.	0.41	0.45	1.54	1.25	1.25
	32.61 **	37.81 **	17.35 **	14.30 **	14.61 **
ETFS(-1)	0.74	0.74	0.77	0.67	0.67
	5.37 **	5.37 **	5.65 **	4.99 **	4.99 **
DBOJ(-1)		-0.04			0.00
		-2.63 **			-0.21
LSIZE(-1)			-0.04	-0.04	-0.04
			-13.05 **	-11.25 **	-11.25
RSP(-1)			5.38	4.41	4.41
			8.68 **	7.26 **	7.26 **
ILLIQ(-1)			0.00	0.00	0.00
			0.48	0.51	0.51
NMVOLA%(-1)				0.20	0.20
				40.05 **	40.05 **
銘柄ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
月ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
サンプル数	38,887	38,887	38,856	38,792	38,792
R ²	0.26	0.26	0.25	0.32	0.32

係数の下段の数値は t 値を表し、*と**はそれぞれ 5%、1%で有意であることを表す。

変数の説明

被説明変数：VOLA ボラティリティ、NMVOLA% 非市場リスクの割合

説明変数： ETFS(-1) 前期日経平均 ETF のシェア (月末値)

DBOJ(-1) 前期日銀買入れダミー (買入れ有り=1)

LSIZE(-1) 前期時価総額の対数 (月末値)、RSP(-1) 前期株価逆数 (月末終値)

ILLIQ(-1) 前期 Amihud[2002]が提唱した流動性指標