

Intraday における日米主要 Index 価格発見に 対する ETF の影響に関する考察

I M 1 4 F 0 0 5

石 田 慈 宏

要約

本論文は、日本株式市場に対する ETF の影響を定量的に捉える事を目的に、Hasbrouck (1995) で提示された情報シェアを、2014 年 10 月から 2015 年 3 月迄の Intraday 単位での Tick データ(※)から計算し、米国市場における ETF の情報シェアの変遷分析と日米両株式市場における ETF の情報シェアの比較分析を行う。本論文では情報シェアを RVC (relative valance contribution: 相対的分散寄与率) として計算する。分析の結果、米国の ETF の情報シェアが過去よりも増加していたこと、そして米国市場における ETF の情報シェアは日本市場よりも大きく、日本市場での ETF の情報シェアはまだ小さいことがわかった。このような情報シェアの増減が生まれる原因の一つとして、現先間の裁定取引に注目し、この裁定取引を日中に行う事が可能な機会の数(裁定機会)と情報シェアとの関係を日米で比較したところ、米国では相関関係が確認できたが、日本では確認できなかった。この事から、米国での ETF の影響の拡大と日米の ETF の影響の差異は認められるが、それは ETF 発展の量的側面だけに依存するのではなく、利用方法の発展という ETF 発展の質的側面にも依存するのだという示唆を得た。

※S&P500、TOPIX、日経 225 の各インデックス価格、それらインデックスに連動する指数先物価格及びそれらインデックスに連動する ETF 価格

第1章 序章

1. 目的

株式取引のシステム化は、過去 20 数年間の日米の株式市場において一貫してきた。

¹この株式取引のシステム化は大別して 2 種類の影響を株式市場に与えていると思われる。一つは、システム処理の高速化であり、またもう一つは、インデックス型取引の発展である。

株式取引のシステム化は、多数の銘柄の株式を同時に扱うオペレーション負荷を大きく軽減し、インデックス型取引の発展に大きく寄与した。その代表例が米国市場における ETF である。²米国では 1993 年に最初の ETF が AMEX に上場し、その時に上場した S&P500 インデックス（以降、S&P500 と略称する）に連動する ETF である Standard & Poor's 500 Depositary Receipt（以降、SPY と略称する）は世界的に取引される代表的な Index 型商品となった。³

実際、米国 ETF 市場の純資産額は 1993 年に 10 億ドルから始まり、2010 年に 1 兆ドルを超え、2015 年 7 月末時点で 2 兆 4 千億ドルに達している。ETF が対象とする資産は、初期の株式から、現在は商品を含めたあらゆる金融資産に拡大している。こうして、量だけでなく質的にも充実を遂げてきた ETF は、米国では過去 20 年間に現れた投資商品の中で最も革新的商品との評価もある。⁴

日本の ETF 市場は、1995 年に日経 300 上場投信が上場したのが最初となるが、本格的な国内 ETF 上場は 2001 年からになる。米国の順調で急速な発展に比較して、日本の ETF 市場は、純資産総額面では 2013 年のいわゆるアベノミクスブームまでは発展が停滞してきた。

ETF 普及の阻害要因については、今井(2012)に詳しいが、日本国内機関投資家による ETF の基本特性への理解が相場全体のリスク回避基調もあって進まなかった事が指摘されている。加えて、ETF を構成する銘柄情報 (Portfolio Composition File (PCF)) や PCF に基づく一口当たり純資産総額の時価推定値 (Indicative Net Asset Value (INAV)) のリアルタイムでの公表が無い事⁵、ETF の設定交換における設定停止日の問題⁶も指摘されている。

いわゆるアベノミクス以降、特に 2013 年は、過年度の約 5 倍程度に売買代金(立会外)を伸ばす等の大きな発展がみられた。これはアベノミクスによる日本株への期待感による株式相場の上昇の影響が大きな要因と思われるが、上述した PCF、INAV が 2011 年

¹ 2015 年 9 月に JPX は arrowhed の処理性能をさらに高速化した。CME-Globex も NYSEArca も逐次システムを高速化しており、取引参加者においても HFT Arms Race (Budishi. et al (2015)) とされる状況が出現している。

² ETF (Exchange Traded Fund : 上場投資信託) は、株価指数等の指数に連動するように運用されている投資信託である。

³ 詳細は 4 章 3 i) 参照の事。

⁴ 杉田浩治 (2010)

⁵ 岩井浩一 (2010)

⁶ 舞田浩二 (2010)

4月から東証が配信を始めた事や、2013年7月の現物株式市場の東証への集約化による利便性向上がさらなる投資家の参入を促進した側面もある。⁷また、レバレッジ型/インバース型のETFも次々と上場し、ETF商品群の中でJPXにおけるETF売買代金ランキングの上位を占める等、商品の多様化・充実化が図られ、現在、純資産残高は、約15兆円に拡大している。

ETFの純資産残高の増減は、ETFの設定・交換を通じてそれらの原資産のマーケットに直接的な影響を与える。従って、上記のようなETFの純資産残高の拡大は、原資産マーケットへのETFの影響力の拡大として捉えられると考えられる。

Hasbrouck (2003) は、Hasbrouck (1995) で提唱した情報シェアを用いて、S&P500の最適な価格発見へのSPYの貢献について定量化を行うとしている。この情報シェアは、VECM (vector error correction model: ベクトル誤差修正モデル) の攪乱項の内の、このVECMを構成するある一つの価格ベクトルの攪乱項の分散と、他の同じVECMを構成する他の価格ベクトルに関する攪乱項の分散の割合を示したもので、Hasbrouck (2003) では、S&P500の価格を構成するVECMにおける指数先物の攪乱項の分散とSPYの攪乱項の分散の割合として分析している。これによってETFの初期発展期におけるSPYのS&P500の最適な価格発見への貢献が定量的に計測されるとしている。

本論文では、この情報シェアの手法を用いて、上記の様なETFの現在に至る急速な拡大が日米両株式市場にもたらした影響を、日米の主要なIndexの最適な価格発見への貢献量として考える。本論文は、この情報シェアを測定・分析する事で過去からの変遷や日米でのETFの情報シェアの違いを確認しその変遷や差異を作り出した原因を考察する事で、ETFが市場に与えた影響を定量的に捉え、今後の市場のシステム化、ETFに関する制度設計及びETFの商品設計に資する事を目的としている。

2. 仮説

上記の測定・分析をする前提となる仮説を述べる。

米国ETFの今日の発展、具体的には流動性の増加とIntradayでの約定件数の増加は、米国ETFの市場への影響を過去より増大させている筈なので、(第1仮説)SP500に対するSPYの情報シェアは過去より増大している、さらに、(第2仮説)米国と日本のETF発展の程度(流動性やIntradayでの約定件数の差)に差異があるので、米国のETFの情報シェアと日本のETFの情報シェアに差異が生じている、というを二つの仮説を立て、その検証を行った。情報シェアの測定結果は二つとも仮説の通りだが、分析の結果、日米のETFの情報シェアは、約定件数や流動性と単純な正の相関を持たず、量的な発展が情報シェアを動かしていない事が示唆された。そこで、Budish, et al (2015) で示された現先の裁定機会に関する調査結果から得たインプリケーションによって、(第3仮説)裁定機会が米国ETFの情報シェアの過去からの変遷、日米の差に影響を与えている、という仮説立てた⁸。Budish, et al (2015) は裁定機会を、指数先物と現物それぞれの気配の中

⁷ 津野明彦 (2012)

⁸ Hasbrouck (2003) が指数先物とETFの日中ベースが定常であることから指数先物とETFの共和分関係

中央値段どうしのスプレッドの非常に短い時間間隔⁹での移動平均価格が、指数先物と現物間の買い気配のスプレッドの中央値段を超えている状態か、売り気配のスプレッドの中央値段を下回っている状態が Intraday で生じた合計件数としている。裁定機会と各アセットの情報シェアとの相関等の分析の結果、第3仮説は支持された。これらの3つの仮説の検証の為の分析を通じて、米国のETFの情報シェアは現先の裁定取引の影響があって拡大し、日米のETFの情報シェアの差異に裁定取引が関係しているというインプリケーションを得た。¹⁰

補完調査を2件実施している。まず、レバレッジ/インバース物のETFが、通常のETFよりIndex価格に対する価格発見への貢献度を増大させているかを確認したが、米国でも日本でも確認できなかった。次に、日本銀行によるETF購入が日本のETFの情報シェアに影響していないかを確認したが、結果は、影響が無いとは言えないというものである。

再度、仮説を列挙しておく。

(第1仮説) SP500に対するSPYの情報シェアは過去より増大している。

(第2仮説) 米国と日本のETF発展の程度(流動性やIntradayでの約定件数の差)に差異があるので、米国のETFの情報シェアと日本のETFの情報シェアに差異が生じている。

(第3仮説) 裁定機会が米国ETFの情報シェアの過去からの変遷、日米の差に影響を与えている。

3. 論文の構成

本論文では、第2章で関連する先行研究について取りまとめ、第3章で分析しようとする情報シェア等の理論的モデルと本論部での分析手法を記述している。第4章では、取り扱うデータの詳細の紹介と分析に必要なデータに関する基本的な検定結果をまとめ、第5章で分析結果をまとめ、第6章では仮説の考察を行い、第7章には全体的な結論と今後の課題を記述した。最後に付録として、補完調査の結果を取りまとめている。

※本論文で使用するIndex指数、ETF及び指数先物の銘柄名については、論文中、各所で略称を定義しているが、その略称の一覧は、4章で、利用データ一覧表の中に一覧で取りまとめている。

を想定している事、Budish, et al (2015)で裁定機会の9割近くが先物主導で始まったとされている事がHasbrouck (2003)の指数先物の情報シェアと一致していた事が仮説を立てた理由である。

⁹ ms単位(ミリセック、1000分の1秒)とされているが、本論文では2秒を最小間隔としている。

¹⁰日米のETFを比較する前提として、利用した日本のETFの価格形成が米国に比較して十分に効率的かという点について確認しておく必要があり、二つの乖離率を測定・分析している。一つは、ETFのINAVと連動対象の各指数との乖離率であり、もう一つは、ETFの価格と連動する指数との乖離率である。結果は今回利用したETFの価格形成の効率性に問題はなかった。

第2章 先行研究

1. 情報シェア

Hasbrouck (2003) の研究は、CME-Globex において電子取引が行われるようになり、そこで EminiS&P500 先物(以降、ES と略称する)が取引されることで、今まで通りフロアトレーディングされる通常の指数先物(以降、SP1 と略称する)と S&P500 の関係がどう変わったのかを明らかにする事と、ETF の浸透、特に SPY の取引が増大したことが S&P500 の価格発見の最適化へ定量的にどう貢献しているのかを明らかにする事を目的としていた。その結果は、図表 1 にまとめられている。

(図表 1) 情報シェア統計量

		SPY		ES		SP1	
		Min	Max	Min	Max	Min	Max
Hasbrouck (2000/3~2000/5)	Median	0.022	0.024	0.866	0.893	0.055	0.082
	Mean	0.037	0.040	0.854	0.882	0.081	0.107

ここで、図表 1 中の数値は各アセットの情報シェアの値である。(情報シェアの定義は第 3 章で述べる。) S&P500 に関する情報シェアは、Median 値における各アセットの Max 値で比較すると、SPY が 0.027、ES が 0.893、SP1 が 0.082 となり、ES が他に比較して圧倒的に大きい。また、この結果は仮定の変更に頑強である。(上記の価格ベクトルを構成する各アセットが影響力の外征性の強さの順に並んでいるという再帰的構造の仮定を充足する為に各アセットの並べ替えを行っても、情報シェアの Max と Min の間に差はほとんど無い。) これより、Hasbrouck (2003) は、SPY は ES との相対的關係において S&P500 の価格発見にほとんど貢献していないと結論付けている。

Hasbrouck (1995) で提示された情報シェアを用いて、Index 指数と、それに連動する指数先物取引と ETF との關係やそれらにおける価格発見への貢献を検証する研究は他にも幾つかある。

Ates and Wang (2005) は Emini 導入、つまり電子取引導入がもたらした先物取引における価格発見への貢献について情報シェアを用いて検証し、電子取引の伝統的フロアトレーディングに対する貢献度が増大している事を明らかにしている。その中で、情報シェアに影響を与えるものとして、相対的な流動性を挙げている。Tse and Martinez (2006) は、海外指数に連動する米国 ETF の市場価格と当該指数の現地国での NAV との間の情報シェアを用いて、米国 ETF 価格の情報シェアが高いことを示している。この研究では情報シェアに影響を与えるものとしてボラティリティを挙げており、ETF のボラティリティが高く、NAV のボラティリティが低いことを示している。Tse, Bandyopadhyay et al. (2006) では、ダウ・ジョーンズ工業株価指数及び、それに連動する指数先物取引と ETF を用いて情報シェアを計算し、指数先物取引が情報シェアにおいて支配的であることを示している。Kurov (2008) は Tick サイズの変更前と変更後での価格発見能力の違いについて情報シェアを用いて検証し、Tick サイズが情報シェアに影響を与えている事が

ら、Tick サイズの変更が価格発見能力に影響を与えたと指摘している。

日本では森保(2010)が情報シェアを用いて大証 225 導入前後の価格発見能力の違いを比較して、日経 225mini(大阪)(以降、本論文では N225MF の略称を利用する)が価格発見力の向上に貢献している事を示し、さらに、森保(2013)では、シンガポール取引所(SGX)で上場する日経 225(SGX)と N225MF 及び日経 225(大阪)(以降、本論文では、N225F の略称を利用する)の 3 商品の情報シェアを比較し、N225MF の情報シェアが最も高いことを示している。またこの事から、情報シェアは、取引単位と呼び値の最小単位が小さいほうが高くなるという事が示唆されるとしている。埴(2013)は、日経 225(SGX)と N225MF 及び N225F の 3 商品では、日経 225(SGX)と N225MF の情報シェアが拮抗している事を示し、N225F の情報シェアが前者のレンジ外に下回っている事から、価格発見能力の主役交代を指摘している

2. 裁定機会

本論文の目的である市場に対する影響を、市場を代表する Index 指数の価格発見に対する ETF の貢献として情報シェアで測定する場合、情報シェアが何によって変動するかは重要な問題となる。先行研究では、Tick サイズや流動性が影響するというものがある。第 6 章の仮説の考察において詳細に述べるが、ETF の情報シェアの増加が、ETF の流動性や Intraday での約定件数の増大といった取引の量的拡大と単純に相関しているとは考え難い結果を得た。この為、第 1 仮説、第 2 仮説の前段部分である ETF の流動性や Intraday での約定件数増大が情報シェアに影響を与えているという前提が正しいとは言えないという事になり、それを補う前提として利用したものが、Budish, Cramton and Shin(2015)に示された裁定機会¹¹である。

Hasbrouck(2003)は、S&P500 を表す VECM のアセットである ES と SPY の共和分関係を前提としており、その共和分関係は指数先物(ES)と現物(SPY)との Intraday で定常となるベース¹²であるとしている事から、このベースの日次での変動が情報シェアに関係しているとの予測が第 3 仮説の立脚点である。Budish, Cramton and Shin(2015)では、ES と SPY による現先の裁定取引がシステムの高速化によって受ける影響が指摘されており、それは以下の(2)に述べる通り、ベースの変動を通じた情報シェアとの関係を予測させるものだった。

先行研究の調査としては、先ず、ETF の登場が現先の裁定取引に与えた影響を(1)に記述し、次に(2)に、システムの高速化が現先の裁定取引に与えた影響という観点で Budish, Cramton and Shin(2015)について記述した。

(1) 現先の裁定取引と ETF の関係

ETF の登場が現先の裁定取引のいわゆる裁定機会(ミスプライシング)を減らしたとする先行研究が幾つかある。

¹¹ 概要について 1 章 2 で述べた。詳細については 3 章 3 (1) で述べる。

¹² 第 3 章 1 で詳細を述べる。

Switzer et al. (2000) では、ETF の導入により、S&P500 先物におけるミスプライシングが減ったとされ、同様に Kurov and Lasser (2002) は、Nasdaq 先物のミスプライシングがETF の CUBES の登場によって減ったとしている。

Nivine Richie et al. (2008) は、これらの先行研究を踏まえ、裁定取引の現物をETF で代替した場合としない場合で、S&P500 先物の価格と裁定機会がどう変化したかについて比較している。¹³分析の結果、SPY の場合でも現物株式の場合でもミスプライシングは存在する事、裁定取引コストが安くてボラティリティが高い場合にのみ SPY を現物とした場合にミスプライシングが多数発生するが、低ボラティリティの場合は、現物株式の方が、ミスプライシングが多い事が明らかにされている。

日本では高阪(2010)がETF 導入前後の日経平均と日経平均先物を用いた裁定取引の比較において、ETF 導入が与えた現先の裁定取引への影響を検証している。この実証研究¹⁴は、ETF 導入によって現先の裁定取引は活性化したとされている。

(2) 高速取引下での裁定取引の現状

Budish, Cramton and Shin(2015)は、メカニカルアービトラージ(高速なシステムによる機械的な裁定取引)によって、米国における現物と先物の相関に関する時間間隔は劇的に微小化しているとしている。当該研究では、SPY と ES 間のメカニカルアービトラージに注目し、2011 年には時系列の時間間隔を 1ms (1/1000 秒) とすると ES と SPY の相関係数が 0.008 だが、時系列の時間間隔を 10ms にするだけで ES と SPY の相関係数が 0.1010 まで高まる事を示している¹⁵。この関係は年々強化され来ており、2005 年ではこの相関係数が 0.5 に到達するのに時系列間隔が 2.6 秒まで拡大されなければならなかったが、2011 年段階ではその間隔が 142ms でしかないとされている。

また、2005 年から 2011 年の間において当該研究で計算¹⁶された SPY と ES 間の裁定機会の 88.56%が、ES 主導の価格変化によって発生し、残り 11.44%が SPY 主導の価格変化によるものであり、S&P500 の価格発見に関する主導的な役割が ES にあったと結論付けている。

この研究が示唆している事は、大きく三つある。まず現段階において主要な Index に連動するETF と指数先物間の裁定機会は高速化し、高頻度な裁定取引と

¹³ ETF (SPY) が、裁定取引に関する制限 (Limits to arbitrage) を減少させる考える 5 つのポイント (1 取引の執行が簡単②執行コストが非常に安い③特に先物価格がフェアバリューを下回っている場合に現物をショートする時は非常に効果的である。④トラッキングエラーがミニマムである⑤裁定取引をたった 2 資産の価格の裁定取引として執行できる) を列挙しており、米国において、S&P500 に関する現先の裁定取引にETF (SPY) が良く利用されている事が伺われる。

¹⁴高阪(2010)は裁定取引の測定にあたり、従来の理論値からの逸脱の大きさだけでなく、裁定取引回数や、裁定取引時間の長さを用いている。

¹⁵ この研究では CME のあるシカゴと NYSEArca のあるニューヨーク間の通信に係る時間を考慮し、その時間差内のデータは対象から取り除いている。

¹⁶ 4 章に後述

して実現している事、またそういう取引において、例えば、S&P500の現物資産の代替物としてETFが用いられる事が両者の相関から確認され、その関係は取引システムの高速化と共に高速・高頻度化している事、さらにHasbrouck(2003)で示された情報シェアにおけるESのS&P500の価格形成に対する支配的構造とBudish, Cramton and Shin(2015)によるS&P500の価格発見に関する主導的な役割がESにあったとの結論が一致した事である。

3. 乖離率

情報シェアや裁定機会による分析には、日米のETFの価格形成が効率的である前提が必要である。特に、日本のETFでは流動性不足による非効率な価格形成が指摘される銘柄も存在する事から、本論文で利用するETFにおいて、価格形成の効率性は確認する必要がある。そこで、ETFの価格形成の効率性に関する指標であるとされる乖離率に関する先行研究を行う事とした。

乖離率Aは、当該ETFの市場価格とNAVの価格差の程度を指す。

$$\text{乖離率 A} = (\text{市場価格} - \text{NAV}) / \text{NAV} \quad \dots \text{①}$$

乖離率Aが小さければ小さいほど、当該ETFの価格は効率的であるとされている。

Engle and Sakar(2006)は、この乖離率はETFの交換・設定に関するコストであるとしている。

岩井(2011)は、乖離率Aを用いてETFの価格の効率性について検証を行い、先行研究では乖離率の絶対値が1%を超えると効率的ではないとされている事、乖離率Aの絶対値の1%を基準として日本市場のETFの記述統計量をみると、平均値は0%近傍であるが、上下5%分位点の絶対値が1%を超えている事、25%点や最大値及び最小値で米国市場のETFと比較すれば、我が国ETFの乖離率A(絶対値)が大きい事より、日本市場の多くのETFが、一時的にせよ、価格形成が非効率になっているとしている。

渡辺(2002)は、ETFが連動する指数と当該ETFの市場価格との乖離の大きさを表す乖離率Bを以下の通り定義している。

$$\text{乖離率 B} = (\text{ETFの市場価格(終値)} / \text{株価指数} - 1) \times 100 \quad \dots \text{②}$$

渡辺(2002)は、TOPIX、N225および日経300の各インデックス指数に連動するETFを用いて各乖離率Bを計算している。その結果、乖離率が概ね±0.5%~1%の範囲であり、TOPIXやN225に連動するETFの乖離率Bより日経300に連動するETFの乖離率Bが大きい事を示している。乖離率が定常であることについては、ETFが指数に対する価格形成力があることの理由の一つとしている¹⁷。

¹⁷乖離率Bは、ETF(現物)価格と指数価格間で裁定が充分に行われているかの尺度であり、理論的には完全に行われていれば0になる。裁定には一定のコストがかかるので、一定幅で乖離率Bが定常であれ

第3章 分析モデルと分析方法

1. ベーシス

Hasbrouck (2003) は、ETF と指数先物間の共和分関係を利用して SPY と ES の情報シェア分析を行っている。両者に共和分関係が成立するには、SPY と ES の Intraday での時系列価格が非定常で、かつ、その差分系列が定常であり、かつ、両者の Intraday での価格差(線形和)が定常である必要がある。一般的には指数先物価格 F_t とその現物指数価格 S_t との差をベーシスと言うが、Hasbrouck (2003) は、SPY と ES の価格差を現先間のベーシスとして捉えており、Intraday ではベーシスが定常であるから、SPY と ES の価格差が Intraday では定常になるのだとしている。¹⁸

2. 情報シェアの理論モデル

Hasbrouck (2003) は、S&P500の価格に影響を与える3種のアセット(SP1、ES、SPY)を対象に、上記のベーシスを通じた共和分関係を前提として、以下の通りVECMに当てはめている。

$$\Delta p_t = B_1 \Delta p_{t-1} + B_2 \Delta p_{t-2} + B_3 \Delta p_{t-3} + \dots + B_k \Delta p_{t-k} + \gamma(\alpha' p_{t-1} - \overline{\alpha p_t}^{day}) + U_t \dots \textcircled{1}$$

$$p_t : \text{価格ベクトル} \quad p_t = \begin{bmatrix} SP1(S\&P500 \text{ 先物通常取引}) \\ ES(S\&P500 \text{ 先物Emin}) \\ SPY(ETF) \end{bmatrix}$$

$\Delta p_t : p_t - p_{t-1}$

α : 共和分ベクトル

B_k : 係数行列

U_t : 攪乱項

γ : 誤差修正項行列係数

※ $\overline{\alpha p_t}^{day}$: $\alpha' p_t$ の平均 Intraday のデータなので日中平均となる

①を VMA(∞) 表現とすると、

$$\Delta p_t = \Psi_0 U_t + \Psi_1 U_{t-1} + \Psi_2 U_{t-2} + \dots, \dots \textcircled{2}$$

ば、裁定が中断無く行われている事が想定され、裁定を通じて ETF が指数の価格形成に影響を与えていると考えられるとしている。

¹⁸ ETF が現物指数の代替物であるには2条件があるとされていて、まず、ETF の株価配分が現物株価指数のものと類似している事、次に、ETF の原資産に現物株価だけではなく、キャッシュが含まれる事である。この事から、ETF を現物指数の代替物として扱う場合のベーシスは、次の通り定義されている。

$$F_t - S_t = c_t - C_t$$

(F_t : 指数先物の価格、 S_t : 指数先物が連動する同じ指数に連動する ETF の価格、 c_t : 先物のキャリーコスト、 C_t : ETF の現金コンポーネント (配当))

ただし、 $\Psi_0 = I_m$ (I_m は全要素が 1 の m 次正方行列)

Ψ_k は、 $\Psi_k = [\psi_{k,ij}]$ なる係数の m 次正方行列

$E(U_t) = 0$ (全ての t について)

$Var(U_t) = E(U_t U_t') = \sigma_{ij}$ (全ての t について)

$E(U_t U_s') = 0$ (全ての $t \neq s$ について)

②を Hasbrouck (1995) では VMA(∞) で表現している

$$\Delta p = \Psi(L)U_t \quad \dots \textcircled{3}$$

先頭から n までの価格のインパルス応答関数は以下の通りであることから、

$$D_t(n) \equiv E[\Delta p_t + \Delta p_{t+1} + \Delta p_{t+2} + \dots + \Delta p_{t+n} | U_t] = \left[\sum_{k=0}^n \Psi_k \right] U_t$$

③の表現は次の通りとなる。

$$w_t = \lim_{n \rightarrow \infty} D_t(n) = \left[\sum_{k=0}^{\infty} \Psi_k \right] U_t \quad \dots \textcircled{4}$$

Hasbrouck (2003) において、 w_t は価格ベクトルを形成する個々のコンポーネントに起因する構成要素に分解できるとしている事から、 j 番目のアセットに関する分散 w_{jt} は次の様になる。

$$Var(w_{jt}) = \sum_{k=0}^{\infty} [\psi_{k,ij}] \sigma_{ij} \sum_{k=0}^{\infty} [\psi_{k,ij}]' \quad \dots \textcircled{5}$$

σ_{ij} に系列相関が無く完全な対角行列なら⑤は、

$$Var(w_{jt}) = \sum_{k=0}^{\infty} [\psi_{k,ij}]^2 \sigma_{jj} \quad \dots \textcircled{6}$$

w_t 全体の分散は、アセットが m 個であるから、 σ_{ij} に系列相関が無く完全な対角行列なら、個々のコンポーネントの分散の 1 から m 個迄の単純和になる。

$$Var(w_t) = \sum_{j=1}^m \left\{ \sum_{k=0}^{\infty} [\psi_{k,ij}]^2 \sigma_{ij} \right\}$$

従って、 j 番目のアセットの情報シェア IS_j は、以下の通りとなる。¹⁹

¹⁹ Hasbrouck (1995) では $IS_j = \frac{\psi_j^2 \sigma_{ij}}{\psi \sigma_{ij} \psi'}$, Hasbrouck (2003) では $I_{ij} = \frac{\sigma_{ij}}{var(w_{it})}$ と表現される。

$$IS_j = \frac{\sum_{k=0}^{\infty} [\psi_{k,ij}]^2 \sigma_{jj}}{\sum_{j=0}^m \left\{ \sum_{k=0}^{\infty} [\psi_{k,ij}]^2 \sigma_{ij} \right\}} \quad \dots \textcircled{7}$$

(j=1, 2, ..., m)

ここで、②を用いて第 i 番目の変数 y_{ij} の分散を求めたとき、 σ_{ij} に系列相関が無く完全な対角行列ならば⑦と同じようになり、次のように定義することもできる。

$$RVC_{j \rightarrow i}(\infty) = \frac{\sum_{k=0}^{\infty} [\psi_{k,ij}]^2 \sigma_{jj}}{\sum_{j=0}^m \left\{ \sum_{k=0}^{\infty} [\psi_{k,ij}]^2 \sigma_{ij} \right\}} \quad \dots \textcircled{8}$$

(j=1, 2, ..., m)

これは、Hasbrouck が提唱している情報シェアが、第 j 番目の攪乱項に基づく分散の相対的貢献度によって、 j 変数から i 変数への影響を測っている事を表しており、いわゆる RVC (relative variance contribution: 相対的分散寄与率)²⁰と同じである。

⑨は、実際には無限大ではなく、最初から n 項までを対象としているので、

$$IS_j = \frac{\sum_{k=0}^n [\psi_{k,ij}]^2 \sigma_{jj}}{\sum_{j=0}^m \left\{ \sum_{k=0}^n [\psi_{k,ij}]^2 \sigma_{ij} \right\}} \quad \dots \textcircled{9}$$

(j=1, 2, ..., m)

さらに、攪乱項間の無相関を想定したが、現実にはその仮定には無理があり、実際に共分散行列は対角行列にはならない。Hasbrouck (1995) は、次のように共分散行列をコレスキー分解したものをを用いる事で情報シェアを再定義している。

攪乱項 U_t の共分散行列を対角化する対角成分が全て 1 である下三角行列を T とすると、

$$TU_t = U_t^+$$

$$\Psi_k^+ = \psi_{k,ij}^+ = \psi_k T^{-1} \text{ より、}$$

$$IS_j = \frac{\sum_{k=0}^n [\psi_{k,ij}^+]^2 \sigma_{jj}^+}{\sum_{j=0}^m \left\{ \sum_{k=0}^n [\psi_{k,ij}^+]^2 \sigma_{jj}^+ \right\}} \quad \dots \textcircled{10}^{21}$$

(j=1, 2, ..., m)

²⁰ VAR(∞) 表現から RVC への式展開については、山本拓「経済の時系列分析」(2003)を参照した。

²¹ Hasbrouck (1995) では $IS_j = \frac{([\psi_{k,ij}^F]_j)^2}{\psi_{\sigma_{ij}} \psi'}$ と定義される。 F : 共分散行列をコレスキー分解したものの。

ここで問題となるのは、コレスキー分解で得た攪乱項ベクトルの再帰的構造が仮定されている事である。つまり、RVCでは、「外生性の影響力が最も影響が大きい順にベクトルの要素が並んでいる」事が前提とされているのだが、情報シェアでは変数の外生性の強さの順位はあらかじめわからない。この為、ベクトルの並び順によって情報シェアの結果が異なる事(以降、この事を「再帰的構造に関する前提」という)になり、情報シェアの結果は幅を持つ事になる。

2. 情報シェアの分析方法

本論文では、Hasbrouck (1995) の情報シェアを用いて、S&P500、TOPIX および N225 の価格発見に対する ETF の貢献を定量的に検証する。以下に、その具体的な方法について記載する。

(1) VECM の推定

情報シェアを算出するには、それらの対象となる共和分関係にあるアセットを一つのコンポーネントにした時系列モデルを推定する必要がある。共和分関係を前提とした多変量多次元モデルとなる事から、VECM(ベクトル誤差修正モデル: vector error-correction models)を推定する。

Hasbrouck (2003) との比較を前提として、検証用の第 1 価格ベクトルを次のように定める。

$$p_{t1} = \begin{bmatrix} \text{SP1(S\&P500 先物通常取引)} \\ \text{ES1(S\&P500 先物 Emin)} \\ \text{SPY(ETF)} \end{bmatrix}$$

上記の価格ベクトルでは、各アセット間の相対的な関係は導き出せるが、各インデックス指数の価格変動インパクトに対する相対的な関係までは導き出せない。そこで、検証用の第 2 価格ベクトルを以下の通り定義する。この価格ベクトルによって、Index 指数の価格変動インパクトに対すると各アセットへの影響の相対的關係が導出可能となる。

$$p_{t2} = \begin{bmatrix} \text{S\&P500(S\&P500 指数)} \\ \text{SP1(S\&P500 先物通常取引)} \\ \text{ES1(S\&P500 先物 Emin)} \\ \text{SPY(ETF)} \end{bmatrix} p_{t3} = \begin{bmatrix} \text{TOPIX (TOPIX 指数)} \\ \text{TF(TOPIX 先物ラージ)} \\ \text{TFM(TOPIX 先物ミニ)} \\ \text{上場投信(ETF1306)} \end{bmatrix} p_{t4} = \begin{bmatrix} \text{N225 (日経 225 指数)} \\ \text{N225F(N225 先物ラージ)} \\ \text{N225MF(N225 先物ミニ)} \\ \text{上場投信(ETF1321)} \end{bmatrix}$$

これらの価格ベクトルに関する VECM の推定は、Johansen (1988, 1991) の最尤法²²による方法を用いる。

²²沖本竜義「経済ファイナンスデータの計量時系列分析」(2014 年版、138P)

また、この推定にあたっては、Lag を推定する必要がある。Hasbrouck (2003) は 300 秒を Lag として設定しているが、より最近の森保 (2010) 埴 (2013) では Lag は 100 秒と設定されている。前出の Budish, Gramton and Shin (2015) から現物と先物間の関係が非常に高速化している事を鑑み、本論文では Lag を 100 秒とした。

計算は全て R のパッケージ {Urca} の関数 `ca.jo()` を用いて実施した。

(2) 情報シェアの具体的な算出方法

3 章 2 で確認した通り、情報シェアは分散分解と同じであるので、実際の計算は分散分解を求める方式で行う。ただし、Hasbrouck (2003) は共和分の関係を前提としていると考えられるので、Hasbrouck (2003) の検証結果との比較のために情報シェアを計算する場合は、共和分でないデータは除く事とする。

一方で、Hasbrouck (2003) の検証結果との比較が無い場合は、共和分が認められないデータについても、差分系列から通常の VAR モデル推定を行い、分散分解を用いて情報シェアを計算する。

i) 検証用価格ベクトル第 1 について

最初に、対象となる全ての原系列データの VECM 推定を行い、共和分検定でフルランクとなった価格ベクトルを除き、全 109 個の Intraday の価格ベクトルの VECM を作成する。

次に、これを $VMA(\infty)$ 表現に変換する為に、一旦、R を用いて VAR(100) 表現に変換する。²³これには、R のパッケージ {vars} の関数 `vec2var()` を利用する。

ii) 検証用価格ベクトル第 2 について

対象となる全ての原系列データの VECM 推定を行い、共和分検定でフルランクとなった価格ベクトル 57 個 については差分系列を求めて改めて VAR(100) モデルで推定し直す。VAR 推定については、R のパッケージ {vars} の関数 `VAR()` を利用する。共和分の存在が認められた価格ベクトル 316 個については、検証用価格ベクトル第 1 と同様に VECM 推定を行い、VAR(100) 表現に変換する。

iii) 検証用価格ベクトル第 1、第 2 共通

分散分解を行うために、VAR(100) 表現を $VMA(\infty)$ 表現に修正する。各価格ベクトルは、3 行又は 4 行のベクトルなので、 $m=3or4$ となる。次数 n については、Hasbrouck (2003) では明確な記載はないもののインパルス応答等の資料等から $n=1000$ 程度としていると考えられる。本論文では、森保 (2012)、埴

²³浅井学 (2000) は「Enders (1995) では、VECM から分散分解ができるとされているが、おそらく、VECM で推定されたパラメータより VAR 表現に直して $VMA(\infty)$ に直しているのだろう。」と述べている。

(2013)の直近の研究に従い、 $n=600$ としている。具体的なVMA(600)への変換と分散分解は、Rのパッケージ[vars]の関数 fevd () を利用する。

最後に、再帰構造の前提についての対応が必要である。検証用価格ベクトル第1については、3行のベクトルの並び順が6通りあるので、VECM推定も6通りの並び順に実施し、分散分解の手順も6通り行う。これらの6通りの異なる結果から情報シェアがその結果の最大値と最小値の幅として現れることになる。検証用価格ベクトル第2については、本論文の目的が株式市場(代表的なインデックス指数)に関するETFの価格発見への貢献の定量的検証なので、先頭にインデックス価格の時系列データを置き、そのうえで残りのアセットの並び順を6通り実施する事とする。

3. 裁定機会等の算出

第3仮説を検証する為に裁定機会等を具体的に算出する。具体的な裁定機会等の計算については、以下の通り、Budish, Cramton and Shin(2015)の定義に依拠した。

(1) 裁定機会の定義

指数先物の売り気配とETFの売り気配のスプレッド s_t^{bit} 及び指数先物の買い気配とETFの買い気配のスプレッド s_t^{ask} が、指数先物の売り買い気配の中央値 p_{future}^{mid} とETFの売り買い気配の中央値 p_{ETF}^{mid} とのスプレッド s_t^{mid} の間隔 τ での移動平均 \bar{s}_t に対し、 $\bar{s}_t < s_t^{bit}$ or $s_t^{ask} < \bar{s}_t$ となる場合を t_{start} 、
 $s_t^{bit} < s_t^{mid} < s_t^{ask}$ or $s_t^{bit} < \bar{s}_t < s_t^{ask}$ となる場合を、 t_{end} と定義して、 t_{start} と t_{end} の組み合わせが Intraday に発生する回数 j を裁定機会と定義する。

《上記定義より再掲載》

$$s_t^{mid} = p_{future}^{mid} - p_{ETF}^{mid}$$

(指数先物の売り買い気配の中央値 p_{future}^{mid} とETFの売り買い気配の中央値 p_{ETF}^{mid} のスプレッド)

$$\bar{s}_t = \frac{1}{\tau} \sum_{i=t-\tau}^{t-1} s_t^{mid} \quad (s_t^{mid} \text{ の間隔 } \tau \text{ }^{24}\text{での移動平均})$$

$$t_{start} : \bar{s}_t < s_t^{bit} \text{ or } s_t^{ask} < \bar{s}_t$$

$$t_{end} : s_t^{bit} < s_t^{mid} < s_t^{ask} \text{ or } s_t^{bit} < \bar{s}_t < s_t^{ask}$$

²⁴取引の高速化を背景としたメカニカルアービトラージを捉える事を目的としている為、本来は1ミリ秒が設定されているが、入手可能なデータの最小タイムスタンプが1秒なので、本論文では $\tau = 2$ 秒が最少間隔となる。

(2) 裁定間隔の定義

Intraday に発生した全ての裁定機会における t_{start} と t_{end} の時間差を Intraday 単位で合計し、裁定機会 j 個で割ったものを、Intraday 毎の平均裁定間隔と定義する。

(3) 気配の移動距離の定義

指数先物と ETF の気配の中心値段が 1 日の立会時間中に移動した価格の絶対値の合計を、気配の移動距離と定義する。

Budish, Cramton and Shin(2015)は、ES の気配の中心値段が移動した幅の合計を一日の移動距離 (daily distance traveled) と呼び、裁定機会の多さと、移動距離は強い相関があるとしている。本論文では、ETF の気配の移動距離も同様に計測し、裁定機会の大きさ (ミスプライシングの逸脱幅のボラティリティ) の計測手段と考えて、これとの関係も検証している。

なお、指数先物と ETF の気配の中心値段が 1 日に変化した回数を気配の移動回数と定義して、移動距離と合わせて計測している。

※立会時間は夏時間・冬時間を考慮²⁵

4. 乖離率の算出

情報シェアと、2章で提示した乖離率 A、乖離率 B との関係を検証する。計算式は2章の①式、②式の通り。①式の NAV には、4章で提示した INAV データを利用する。②式の各 ETF の終値の日次データ (ETF1306 : 2014 年 9 月 24 日から 2015 年 3 月 31 日、ETF1321 : 2014 年 10 月 1 日から 2015 年 3 月 31 日)については、Bloomberg 端末より取得した。

²⁵ SPY の立会時間は、22:30~5:00(夏 : 日本時間)、23 : 00~6 : 00 (冬 : 日本時間)
ETF1306、ETF1321 の立会時間は、9 : 00~11 : 30(前場)、12:30~15 : 00(後場)となる。

第4章 データ

本章では、本論文で使用するデータの取得先や取得データの時系列化の手法、データの定常性・非定常性に関する検定方式や本論文で使用するデータに対するその検定結果について述べる、さらに、情報シェアを計算する為に必要な VECM を原系列から推定しその共和分を検定する。まず、その推定方法と共和分検定の方式及び共和分検定の結果について述べる。

1. Tick データ

(1) 利用データ及び取得先

本論文は、以下の Tick データを利用している。なお、データの名称・商品の名称については、以下の表中の略称を用いる。また、先物については全て中心値段のものを利用しており、ETF の売買時間と同じ取引時間分のみを取得・利用している。(米国市場については、夏時間と冬時間の取引時間の違いも考慮している。)

(図表 2) 約定データの一覧

データ名	略称	データ期間	取得先
S&P500 Index	SP500	2014/9/24~2015/3/31	Bloomberg端末
S&P500 先物	SP	2014/9/24~2015/3/31	Bloomberg端末
EminiS&P500先物	ES	2014/9/24~2015/3/31	Bloomberg端末
SPDR S&P500 ETF	SPY	2014/9/24~2015/3/31	Bloomberg端末
TOPIX Index	TOPIX	2014/9/24~2015/3/31	JPXクラウドサービス
TOPIX先物	TF	2014/9/24~2015/3/31	JPXクラウドサービス
TOPIX先物mini	TMF	2014/9/24~2015/3/31	JPXクラウドサービス
TOPIX連動型上場投信	ETF1306	2014/9/24~2015/3/31	FlexHistorical
日経225 index	N225	2014/10/1~2015/3/31	Bloomberg端末
日経225先物	N225F	2014/10/1~2015/3/31	JPXクラウドサービス
日経225先物mini	N225MF	2014/10/1~2015/3/31	JPXクラウドサービス
日経225連動型上場投信	ETF1321	2014/10/1~2015/3/31	FlexHistorical

※JPX：日本取引所グループ

(図表 3) 気配データの一覧

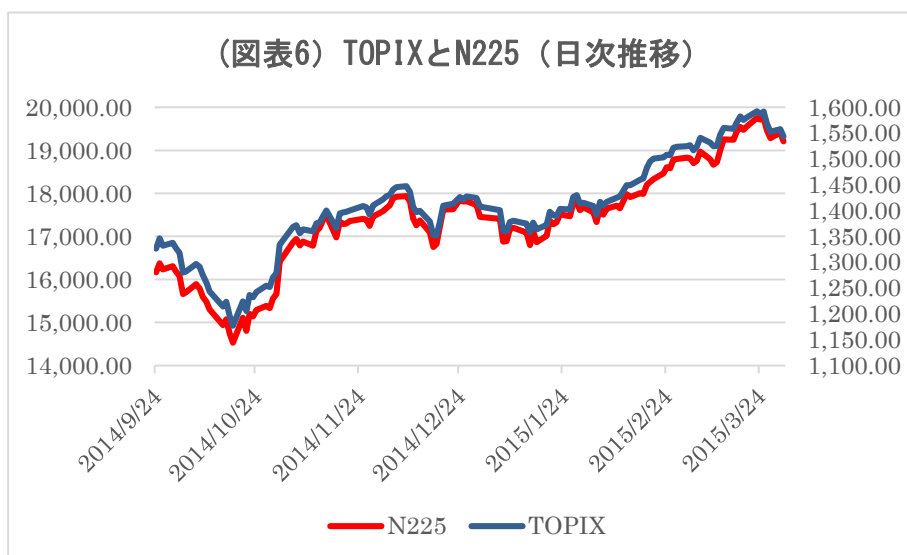
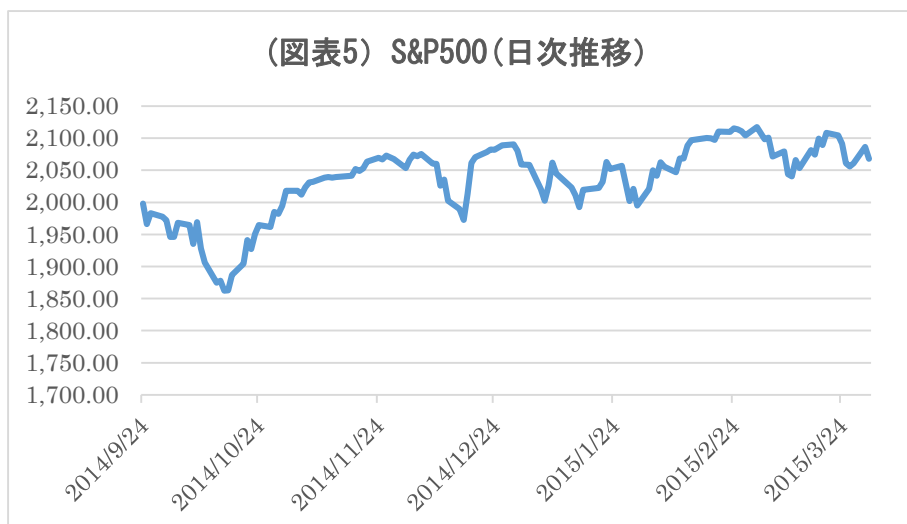
データ名	データ期間	取得先
EminiS&P500先物	2014/9/24~2015/3/31	Bloomberg端末
SPDR S&P500 ETF	2014/9/24~2015/3/31	Bloomberg端末
TOPIX先物mini	2014/9/24~2015/3/31	JPXクラウドサービス
TOPIX連動型上場投信	2014/9/24~2015/3/31	FlexHistorical
日経225先物mini	2014/10/1~2015/3/31	JPXクラウドサービス
日経225連動型上場投信	2014/10/1~2015/3/31	FlexHistorical

(図表 4) INAV データの一覧

データ名	データ期間	取得先
日経225連動型上場投信の INAV	2014/12/17~2015/3/31	FlexHistorical
TOPIX連動型上場投信の INAV	2014/12/17~2015/3/31	FlexHistorical

(2) 当該各データ期間の価格推移

本論文で利用している各商品の各データ期間における日次の価格推移は以下の通りである。



(3) ETF 銘柄の選択について

本論文において利用するETFは、米国市場に関しては先行研究を追検証する為に、Hasbrouck (2003) で利用された SPY を選択した。日本市場に関しては、TOPIX と N225 に連動するETFで、かつ、2015年3月の売買代金データにおいて、レバレッジ/インバース型を除いたETFのうち、最大の売買代金のものを選択した。その結果、ETF1306 と ETF1321 を利用する事とした。

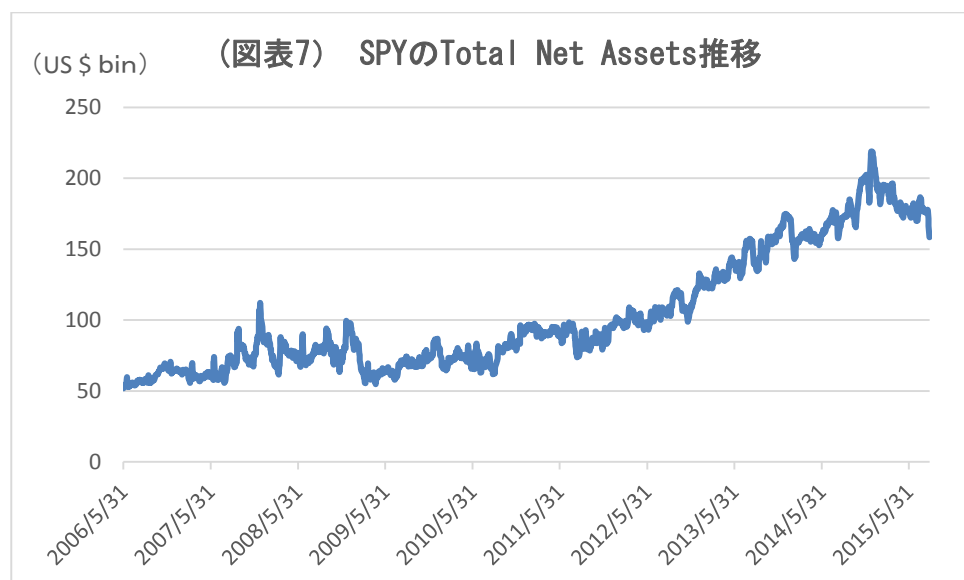
i) SPY

1993年に米国で始まったETF市場において最初に登場したのが、当時のAmerican Stock Exchange (AMEX) に上場した Standard & Poor's Depositary Receipt である。

2001年にNYSEがUTP制度²⁶を利用し、AMEXで売買代金がTOPのETF3銘柄(SPDR, QUBE, DIAMOND)の取扱いを開始した。2008年10月にAmex市場がNYSEに合併され、SPDRはNYSE傘下のNYSEArca(旧Archipelago(ECN))に移管される(大墳(2014))という大きな環境変化があった。現在は、NYSE ARCA EXCHANGEに上場しており、“Spider”の愛称で知られ、取引所でのティッカーはSPY、TrusteeはState Street Bank & Trust Companyである。

図表7の通り、SPYは、2006年頃の純資産は50億ドルで全米国のETF純資産の10分の1を占めていた。2015年7月では、約150億ドルで、全体に占める割合は小さくなったものの、世界で最も取引されるETFである。

ETFはそもそも原資産である指数と連動するように設計されたユニット型信託の所有権を表しているが、SPYは、S&P500を原資産とする最も代表的なETFでもある。SPYはS&P500の10分の1の価格となるようデザインされている。本論文は、連動対象であるS&P500とSPYの比較等が行われるが、その場合、SPY価格を10倍して比較する事としている。



ii) TOPIX 連動型上場投資信託

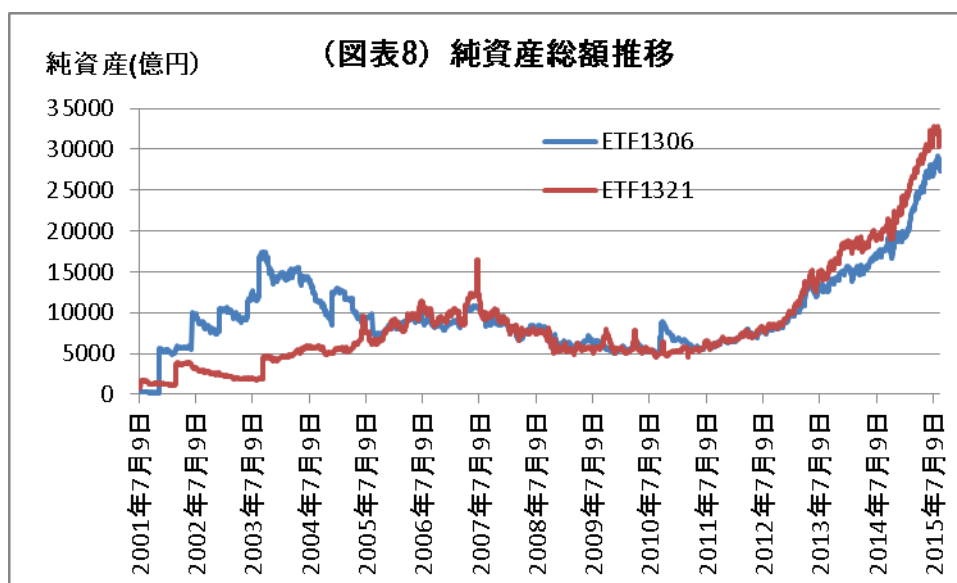
TOPIX 連動型上場投資信託は、2001年7月13日から東京証券取引所に上場している。発行会社は野村アセットマネジメント、銘柄コードは”1306”(以降、ETF1306と略称する。)である。ETF1306は、TOPIXに連動するETFである。図表8の通り、上場当時は純資産総額が5,000億円程度であったものが、2003年には3倍以上に順調に拡大したが、その後2012年末までは低迷していた。いわゆるアベノミクス以降、一気に純資産を拡大し、2015年7

²⁶非上場特権「(UTP:Unlisted Trading Privileges)」と呼ばれ、米国で本制度を用いれば、上場市場以外の市場で取引を行うことが可能である。日本では、複数の市場で取引するには複数の市場に重複上場する必要がある。大墳(2014)

月の段階で約 6 倍の 3 兆円にまで純資産を拡大している。この動きは、基本的に日本の ETF 市場全体の純資産額の増減動向と同じである。TOPIX に連動するレバレッジ/インバース型を除いた ETF では、JPX 市場において、2015 年 7 月の段階で最大の売買代金である。よって、本論文では、TOPIX の価格構成に影響を与える ETF として ETF1306 を採用する事とした。

iii) 日経 225 連動型上場投資信託

2001 年 7 月 16 日に東京証券取引所に上場している。発行会社は野村アセットマネジメント。銘柄コードは”1321”（以降、ETF1321 と略称する）である。ETF1321 は N225 に連動する ETF である。図表 8 の通り、上場当時は純資産総額が 1,000 億円程度であったものが、2007 年のいわゆるリーマンショック前迄には 15 倍以上に順調に拡大したが、その後、2012 年末までは低迷していた。いわゆるアベノミクス以降、一気に純資産を拡大し、2015 年 7 月の段階で約 30 倍の 3 兆円以上にまで純資産を拡大している。この動きは、基本的に日本の ETF 市場全体の純資産額の増減動向と同じである。N225 に連動するレバレッジ/インバース型を除いた ETF では、JPX 市場において、2015 年 7 月の段階で最大の売買代金である。よって、本論文では、N225 の価格構成に影響を与える ETF として ETF1321 を採用する事とした。



(出所)野村アセットマネジメント公開資料より作成

(4) Tick データの時系列化の手法等

本論文の為に取得した約定データに関する Tick データは、全データを指定して取得している。全ての取得先のデータの最小のタイムスタンプが 1 秒であることから、約定間隔が 1 秒以下の場合、全て同じ時刻の約定データとして取り扱われており、これらを時系列データとして分析する為に、取得した生のティックデータを等

間隔の時系列データに修正する事が必要である。この時系列の間隔については Hasbrouck (2003) との比較の関係上、1 秒間隔の秒足にすることとした

また、日本市場については、前場と後場に分かれることから、生データからの秒足修正については、前場、後場に分けて、それぞれ別の時系列データとして作成する事としている。

修正方式については、前出の埴 (2013) が Harris et al. (1995) の REPLACE ALL 方式を採用し詳細に説明しているが、この方式は同じ商品が異なる市場で上場している場合に考慮される同一商品価格の同時性を重要視したものであり、本論文ではこの方式を採用していない。

本論文では、取引所が最終約定価格を 15 時の価格 (終値) として採用することを念頭に、同一時刻のタイムスタンプのある内の最後尾の価格をその時刻の価格とする事としている。また、始値が立会開始時刻に成立していない場合は、最初に約定した時刻に採用した価格を遡って、採用している。これは、取引所の基準値段ルールならば前日終値を引き継ぐべきだが、実際の約定前の注文状況は、立会開始時から約定するまでの間は前日終値よりも最初の約定値段に近いという取引所での経験則に従ったものである。詳細は、下記の図表 9 の通り。

(図表 9) Tick データから 1 秒足の時系列データへの変換ルール

データ時刻	データ価格	時系列時刻	時系列価格
90003	17640	90003	17640
90003	17640	90004	17640
90004	17660	90005	17650
90004	17640	90006	17640
90005	17650	90007	17640
90005	17640	90008	17650
90005	17650	90009	17650
90006	17650	90010	17650
90006	17640		
90008	17640		
90008	17650		
90008	17650		
90011	17650		

※実際の作業は Excel シート上で、VLOOKUP 関数を用いて行った。検索値の値について近似値を含める設定にすれば、同一値段では最終行のものを採用する。無い値段については、直前の採用値段を設定する仕様。

(5) PostgreSQL の利用

本論文で利用する FLEX Historical データは株式会社東京証券取引所が提供するティックデータであるが、日次毎にまとめられたファイル単位でデータを扱う必要があり、そのファイルサイズが約 6GB~約 10GB になる事から、通常の Excel では利

用できない。オープンソースのDBであるPostgreSQLでDBを簡易的に構築し、そこにこのデータを格納²⁷し、そのデータをRから閲覧する方法を選んだ。PostgreSQLからRへの接続については、ODBC接続を行う事とした。

2. 自己相関の確認

本論文で使用する全ての約定データの原系列データについて、自己相関の有無を確認した。具体的には、RでBox.test()関数を利用したLjung-Box検定を実施した。

その結果、全ての原系列データ2,484件についてP値が $2.2e-16$ となり、自己相関が存在しないという帰無仮説が棄却された。

3. 非定常性の確認

本論文では、第2章で述べた情報シェアを計算する為に、前項で述べた時系列データ(約定データ)を利用する。情報シェアでは各時系列データの共和分関係を前提とする。共和分関係にある時系列データは、i)原系列が非定常であること、ii)原系列の差分系列が定常であることが必要である。よって、本項では、これらの時系列データの全ての原系列に対し、ADF検定及びPhillips-Perron検定を行い、全ての差分系列にADF検定を実施した。さらに、全ての原系列に対しKPSS検定を実施した。

なお、検定はすべてRで実施した。ADF検定とPhillips-Perron検定はパッケージ{tseries}のadf.test()関数とpp.test()関数を使用した。KPSS検定については、パッケージ{urca}のur.kpss()関数を使用した。

(1) 検定結果

各検定結果は以下の図表10、11の通りである。

(図表10) 非定常性の検定①

	検定	P値5%以上	P値5%未満
全原系列データ(2,484件)	adf.test	1,850(74.5%)件	634(25.5%)件
	pp.test	1,428(57.5%)件	1,056(42.5%)件
全差分系列データ(2,484)件	adf.test	0(0%)件	2,484(100%)件

(図表11) 非定常性の検定②

	検定	test-statisticが ≤ 0.146 以上で5%水準で定常性仮定が有意	test-statisticが > 0.146 以上で5%水準で定常性仮定が棄却
全原系列データ(2,484件)	ur.kpss	0(0%)件	2,484(100%)件

(2) 評価

原系列に対するADF検定及びPhillips-Perron検定では、25.5%と42.5%の系列

²⁷ Flex Historical を PostgreSQL に格納するには独自でプログラミングする必要があり、プログラミングについては株式会社ジーニアス社の田中社長にご協力を賜った。

が単位根有りの帰無仮説が 5%水準で棄却された。埜(2013)においても同様の Tick データを原系列とする ADF 検定で単位根有りの帰無仮説が 20%程度棄却されており、Lag 次数等の一律設定が一部のデータにおける不安定性の起因となった疑いを指摘している。なお、埜(2013) 同様に KPSS 検定を実施したが、全ての原系列データにおいて、定常性有りの帰無仮説が 5%水準で棄却された。

本検定においては、対象とする原系列が株式のインデックス指数やその指数先物価格及び ETF の価格データである事、また米国系のデータより日本国内のデータが ADF 検定、Phillips-Perron 検定双方で棄却される割合が高く、日本国内データが前後場に分けて比較的時的傾向を受けやすい状況にある事を考慮すれば、KPSS 検定の結果も鑑み、全ての原系列は定常とは言えないとの仮定の下に、本論文の検証を進める事とした。

4. 共和分の検定

3章の方法で推定した共和分の検定結果は以下の通りとなった。VECM を前提とする共和分検定としては、トレース検定及び最大固有値検定があり、双方の検定 R を用いて実施した。

・ 検証用の第 1 価格ベクトル

(図表 12) 共和分の検定結果・S&P500(有為水準は 5%)

検定方法	フルランク	r=2	r=1	r=0
最大固有値検定	18(14.2%)	109(85.8%)	0(0%)	0(0%)
トレース検定	18(14.2%)	109(85.8%)	0(0%)	0(0%)

・ 検証用の第 2 価格ベクトル

(図表 13) 共和分の検定結果・S&P500(有為水準は 5%)

検定方法	フルランク	r=3	r=2	r=1	r=0
最大固有値検定	16(12.6%)	104(81.9%)	7(5.5%)	0(0%)	0(0%)
トレース検定	8(6.3%)	114(89.8%)	5(3.9%)	0(0%)	0(0%)

(図表 14) 共和分の検定結果・TOPIX(有為水準は 5%)

検定方法	フルランク	r=3	r=2	r=1	r=0
最大固有値検定	20(15.9%)	80(63.5%)	25(19.8%)	1(0.8%)	0(0%)
トレース検定	24(19.0%)	81(64.3%)	20(15.9%)	1(0.8%)	0(0%)

(図表 15) 共和分の検定結果・N225(有為水準は 5%)

検定方法	フルランク	r=3	r=2	r=1	r=0
最大固有値検定	23(19.0%)	94(77.7%)	4(3.3%)	0(0%)	0(0%)
トレース検定	22(18.2%)	95(78.5%)	4(3.3%)	0(0%)	0(0%)

検定の結果、検証用の第 1 価格ベクトルの最大固有値検定及びトレース検定では、14.2%の価格ベクトルがフルランクとなった。また検証用の第 2 価格ベクトルでは、

最大固有値検定で 12.6%から 19.0%が、トレース検定では 6.3%から 19.0%がフルランクとなった。フルランクは価格ベクトル内の各アセットの原系列が全て定常という事を意味する。これは、非定常性検定で、全ての原系列について定常性が棄却されたという結果と矛盾する。そこで、検証用価格ベクトル第1を用いた Hasbrouck(2003)との比較で利用するデータについては、双方の検定でフルランクとなった価格ベクトルは取り除く事とする²⁸。

一方、検証用の価格ベクトル第2を用いた日米比較においては、Hasbrouckの検証結果との比較の必要がないので、フルランクになった各原系列の差分系列データを用いて、改めて VAR モデルを推定し、情報シェアの計算を行う事とした。

²⁸ Hasbrouck(2003)では共和分検定の結果が明らかではないが、Hasbrouckの情報シェアは VECM の攪乱項の分散を前提としていると考えられるので、VECMにできない価格ベクトルのデータを利用すべきではないと判断した。

第5章 分析結果

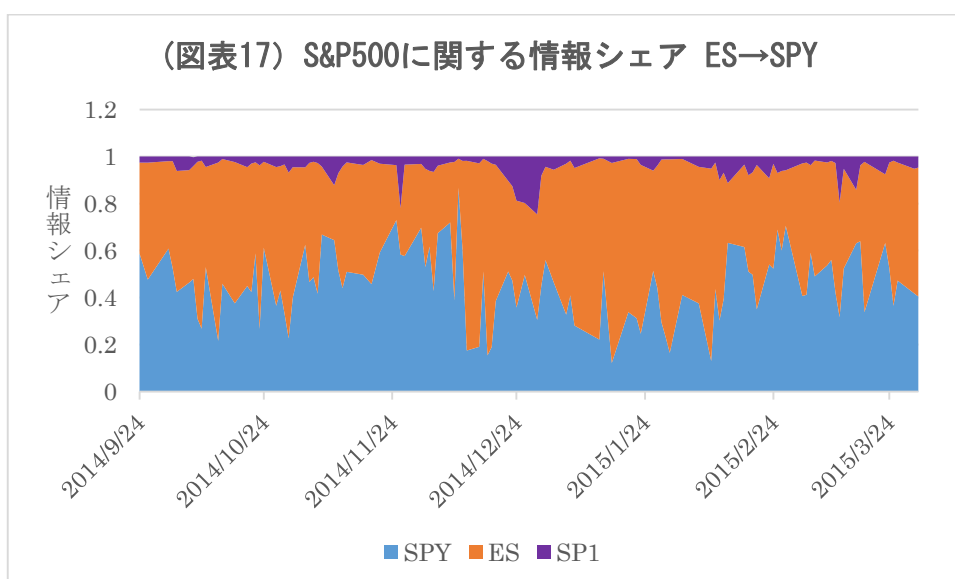
1. 米国におけるETFの情報シェアの変遷

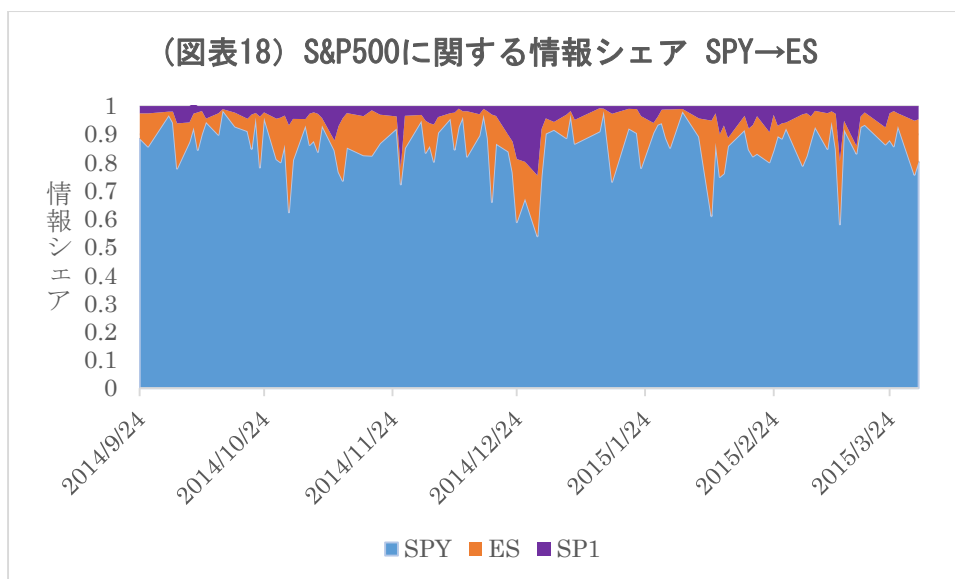
検証用の第1価格ベクトルを用いて情報シェアを計算し、Hasbrouck(2003)の情報シェアと比較する形で図表16にとりまとめた。

(図表16) S&P500に関する情報シェアの過去からの変遷

		SPY		ES		SP1	
		Min	Max	Min	Max	Min	Max
Hasbrouck (2000/3~2000/5)	Median	0.022	0.024	0.866	0.893	0.055	0.082
	Mean	0.037	0.040	0.854	0.882	0.081	0.107
今回の検証結果 (2014/9~2015/3)	Median	0.265	0.905	0.091	0.596	0.000	0.043
	Mean	0.267	0.904	0.093	0.601	0.003	0.093

ここで、図表16中の数値は各アセットの情報シェアの値である。2000年にはS&P500に対するSPYの情報シェアがMedian値のMaxで0.024であるのに対して、今回の調査期間ではMedian値のMaxで0.905という値になった。対照的に2000年にはS&P500に対するESの情報シェアがMedian値のMaxで0.893であるのに対して、今回の調査期間ではMedian値のMaxで0.596という値になった。この結果は、明らかにSPYの情報シェアが過去よりも増大している事を示している。再帰的構造の前提に対しては、2000年ではSPYの情報シェアがMedian値のMinで0.022、Maxが0.024であるのに対し、今回の調査期間ではSPYの情報シェアがMedian値のMinで0.265、Maxが0.905となった。再帰的構造の前提に関する堅牢性は2000年時より弱くなっている。





図表 17、18 はそれぞれのアセットの情報シェアの割合の推移を日次で表したもので、再帰的構造の前提による情報シェアの比較をする為に、図表 17 では ES→SPY という価格ベクトル内の並び順にし、図表 18 はその逆となっている。SPY と ES の間では、お互いが相手より前の並び順の時に情報シェアが大きいが、どちらの場合でも、過去に比較して SPY の情報シェアが増大している事が確認できる。

最後に、SP1 については再帰的構造を前提としても、ほとんど相対的信息シェアが無い事が明らかで、2000 年と今回の調査期間の比較でも情報シェアは低下している。この事は、情報シェアが再帰的構造によるショックの前後関係だけで生じているのではない事も示唆している。

2. 情報シェアの日米比較

検証用第 2 価格ベクトルを用いて、2014 年 9 月 24 日から 2015 年 3 月 31 日の間における SP500、TOPIX 及び N225 に関する情報シェアを計算したところ、当該期間の情報シェアの各日の Median 値と Average 値による基本統計量は、図表 19、20 の通りとなった。

(図表 19) 今回の調査期間における S&P500 に関する情報シェア

		Min.	1st Qu.	Median	Mean	3rd Qu.	Max.	sd	var
SPY	median	0.095	0.466	0.579	0.542	0.658	0.922	0.188	0.035
	Average	0.095	0.467	0.579	0.542	0.658	0.922	0.188	0.035
ES	median	0.001	0.143	0.234	0.236	0.317	0.549	0.122	0.015
	Average	0.001	0.143	0.234	0.236	0.317	0.549	0.122	0.015
SP1	median	0.000	0.001	0.005	0.006	0.008	0.034	0.007	0.000
	Average	0.000	0.001	0.005	0.006	0.008	0.034	0.007	0.000

※S&P500 自身の情報シェアは記載していない。

(図表 20) 今回の調査期間における TOPIX、N225 の情報シェア

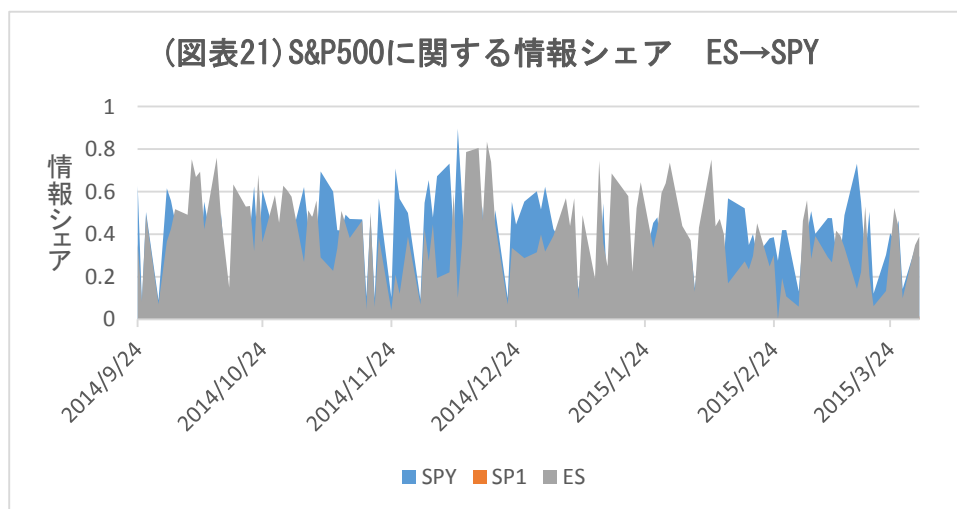
	median	Min.	1st Qu.	Median	Mean	3rd Qu.	Max.	sd	var
ETF1306	am	0.001	0.007	0.019	0.030	0.036	0.282	0.039	0.001
	pm	0.001	0.007	0.018	0.027	0.041	0.106	0.026	0.001
TF	am	0.011	0.066	0.128	0.157	0.229	0.467	0.112	0.012
	pm	0.001	0.057	0.120	0.136	0.201	0.448	0.098	0.010
TMF	am	0.006	0.197	0.281	0.323	0.441	0.728	0.166	0.028
	pm	0.001	0.192	0.286	0.298	0.416	0.416	0.156	0.024

	median	Min.	1st Qu.	Median	Mean	3rd Qu.	Max.	sd	var
ETF1321	am	0.003	0.020	0.059	0.070	0.096	0.320	0.062	0.004
	pm	0.003	0.021	0.059	0.072	0.110	0.263	0.061	0.004
N225F	am	0.009	0.039	0.097	0.106	0.151	0.369	0.076	0.006
	pm	0.008	0.042	0.096	0.106	0.146	0.468	0.080	0.006
N225MF	am	0.030	0.469	0.651	0.564	0.733	0.924	0.241	0.058
	pm	0.027	0.433	0.605	0.552	0.728	0.886	0.218	0.047

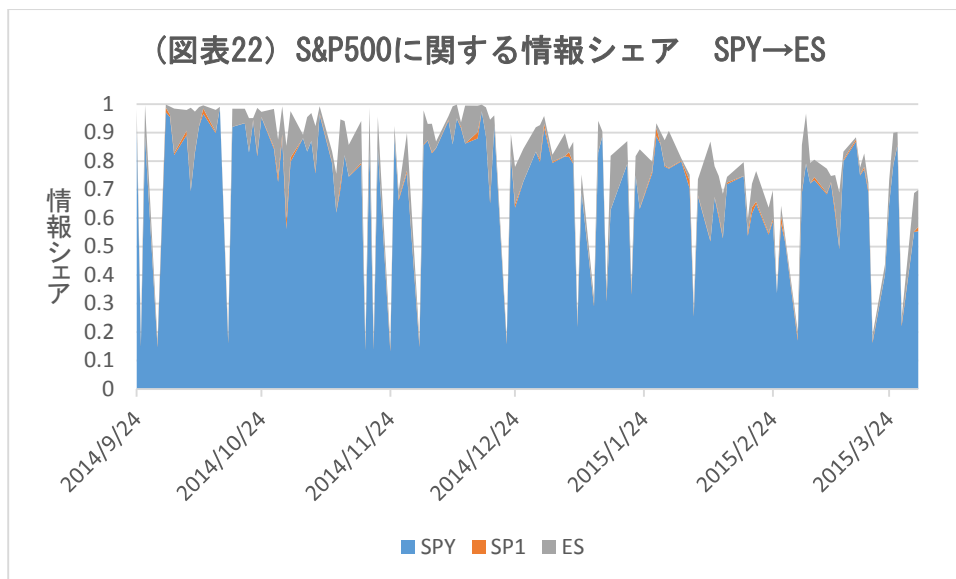
※TOPIX と N225 自身の情報シェアについては記載していない

※am、pm は前場立会の情報シェア、後場立会の情報シェアである事を示している。

ここで、図表 19、20 中の数値は各アセットの情報シェアの値である。図表 19 における SPY の情報シェアの median の Median 値が 0.579 に対し、図表 20 の ETF1306 の情報シェアの各 am、pm の Median 値が 0.019、0.018 で、ETF1321 の情報シェアの各 am、pm の Median 値が双方 0.059 である事より、日本の ETF が日本の市場 Index の価格発見に貢献する度合いが、米国の ETF が米国の市場 Index の価格発見に貢献する度合いより比較的小さいという結果を得た。また、図表 20 の TMF の情報シェアの各 am、pm の Median 値が 0.288、0.286 である事に対し、図表 20 の N225MF の情報シェアの各 am、pm の Median 値が 0.651、0.605 である事から、N225MF の N225 の価格発見への貢献の大きさが際立つ結果となっている。この事は、森保（2010）埜（2013）の先行研究と整合的である。



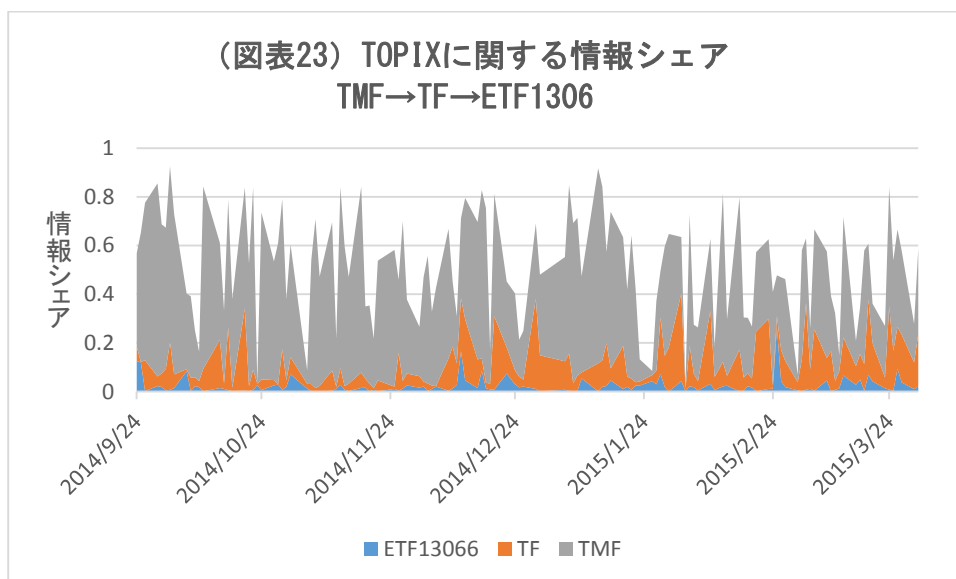
※白地は S&P500 の情報シェア



※白地は S&P500 の情報シェア

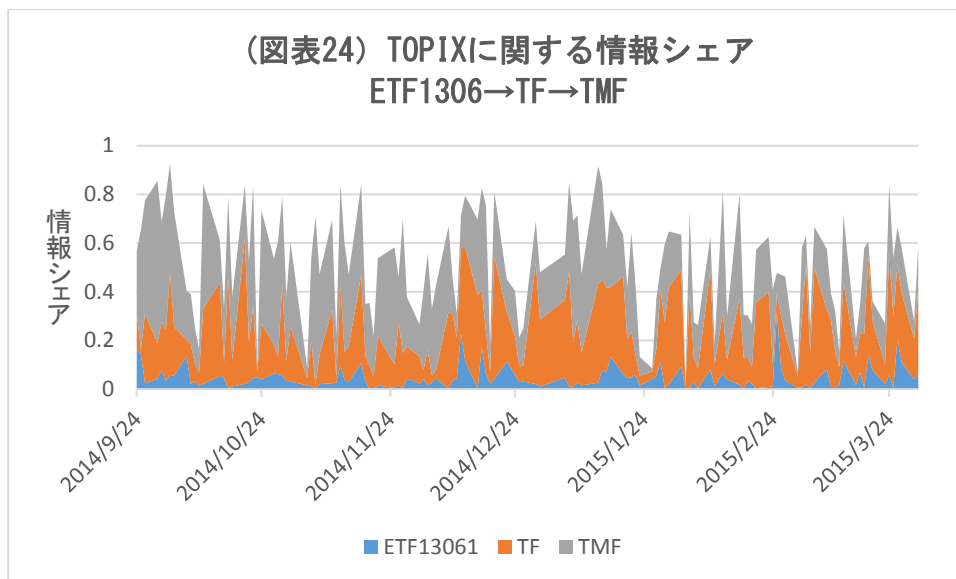
図表 21、22 では再帰的構造の前提によるアセットの並び順を、図表 21 は ES→SPY とし、図表 22 はその逆としている。第 2 価格ベクトルの場合には ES の並び順が前の時には S&P500 自身の情報シェアが比較的強く、第 1 価格ベクトルの場合と比較して SPY の情報シェアが弱い。一方、SPY の並び順が前の場合は SPY の情報シェアは第 1 価格ベクトルの場合と比較しても変わらない大きさである。

図表 23、24 では再帰的構造の前提によるアセットの並び順を、図表 23 は TMF→TF→ETF1306 とし、図表 24 は ETF1306→TF→TMF としている。ETF1306 (水色) の情報シェアは再帰的構造の前提に関わらず 0.2 以下で小さい事がわかる。



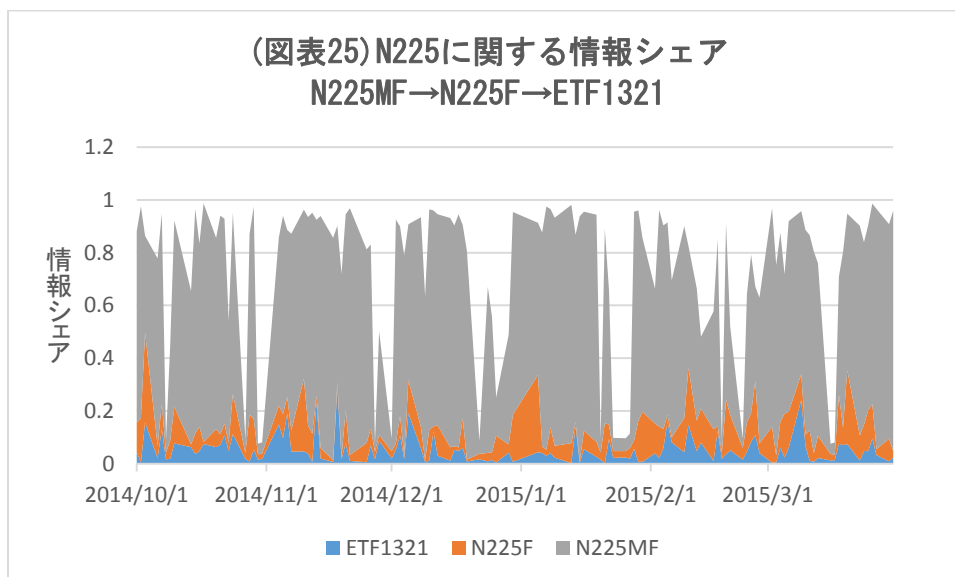
※白地は TOPIX の情報シェア

※グラフは am のデータで作成



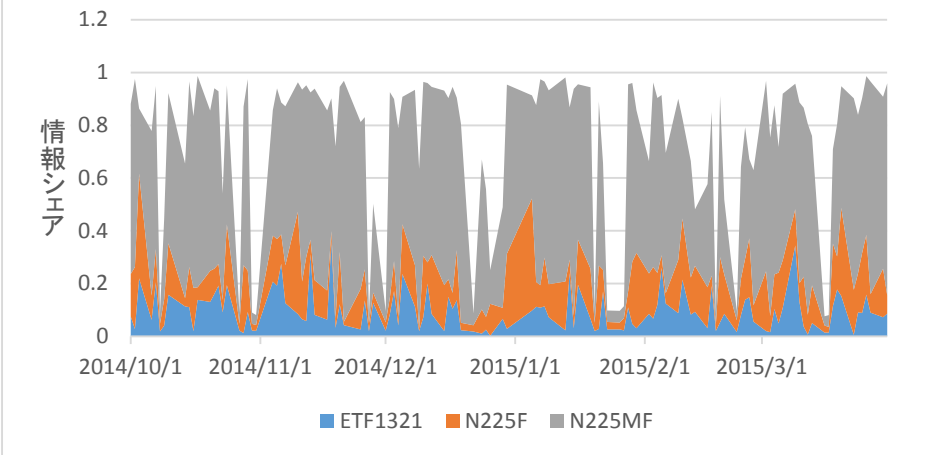
※白地は TOPIX の情報シェア
 ※グラフは am のデータで作成

図表 25、26 では再帰的構造の前提によるアセットの並び順を、図表 25 は N225MF→N225F→ETF1321 とし、図表 26 は ETF1321→N225F→N225MF としている。ETF1321 (水色) の情報シェアは再帰的構造の前提に関わらずほぼ 0.2 以下で小さい事がわかる。また、TOPIX に関する情報シェアと比較して、指数先物ミニ (グレー) の情報シェアが非常に大きく、再帰的構造の前提によっても、その大きさが変わらない。



※白地は N225 の情報シェア
 ※グラフは AM (前場) のデータで作成

(図表26) N225に関する情報シェア
ETF1321→N225F→N225MF



※白地は N225 の情報シェア

※グラフは AM（前場）のデータで作成

3. 裁定機会と裁定間隔の測定結果

裁定機会、裁定間隔の測定結果の基本統計量を以下の通り図表 27 に取りまとめた。

(図表 27) 裁定機会と裁定間隔の基本統計量

裁定機会:単位		回数			裁定間隔:単位		秒			
		$\tau = 2$	$\tau = 5$	$\tau = 10$			$\tau = 2$	$\tau = 5$	$\tau = 10$	
S&P500	ASK	min	138.00	491.00	424.50	ASK	min	0.00	0.26	0.55
		max	1113.00	2061.50	2007.50	max	0.01	0.54	1.54	
		madian	653.00	1514.00	1340.50	madian	0.00	0.43	0.97	
		平均	641.73	1459.52	1333.20	平均	0.00	0.43	0.97	
		SD	269.20	348.96	362.12	SD	0.00	0.04	0.22	
	BID	min	145.00	526.00	430.00	BID	min	0.00	0.27	0.60
		max	1134.00	2115.00	2050.00	max	0.01	0.54	1.50	
		madian	647.00	1446.00	1259.00	madian	0.00	0.43	0.98	
		平均	643.23	1465.18	1335.03	平均	0.00	0.43	0.97	
		SD	271.49	348.61	365.01	SD	0.00	0.05	0.22	
TOPIX	ASK	min	12.00	44.00	58.00	ASK	min	0.00	0.45	1.37
		max	785.50	711.00	635.00	max	0.17	2.59	5.96	
		madian	47.50	140.00	167.00	madian	0.00	0.69	1.99	
		平均	66.50	153.22	176.19	平均	0.01	0.77	2.10	
		SD	99.51	86.70	78.43	SD	0.03	0.30	0.63	
	BID	min	16.50	63.00	64.50	BID	min	0.00	0.41	1.20
		max	851.00	773.50	688.50	max	0.09	2.48	5.67	
		madian	43.50	147.00	176.50	madian	0.00	0.67	1.95	
		平均	69.21	159.03	182.48	平均	0.01	0.76	2.09	
		SD	107.20	91.83	82.74	SD	0.02	0.29	0.61	
N225	ASK	min	10.00	87.00	79.00	ASK	min	0.00	0.75	2.10
		max	599.50	416.00	364.00	max	0.04	104.24	116.19	
		madian	41.00	167.50	156.50	madian	0.00	53.49	59.49	
		平均	58.29	193.53	177.01	平均	0.00	53.52	59.35	
		SD	76.29	85.65	76.19	SD	0.01	23.76	26.12	
	BID	min	15.00	33.00	29.00	BID	min	0.00	0.37	1.47
		max	653.50	400.00	356.50	max	0.02	4.52	5.51	
		madian	44.00	160.00	150.00	madian	0.00	0.86	2.33	
		平均	57.09	169.22	154.05	平均	0.00	1.10	2.54	
		SD	80.87	71.09	62.33	SD	0.00	0.84	0.88	

※ τ : 移動平均時間の間隔

※TOPIX と N225 の統計量は、日次の前後場合計値から算出している。

ここで、図表 27 表中の左側の数値は裁定機会の回数であり、右側の数値は裁定間隔の秒数である。 τ が 2 秒の時、S&P500 の裁定機会が Median 値で ask、bid それぞれの値が 653 回、647 回に対し、TOPIX の裁定機会が Median 値で ask、bid それぞれの値が 47.5 回、43.5 回で、N225 の裁定機会が Median 値で ask、bid それぞれの値が 41 回、44 回となっており、米国に比べて日本が現先の裁定機会が少ないという結果を得た。高阪 (2010) によれば、裁定機会の多さは無裁定状態への修正頻度の多さでもある。また、

裁定間隔は τ が2秒ならば日米共に1秒以上はないが、 τ が10秒ならば、S&P500のMedian値でask、bidそれぞれの値が0.97秒、0.98秒だが、TOPIXのMedian値でask、bidそれぞれの値が1.99秒、1.95秒で、N225のMedian値でask、bidそれぞれの値が59.49秒、2.33秒となった。 τ が大きくなると日本では米国に比べて裁定間隔が大きくなっている。この結果は、ETF1306とTMFおよびETF1321とN225MF間での現先の裁定取引が米国のケースと同様に執行されているとは言えない事を示唆している。

4. 気配の移動距離と移動回数

気配の移動距離と移動回数の測定結果の基本統計量を以下の通り図表28に取りまとめた。

(図表28) 気配の移動距離と移動回数の基本統計量

		移動距離		移動回数			移動距離		移動回数	
		(価格)	(Tick数)				(価格)	(Tick数)		
SPY	min	210.9	421722	1954	ETF1306	min	115.5	231.0	204	
	1st Qu.	519.1	1038306			1st Qu.	192.4	384.8		321
	Median	768.8	1573562			Median	235.0	470.0		386
	Mean	855.4	1710715			Mean	247.8	495.6		421
	3st Qu.	1188.9	2377740			3st Qu.	289.9	579.8		512
	Max	1697.4	3394809			Max	571.5	1143.0		989
	SD	404.03	808058.4			SD	82.38	164.76		145
ES	min	169.2	1354	701	TMF	min	192.1	768.5	1159	
	1st Qu.	541.8	4334			1st Qu.	334.7	1338.6		1905
	Median	832.2	6658			Median	381.3	1525.2		2096
	Mean	875.0	7000			Mean	400.5	1602.1		2183
	3st Qu.	1180.1	9440			3st Qu.	448.5	1794.0		2376
	Max	1781.0	14248			Max	740.6	2962.5		3396
	SD	408.74	3269.92			SD	94.99	379.98		450
※移動距離は気配の中心値段が移動した価格の絶対値の合計と、その合計を各アセットの最小Tickサイズの半分で割った値(Tick数)を併記した。					ETF1321	min	655	131.0	98	
						1st Qu.	2474	494.8		397
						Median	3322	664.5		560
						Mean	3583	716.7		571
						3st Qu.	4452	890.5		692
						Max	8440	1688.0		1374
						SD	1403.05	280.61		234
					N225MF	min	947.5	379	188	
						1st Qu.	3321.9	1329		678
						Median	4267.5	1707		839
						Mean	4634.2	1854		971
						3st Qu.	5281.2	2112		1051
						Max	23242.5	9297		7939
				SD	2620.14	1048.06	846.72			

ここで、図表 28 中の数値は気配の移動距離である価格の絶対値と気配の移動距離である Tick 数である。まず気配の移動距離を価格ベースで見ると、SPY の気配の移動距離の Median 値が 855.4、SD 値が 404.03 に、ES の気配の移動距離の Median 値が 832.2、SD 値が 408.74 であるのに対し、ETF1306 の気配の移動距離の Median 値が 235.0、SD 値が 482.38 に、TMF の気配の移動距離の Median 値が 381.3、SD 値が 94.99 で、ETF1321 の気配の移動距離の Median 値が 3322、SD 値が 1403.5 に、N225MF の気配の移動距離の Median 値が 4267.5、SD 値が 2620.14 となっている事より、ETF と指数先物の動きが釣り合っている米国に比べ指数先物の動きが大きい日本という日米の価格変動の性質の違いが判った。

また、気配の移動距離を Tick 数ベースで見ると移動回数と組み合わせて考えると、S&P500 の移動距離が Median 値で 1573562 移動回数が 5853 回で、ES の移動距離が Median 値で 6658 移動回数が 3240 回となるのに対し、ETF1306 の移動距離が Median 値で 470.0 移動回数が 386 回で、TMF の移動距離が Median 値で 1525.2 移動回数が 2096 回、及び ETF132 の移動距離が Median 値で 1707 移動回数が 839 回となっている事から、米国は値段の変化幅が小さいが変化する回数が多い事に比べ日本は変化幅が大きく移動回数が少ないという日米の価格変動の性質の違いが判った。

5. 乖離率の測定結果

乖離率 A、乖離率 B の測定結果を図表 29 から図表 34 に取りまとめた。

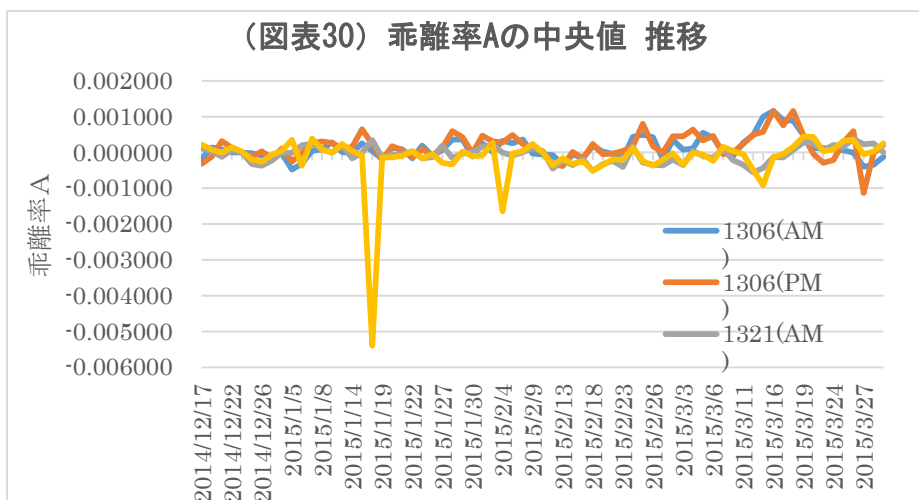
(図表 29) 乖離率 A の統計値

中央値	1306(AM)	1306(PM)	1321(AM)	1321(PM)
平均	0.00012	0.00017	-0.00006	-0.00015
分散	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
最大値	1306(AM)	1306(PM)	1321(AM)	1321(PM)
平均	0.00161	0.00158	0.00141	0.00131
分散	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
最小値	1306(AM)	1306(PM)	1321(AM)	1321(PM)
平均	-0.00159	-0.00141	-0.00173	-0.00168
分散	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000

ここで図表 29 表中の数値は、乖離率 A である。ETF1306、ETF1321 共に乖離率は限りなく 0 近傍で、市場価格と INAV の乖離は非常に小さい。中央値の平均をみると、ETF1306 が INAV に対し市場価格がプレミアム、ETF1321 がディスカウントとなっている。ETF1306 と ETF1321 の分散は共に 0 である。

先行研究では 2006 年から 2010 年頃のデータが用いられており、乖離率 A の平均は 0 近傍だが上下の 5%分位点で 1%を超えるものがあったとされている事と比べ、今回の調査期間では、乖離幅は大きく縮小している。図表 30 は調査期間における日次推移を示したものである。この事は、ETF1306 及び ETF1321 の価格形成の効率性が過去より大

きく改善している事を示唆している。



ここで、図表 31 表中の数値は乖離率 B である。SPY の乖離率 B が他に比較してかなり小さい。また全てのデータで SPY は、株価指数に対して市場価格がディスカウントになっているが、ETF1306 及び ETF1321 はプレミアムになっている。

(図表 31) 乖離率 B の統計値

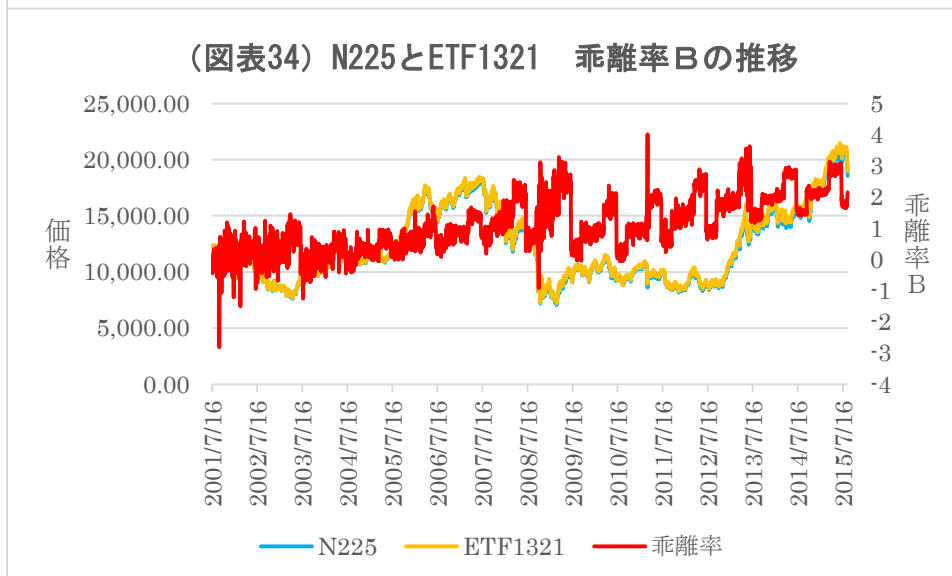
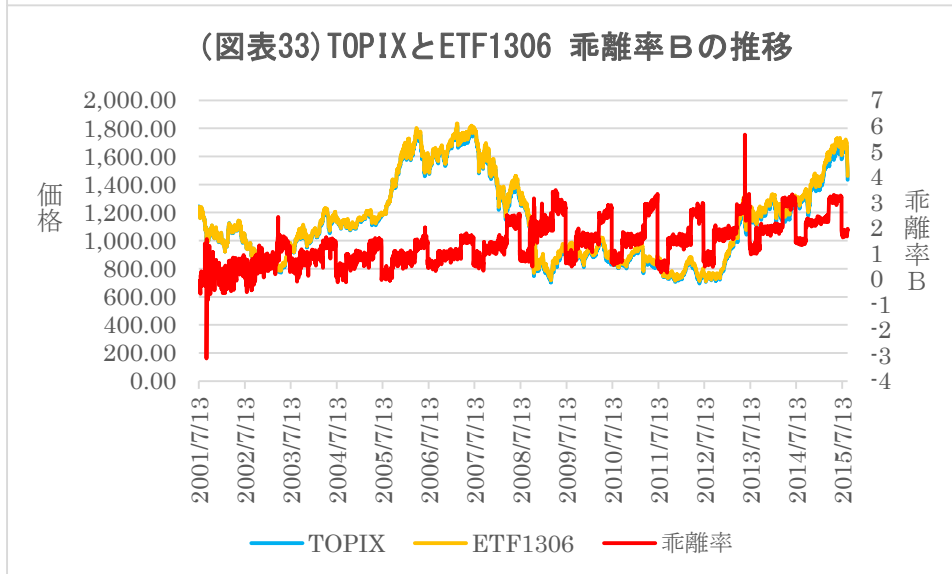
中央値	SPY	1306(AM)	1306(PM)	1321(AM)	1321(PM)
平均	-0.42231	2.25229	2.21991	2.16235	2.16898
分散	0.029624	0.03534	0.24145	0.01342	0.01557
最大値	SPY	1306(AM)	1306(PM)	1321(AM)	1321(PM)
平均	-0.24502	2.66104	2.34612	2.38251	2.31613
分散	0.038542	0.39072	0.23926	0.09379	0.02478
最小値	SPY	1306(AM)	1306(PM)	1321(AM)	1321(PM)
平均	-0.57976	1.83722	2.08485	1.92674	2.01875
分散	0.094254	0.35707	0.24708	0.06649	0.02141

図表 32 は SPY が上場以来の乖離率 B の推移と S&P500 と SPY の市場価格の日次推移を重ねたものだが、一貫して、乖離率 B が縮小の方向にある事が示されている。Hasbrouck (2003) 当時の 2000 年は現在と比較すると乖離率が大きい。年々 S&P500 と SPY の乖離は小さくなっており、この事は Budish, Cramton and Shin (2015) で SPY と ES の現先の価格相関に関する時間間隔が年々小さくなっている事と整合的であると考えられる。

一方で、TOPIX と ETF1306 の乖離率 B については図表 33 の通り、上場当初から速やかに 0 近傍まで持ち上がり、以降、わずかに乖離率が開く方向にある。乖離率がサイクリックな動きをしているが、ETF1306 の配当の動きと連動している。いわゆるリーマンショック時やアベノミクス初期の市場の価格変動が大きい時に、乖離率 B も高くなって

いる事が伺われる。

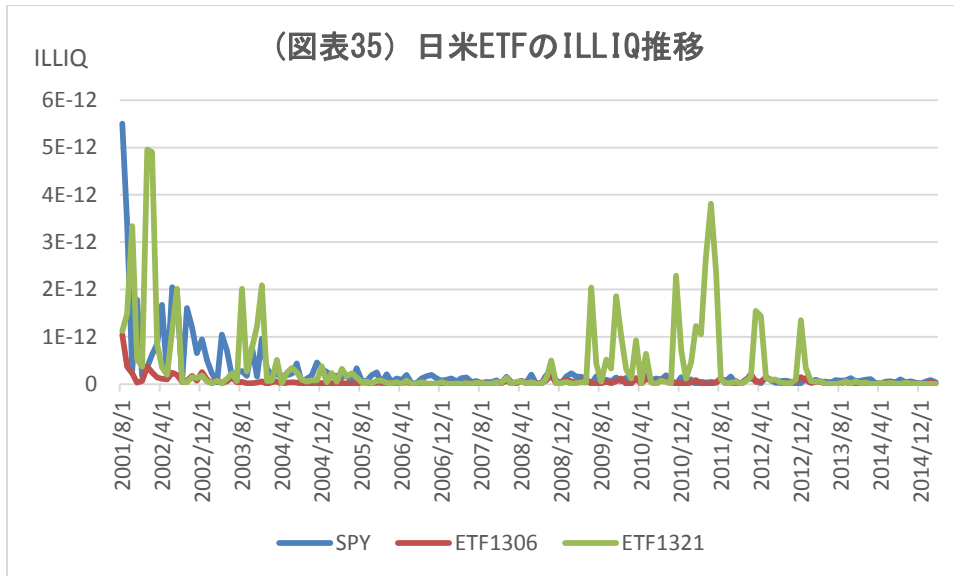
図表 34 の通り、N225 と ETF1321 の乖離率は TOPIX のケースと同様である。



第6章 仮説の考察

1. 流動性と日米ETFの情報シェア

SPYの情報シェア増大と、日米のETFにおける情報シェアの差異が、流動性と約定件数の増加にあるとする第1仮説と第2仮説を検証するために、本論文で利用した各ETFのILLIQ²⁹を確認したものが図表35のグラフと、図表36のILLIQの基本統計量である。



(図表36) ILLIQの基本統計量

	平均	分散	標準偏差
2001/7~2015/3			
SPY	2.58E-13	3.52E-25	5.93E-13
1306	5.42E-14	1.01E-26	1.01E-13
1321	3.85E-13	6.79E-25	8.24E-13
2001/7~2013/3			
SPY	2.75E-13	3.76E-25	6.13E-13
1306	5.73E-14	1.08E-26	1.04E-13
1321	4.15E-13	7.21E-25	8.49E-13
2013/4~2015/3			
SPY	4.77E-14	6.65E-28	2.58E-14
1306	1.52E-14	2.1E-28	1.45E-14
1321	1.2E-14	1.04E-28	1.02E-14

²⁹ 計算式は次の通り。

$$ILLIQ = \frac{1}{D_{j,t}} \sum_{d=1}^{D_{j,t}} \frac{|r_{j,t,d}|}{v_{j,t,d}}$$

(j: 銘柄、第 t 月、第 d 取引日当該日、v: 売買高、r: 日次収益、D: 取引日数)

ここで図表 35 表中の数値は ILLIQ の値である。SPY の ILLIQ の値は、2001 年代初期には $5E-12$ から $1E-12$ 程度と高く、図表 36 による 2001 年から 2015 年までの SPY の ILLIQ の平均値 $2.58E-13$ と比較しても圧倒的に高い。この事は流動性の増加と ETF の情報シェア増加は時系列に傾向が一致する事を示している。しかし、ETF1306 の ILLIQ の値は 2001 年から $1E-12$ と SPY の ILLIQ の値よりかなり低く、2001 年から 2015 年までの ETF1306 の ILLIQ の平均値が $5.42E-13$ と SPY の ILLIQ の値と比較してもかなり低く、第 2 仮説に反している。この事は、流動性の増大と ILLIQ の間に単純な正の相関が無く、その ILLIQ が何によるのかが日米の情報シェア差異の解明に重要だという事を示唆している。

仮説との関係では、流動性の増加が情報シェアの過去からの遷移や日米差の直接的な原因であるとは言えないと考えられる。

2. 約定件数と日米 ETF の情報シェア

2014 年 10 月から 2015 年 3 月までの SPY と ES、ETF1306 と TMF、ETF1321 と N225MF の立会時間中の Tick 数と各情報シェアとの相関を調べたものが図表 37、38 である。約定 Tick 数を約定件数と考えて第 1 仮説及び第 2 仮説の検証を行った。

(図表 37) SPY と ES の Tick 数と情報シェアの相関係数

	情報シェア	
	SPY	ES
Tick数	-0.28(0.01)	0.28(0.01)

() 内 P 値

(図表 38) 日本の ETF と指数先物に関する Tick 数と情報シェアの相関係数

	情報シェア							
	ETF1306		TMF		ETF1321		N225MF	
	AM	PM	AM	PM	AM	PM	AM	PM
Tick数	-0.02(0.83)	0.05(0.54)	0.46(0.00)	0.42(0.00)	0.13(0.19)	-0.02(0.83)	0.28(0.00)	0.37(0.00)

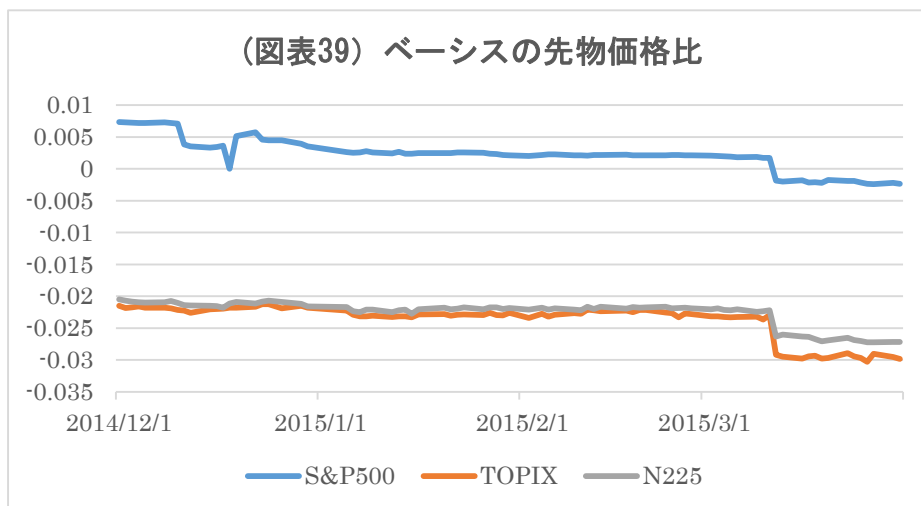
() 内 P 値

ここで、図表 37、38 表中の数値は相関係数で()内はその P 値である。ETF については、SPY だけが Tick 数に対して相関係数が-0.28 で P 値が 0.01 と 5%有為水準に対して有為となったが相関係数がマイナスとして現れた。一方、日米全ての指数先物については、Tick 数に対する相関係数が正の値で、5%水準で有意となった。このとき、ES の相関係数は 0.28 で、SPY の相関係数と正負が真逆の同じ係数となった。この事は日米の指数先物は約定件数が増えれば情報シェアは増えるという事が明らかだが、ETF については、約定件数の増加と情報シェアの増加は無関係で、SPY のみ、ES の Tick 数増加と情報シェア増加との関係を通じて情報シェアとの相関が生じていると考えられる。

仮説との関係では、約定件数が情報シェアの過去からの遷移や日米差の直接的な原因であるとは言えないと思われる。

3. 裁定機会と情報シェア

5章3の分析結果によれば、裁定機会の量が日米で差があった。そこで、日米の現物と先物間のベーススについて、指数先物価格－ETF 価格で計算し、そのベーススと先物価格との比率を日次の時系列で比較したものが図表 39 である。



SP500 のベーススの先物価格比率は、ほぼ 0.005 から -0.005 の間にあり、TOPIX と N225 のベーススの先物価格比率は -0.02 から -0.03 の間にあり、SP500 のベーススの方がかなり狭い。ベーススには、先物のキャリーコスト、現物のトラッキングエラー等のコストが含まれるので、ETF と指数先物を使った裁定取引のコストは SP500 の方がかなり安いと言える。これは、ETF と指数先物による裁定機会が SP500 に比べて TOPIX や N225 では少ない事の重要な原因と思われる。

この裁定機会と情報シェアの相関係数の一覧が図表 40 である。

(図表 40) 裁定機会と情報シェアの相関係数

		情報シェア(指数先物→ETF)									
		SPY	ES	ETF1306 (AM)	TMF (AM)	ETF1306 (PM)	TMF (PM)	ETF1321 (AM)	N225MF (AM)	ETF1321 (PM)	N225MF (PM)
裁定機会		-0.50	0.40	0.08	-0.26	0.08	-0.26	0.09	0.20	0.23	0.29
ASK		(0.00)	(0.00)	(0.52)	(0.03)	(0.53)	(0.03)	(0.46)	(0.10)	(0.06)	(0.02)
裁定機会		-0.46	0.32	0.10	-0.24	0.11	-0.25	0.04	0.14	0.15	0.22
BID		(0.00)	(0.02)	(0.39)	(0.04)	(0.39)	(0.05)	(0.77)	(0.25)	(0.21)	(0.07)
		情報シェア(ETF→指数先物)									
		SPY	ES	ETF1306 (AM)	TMF (AM)	ETF1306 (PM)	TMF (PM)	ETF1321 (AM)	N225MF (AM)	ETF1321 (PM)	N225MF (PM)
裁定機会		-0.28	0.32	0.04	-0.24	0.04	-0.24	0.20	0.15	0.29	0.25
ASK		(0.04)	(0.02)	(0.73)	(0.04)	(0.73)	(0.04)	(0.09)	(0.21)	(0.02)	(0.04)
裁定機会		-0.28	0.08	0.05	-0.21	0.05	-0.21	0.13	0.10	0.18	0.20
BID		(0.04)	(0.23)	(0.70)	(0.07)	(0.70)	(0.08)	(0.28)	(0.41)	(0.15)	(0.09)

※()内P値

※価格ベクトルの順位がETF と指数先物で先後するケースの情報シェアを場合分けした

ここで、図表 40 表中の数値は相関係数で()内はその P 値である。再帰的構造の前提による指数先物→ETF の場合には、SPY の裁定機会と情報シェアの相関係数は BID、ASK 共に-0.50 と-0.46 で P 値が双方 0.00 となり 5%水準で有意となっている。一方、ETF1306 及び ETF1321 は BID、ASK の双方で、AM、PM の何れの場合にも相関係数は 5%水準で有意とはならない。指数先物は、N225MF 以外はいずれの場合も相関係数が 5%水準で有意となった。

指数先物→ETF の場合には、SPY の裁定機会と情報シェアの相関係数は BID、ASK 共に -0.28 で P 値が双方 0.04 となり 5%有意水準で有意となっている。一方、ETF1306 及び ETF1321 は BID、ASK の双方で、AM、PM の何れの場合も相関係数は 5%水準でほとんど有意とはならない。指数先物は ASK の場合で、ほぼすべての指数先物のケースで相関係数が 5%水準で有意になったが、BID の場合は何れも有意にならなかった。また、SPY の相関係数は ETF→指数先物の場合のほうが指数先物→ETF の場合より相関係数が小さく相関が弱い、ES の相関係数は、ETF→指数先物の場合のほうが、指数先物→ETF の場合より相関係数が大きく相関が強い事が明らかになった。指数先物の裁定機会と情報シェアの相関は ETF と指数先物の再帰的構造の前提による並び順の前後関係に従って、指数先物が ETF の前の場合が後ろの場合より相関係数が大きいという特徴も示されている。

この事は、SPY は ETF の裁定機会と情報シェアの正の相関関係を通じて、負の相関を ES の情報シェアに対し発生させている事が示唆される。また、SPY と ES に見られる相対的な関係が ETF1306 と TMF 間及び ETF1321 と N225MF 間には見られず、SPY と ES へのみ裁定取引による強い結びつきがある事が示唆されている。

仮説との関係では、裁定機会と情報シェアの関係は SPY と ES 間に強く確認され、ETF1306 と TMF 及び ETF1321 と N225MF の間では確認されないことから、第 3 仮説を強く支持すると考えられる。

4. 気配の移動距離等と裁定機会と情報シェア

先行研究では、気配の移動距離は、裁定機会との強い相関があるとされている。そこで、SPY と ES、ETF1306 と TMF 及び ETF1321 と N225MF について、裁定機会と気配の移動距離の相関係数を図表 41 の通り確認した。

(図表 41) 気配の移動距離と裁定機会の相関係数

	気配の移動距離					
	SPY	ES	ETF1306	TMF	ETF1321	N225MF
裁定機会 ASK (AM)	0.79 (0.00)	0.80 (0.00)	0.31 (0.00)	0.25 (0.02)	0.24 (0.03)	0.26 (0.02)
裁定機会 BID (AM)	0.77 (0.00)	0.77 (0.00)	0.30 (0.01)	0.24 (0.03)	0.19 (0.10)	0.11 (0.31)
裁定機会 ASK (PM)	-	-	0.58 (0.00)	0.43 (0.00)	0.38 (0.00)	0.39 (0.00)
裁定機会 BID (PM)	-	-	0.58 (0.00)	0.45 (0.00)	0.27 (0.02)	0.17 (0.13)

※SPY と ES に前後場の区分はないので前場 (AM) の欄に記載した。()内 P 値

ここで、図表 41 表中の数値は相関係数で()内はその P 値である。相関係数は全てのケースにおいて、5%水準でほぼ有意となったが、SPY の気配の移動距離と裁定機会の相関係数が AM の場合で 0.79 なのに、ETF1306 では 0.31 で ETF1321 では 0.24 となり、相関の強さに差が生じている。一方、ES の気配の移動距離と裁定機会の相関係数が AM の場合で 0.80 なの、TMF では 0.25 で N225MF では 0.26 となり、米国と日本では差があるが、TOPIX と N225 の間では差はなかった。

気配の移動距離と情報シェアの相関係数と、それに加えて、気配の移動回数、各アセットの価格の原系列の分散と情報シェアの関係を調べたものが図表 42 である。

(図表 42) 気配の移動距離等と情報シェアの相関係数

情報シェア (指数先物→ETF)										
	SPY	ES	ETF1306 (AM)	TMF (AM)	ETF1306 (PM)	TMF (PM)	ETF1321 (AM)	N225MF (AM)	ETF1321 (PM)	N225MF (PM)
気配の 移動距離 ETF	-0.34 (0.01)	0.46 (0.00)	0.01 (0.91)	0.45 (0.00)	-0.07 (0.58)	-0.07 (0.59)	0.10 (0.42)	0.52 (0.00)	0.40 (0.00)	0.27 (0.03)
気配の 移動回数 ETF	-0.37 (0.00)	0.42 (0.00)	-0.02 (0.85)	0.46 (0.00)	-0.09 (0.45)	-0.06 (0.61)	0.10 (0.42)	0.50 (0.00)	0.37 (0.00)	0.23 (0.06)
気配の 移動距離 指数先物	-0.38 (0.00)	0.45 (0.00)	0.00 (0.98)	0.53 (0.00)	-0.17 (0.17)	-0.10 (0.40)	0.23 (0.06)	0.35 (0.00)	0.14 (0.24)	0.49 (0.00)
気配の 移動回数 指数先物	-0.38 (0.00)	0.45 (0.00)	-0.03 (0.81)	0.65 (0.00)	-0.22 (0.07)	0.22 (0.08)	0.27 (0.03)	0.22 (0.06)	0.02 (0.87)	0.34 (0.00)
ETF価格の 原系列分散	-0.06 (0.68)	0.40 (0.00)	0.10 (0.39)	0.09 (0.46)	-0.06 (0.64)	-0.00 (0.99)	-0.05 (0.71)	0.47 (0.00)	0.39 (0.00)	0.22 (0.07)
指数先物 価格の原系 列分散	-0.06 (0.66)	0.41 (0.00)	0.12 (0.34)	0.08 (0.52)	-0.04 (0.73)	0.03 (0.82)	-0.05 (0.70)	0.47 (0.00)	0.39 (0.00)	0.22 (0.07)

情報シェア (ETF→指数先物)										
	SPY	ES	ETF1306 (AM)	TMF (AM)	ETF1306 (PM)	TMF (PM)	ETF1321 (AM)	N225MF (AM)	ETF1321 (PM)	N225MF (PM)
気配の 移動距離 ETF	0.17 (0.22)	-0.12 (0.37)	0.45 (0.05)	0.29 (0.02)	-0.10 (0.40)	-0.25 (0.03)	0.34 (0.00)	0.44 (0.00)	0.53 (0.00)	0.17 (0.16)
気配の 移動回数 ETF	0.10 (0.46)	-0.11 (0.42)	0.21 (0.09)	0.29 (0.02)	-0.12 (0.30)	-0.25 (0.04)	0.31 (0.01)	0.43 (0.00)	0.49 (0.00)	0.14 (0.24)
気配の 移動距離 指数先物	0.11 (0.40)	-0.10 (0.47)	0.22 (0.07)	0.35 (0.00)	-0.12 (0.31)	-0.14 (0.26)	0.38 (0.00)	0.29 (0.02)	0.33 (0.00)	0.39 (0.00)
気配の 移動回数 指数先物	0.11 (0.40)	-0.09 (0.50)	0.17 (0.15)	0.50 (0.00)	-0.15 (0.22)	0.03 (0.82)	0.35 (0.00)	0.18 (0.13)	0.15 (0.22)	0.27 (0.03)
ETF価格の 原系列分散	0.33 (0.01)	-0.06 (0.68)	0.26 (0.03)	-0.06 (0.61)	-0.09 (0.49)	-0.19 (0.11)	0.16 (0.19)	0.43 (0.00)	0.56 (0.00)	0.09 (0.46)
指数先物 価格の原系 列分散	0.33 (0.01)	-0.03 (0.81)	0.28 (0.03)	-0.07 (0.55)	-0.07 (0.57)	-0.17 (0.16)	0.16 (0.19)	0.43 (0.00)	0.56 (0.00)	0.09 (0.45)

※()内 P 値

ここで、図表 42 表中の数値は相関係数で()内はその P 値である。再帰的構造の前提による指数先物→ETF の場合には、SPY の気配の移動距離と SPY の情報シェアの相関係数は-0.34 で P 値が 0.01 となり 5%水準で有意である。一方で ETF1306 と ETF1321 の相関件数は有意ではない。(ETF1321 は AM と PM で異なる有意性を示すケースが多いが、移動距離と裁定機会において AM と PM で異なるような構造は考えにくく、全体として有為性を認めない事とする。) SPY の気配の移動回数と SPY の情報シェアの相関係数は-0.37 で P 値が 0.00 となり 5%水準で有意である。一方で ETF1306 と ETF1321 の相関係数は有意ではない。

ES の気配の移動距離と ES の情報シェアとの相関係数は 0.45 で P 値が 0.00 となり 5%水準で有意である。TMF の相関係数は 5%水準で有意とは言えないが、N225MF の相関係数は AM、PM で 0.35、0.49 となり P 値が双方 0.00 で 5%水準で有意となった。ES の気配の移動回数と ES の情報シェアとの相関係数は 0.45 で P 値が 0.00 となり 5%水準で有意である。TMF と N225MF の相関係数は 5%水準で有意とは言えない。

ETF→指数先物の場合には、SPY の気配の移動距離と SPY の情報シェアの相関係数は-5%水準で有意ではない。ETF1306 の相関係数も有為ではなかったが、ETF1321 の相関件数は AM、PM で 0.34 と 0.53 で P 値が双方 0.00 となる事から 5%水準で有意である。SPY の気配の移動回数と SPY の情報シェアの相関係数は有意ではない。ETF1306 の相関係数も有為ではなかったが、ETF1321 の相関件数は AM、PM で 0.31 と 0.49 で P 値が 0.01 と 0.00 となる事から 5%水準で有意である。

ES の気配の移動距離と ES の情報シェアとの相関係数は有意ではない。TMF の相関係数は 5%水準で有意とは言えないが、N225MF の相関係数は AM、PM で 0.38、0.33 となり P 値が双方 0.00 なので 5%水準で有意となった。ES の気配の移動回数と ES の情報シェアとの相関係数は 5%水準で有意でない。また、TMF と N225MF の相関係数も 5%水準で有意ではなかった。

この事から、SPY と ES の移動距離と情報シェアの相関が再帰的構造の前提に依存しており、ES が SPY より前の順位の場合は、移動距離に対しての情報シェアの相関が消える事がわかった。また、SPY の裁定機会と SPY の情報シェアとの相関係数と同様にマイナスの係数となり、SPY と ES の間の裁定取引を通じて SPY の移動距離と SPY の情報シェアに相関が生じている事が示唆されている。

仮説との関係では、SPY と ES 間の関係と ETF1306 と TMF 及び ETF1321 と N225MF 間の関係が異なる事から、第 3 仮説が支持されると考えられる。

6. TOPIX に関するアセットと N225 に関するアセット間の情報シェアの違い

TOPIX に関するアセットの情報シェアと N225 に関するアセットの情報シェアは 5 章の図表 23 と図表 25 によると、N225MF の情報シェアの大きさである。加えて、上記 6 章 3 では、TMF の裁定機会と情報シェアに有意な相関があるが、N225MF の裁定機会と情報シェアには有為な相関が無い事が判った。上記 6 章 4 では、ETF1306 の移動距離、移動回数と情報シェアに優位な相関は無いが、ETF1321 の移動距離、移動回数と情報シェアに

は有為な相関があり、TMF の移動距離と移動回数と情報シェアには有為な相関は無いが、N225MF の移動距離と移動回数と情報シェアには有為な相関がある事が判った。

これらの事から、比較的裁定機会に反応している TOPIX に関するアセットの情報シェアと気配の移動距離といった価格の変動に反応している N225 に関するアセットの情報シェアという構造が伺われる。

この違いは TOPIX と N225 に関するアセットを利用する取引参加者の属性によるものと考えられる。図表 43 は、JPX が公表している指数先物取引の残高手口を元に機関投資家と個人投資家等（個人投資家と中小ブローカーの自己取引）に再集計したものである。

(図表 43) 指数先物取引に関する残高手口表

(2015年12月限月) : 2015年12月30日時点				(2015年06月限月) : 2015年3月27日時点			
(売超参加者) N225		(買超参加者)		(売超参加者) N225		(買超参加者)	
機関投資家	123519	機関投資家	117519	機関投資家	98129	機関投資家	96851
個人投資家等	306	個人投資家等	4517	個人投資家等	1196	個人投資家等	1989
(売超参加者) TOPIX		(買超参加者)		(売超参加者) TOPIX		(買超参加者)	
機関投資家	235998	機関投資家	236630	機関投資家	309441	機関投資家	310544
個人投資家等	1488	個人投資家等	1287	個人投資家等	1255	個人投資家等	413

JPX 公表資料より作成

ここで図表 43 表中の数値は、指数先物取引の残高としての指数先物の単位数である。図表 43 によると、12 月限月も 6 月限月も、TOPIX の個人投資家取引に対する機関投資家数の取引の割合が N225 の場合よりも高くなっている。(12 月限月、買超参加者の場合 N225 では 26 倍、TOPIX では 184 倍である。) この事は、裁定取引に対して比較的 TOPIX が反応しやすく、価格の変動に個人投資家の割合の高い N225 が反応しやすい事の原因であると充分に考えられる。

第7章 結論と課題

本論文では、米国におけるETFの市場に対する影響を捉える為に、Hasbrouck(1995)で示された情報シェアを用いて、代表的な市場 Index に関する代表的なETFの情報シェアの変遷とその原因を考察し、また、日米のETFのそれぞれの市場に対する影響の違いを捉える為に、日米の代表的な市場 Index に関する代表的なETFの情報シェアを用いてその差異とその原因を考察した。

米国では、ETFの株式市場への影響は過去よりも増大しており、日米のETFの各株式市場への影響には差異があった。これは、SPYの情報シェアの過去からの遷移と日米のETFの情報シェアの差異として現れていた。この要因として、本論文では裁定取引との関係について仮説を立て分析したが、米国市場のシステム化によって急速に発展するメカニカルな現先の裁定取引において現物の代替物としてのETFが利用される事が、ETFの情報シェアを過去から強め、日米のETFの情報シェアとの差となっている可能性について確認できた。過去の研究では、情報シェアに働きかけるものとして流動性やTickサイズが取り上げられたが、現先のメカニカルな裁定取引と情報シェアの関係について指摘できたのは今回の研究の成果であると考えられる。また、ETFの量的な拡大がETFの市場 Index の価格発見への貢献を強めているというだけではなく、ETFが現先の裁定取引の現物の代替物として利用され、高速高頻度に裁定取引が年々行われるというETFの質的な発展がETFの市場 Index の価格発見への貢献度を高めているという可能性を指摘できた事も成果と考える。これは、市場のシステム化がもたらした重要な影響そのものであると思われる。

日本では、市場 Index の価格発見へのETFの貢献と言う点で、情報シェアではほとんど確認できなかったが、日本市場においては指数先物取引が市場全体への価格発見に大きく貢献している事を情報シェアと言う形で確認できた。特に、N225MFの情報シェアは大きい。米国同様に、日本市場でもHFTの取引は活発なことは知られているが、米国の様に現先間でメカニカルな裁定取引が活発に行われ、その代替物としてETFが利用されている形跡は見当たらなかった。現先のベースは米国に比較して大きく、米国においては、ベースが縮小していく過程だが、日本ではそれも見られなかった。しかし、日本のETFの価格形成が効率的ではないという事ではなく、検証対象のETFに関する乖離率等は、過去の研究と比較して明らかに縮小していて、日本のETF市場が米国のETF市場に比較して不効率な状態にあるという事ではないし、日本市場で現先のベースが放置されているという事ではない。日本において米国ほどメカニカルな現先の裁定取引が行われていない原因は、よく知られている交換設定に関する制度的な未解決問題³⁰が大きいと考えられ、現物の代替物としてのETF利用が阻害されている可能性が強いと考えられる。

TOPIXとN225に関するアセットの情報シェアの違いが認められたが、ETF1306の情報シェア

³⁰ 舞田浩二(2010)に詳細に述べられているが、現在、日本で組成される現物設定・現物交換型ETFの多くは投資信託約款において、信託の設定(ETFの取得の申し込み)および交換を停止する日を置いている。これによって、ETFの中には年間140日も設定できないような銘柄があり、ETFの発展を阻害する一要因であると考えられている。

は裁定機会にも市場の価格の変動にも反応が鈍いが、TMF の情報シェアは裁定機会に反応した。一方で、ETF1321 と N225MF の情報シェアは裁定機会には無反応だが市場の価格変動には反応していた。これは、TOPIX と N225 の主な利用顧客の属性の違いがもたらしたものと考えられる。つまり、TOPIX の顧客は主に機関投資家（バイ＆ホールド戦略で頻繁に売買しないタイプ）で、N225 の顧客は比較的個人（短期売買が主流）が多いという事から、TMF は裁定取引に、ETF1321 と N225 が市場価格変動に反応しているという事が考えられる。

補完研究についても触れる。日本の ETF 市場では、レバレッジ/インバース型の ETF の売買が非常に活況で、その事が市場 Index の価格発見に貢献している可能性について、情報シェアを使って追加検証を行った。結果は、レバレッジ物の日本の ETF が市場 Index の価格発見への貢献度を強めているとは言えなかった。S&P500 に関するレバレッジ/インバース物の ETF への価格発見への貢献度についても情報シェアを使って確認したが、特に目立った情報シェアは確認できなかった。

日本の ETF 市場においては、日本銀行が指数連動型の ETF を購入するという政策制約が働いており、その規模が日本のマーケットに比して小さくない事から、一般に、日本銀行による「株価の買い支え」効果が喧伝された。その影響を、日本銀行の買付日が事後に公開されている事を利用して、買付日とそれ以外の情報シェアの差異の比較で検証を行った。その結果、日本の ETF の情報シェアに対し、日本銀行の ETF 購入といった政策環境が全く影響を与えていないとは言えないとの感触を得た。

今後の課題は、主要なインデックスに連動する類似する ETF の多さがもたらす日米市場で ETF の影響といった観点である。例えば、米国では S&P500 に連動する類似した ETF の中で SPY の売買高はとびぬけて大きく、そういった特別な ETF は日本市場で見つけることが困難である。こういった ETF の誕生は歴史的経緯による面もあるだろうが、商品企画や上場に政策において、こういった政策が ETF の市場 Index の価格発見への貢献にどう影響を与えるのかを考察することは重要であると思われる。また、日本市場におけるレバレッジ/インバース型の ETF の影響というものは、今後益々多角的に検証していかなければならないと思われる。

最後に、システムの高速化もあり、現在のヒストリカルデータのタイムスタンプのままでは正確な市場動向検証が一般的には難しいという事を JPX に対し強く指摘したい。勿論、JPX が公表するリアルタイムデータを取得できる取引業者や大手ベンダーは特に問題はないだろう。しかし、そういったリアルタイムデータを蓄積できる環境を持たない投資家や研究者は、現在、最小で 1 秒というタイムスタンプのヒストリカルデータしか取得できない。今回の検証も、そこが大きな問題であったと考えるし、今後はもっと大きな問題になると思われる。

また、情報端末で取得可能なデータ期間が短く、JPX に依頼しても取得できず、日経新聞社に依頼したが許可をもらえないというデータもあった。各研究機関等で大量の株価データを日々扱っている筈なのに、そういった情報を一括入手・保存する事を可能にする公的なりポジトリが存在せず、過去の研究に関するデータ等も容易に閲覧できないのは問題が多い。これは、マーケットマイクロストラクチャーといったような分野の研究に関する重大な支障

となっていると考える。この事は、マーケット全体の情報生産に関する大きな制約となっているという事であり、結局は日本市場の流動性創造の阻害要因になっているのではないかと
思われる。長年、取引所の情報システム構築に関与してきた経験上からも、あらためて、残念な事だと考えるし、JPXがこういった方面で配慮していく事は将来的な市場流動性の拡大に寄与するのではないかと思う。一方で、教育・研究機関側も、個別に、例えば取引所や行政と、こういった情報提供について交渉するのではなく、ある程度まとまって、情報利用方針などを提示し、JPXや行政と交渉する事がより事態を好転させる事になるのではないかと考える次第である。

参考文献

- Amihud, Y. (2002), "Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects" *Journal of Financial Markets* 5(2002), 31-56
- Ates, A. & Wang, G. H. K. (2005), "Information transmission in electronic versus open-outcry trading systems: An analysis of U.S. equity index futures markets" *Journal of Futures Markets*, 07/2005, volume 25(7) 679-715
- Budish, E., et al. (2015), "The High-Frequency Trading Arms Race: Frequent Batch Auctions as a Market Design Response" Chicago Booth Research Paper No. 14-03
- Harris, R., et al. (1995), "Cointegration, error correction, and price discovery in informationally linked security markets." *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 30, 563-579
- Hasbrouck, J. (1995), "One Security, Many Markets: Determining the Contributions to Price Discovery" *The Journal of Finance*, 09/1995, Volume 50 (4), 1175-1199
- Hasbrouck, J. (2003), "Intraday Price Formation in U.S. Equity Index Markets" *The Journal of Finance* Volume 58(6), 2375-2400
- Kurov, A. and Lasser, D. (2002), "The effect of the introduction of Cubes on the Nasdaq-100 index spot-futures pricing relationship" *Journal of Futures Markets* volume 22(3), 197-218
- Kurov, A. (2008), "Tick size reduction, execution costs, and informational efficiency in the regular and E-mini Nasdaq-100 Index Futures Markets" *The Journal of Futures Markets*, volume 28(9), 871-888
- Richie, N., et al. (2008), "The Limits to Stock Index Arbitrage: Examining S&P500 Futures and SPDRs" *The Journal of Future Markets* volume 28(12) 1182-1205
- Switzer, L. N., et al. (2000) "Standard and Poor's Depository Receipts and the Performance of the S&P500 Index Futures Market" *Journal of Futures Markets*, volume 20(8) 705-716
- Tse, Y., & Martinez (2007) "Price discovery and informational efficiency of international IShares funds" *Global Finance Journal*, 2007, volume 18(1), 1-15
- 浅井 学 (2000) 「VAR モデルにおける共和分、ECM、因果関係の分析」立命館経済学 (第 48 巻・第 6 号) P41-59
- 今井幸英 (2012) 「日本の ETF の現状と課題」月刊資本市場 2012.3 (No. 319) P20-P31
- 岩井浩一 (2010) 「ETF 市場における価格形成の一考察」証券アナリストジャーナル 11/2010, 巻 48, 号 11 P17-P28
- 岩井浩一 (2011) 「日本の ETF 市場における非効率性とその発生原因」FSA Institute ワーキングペーパー

- 大墳剛士 (2014) 「米国市場の複雑性と HFT を巡る議論」JPX ワーキングペーパー 特別レポート
- 沖本竜義 (2014) 「経済・ファイナンスデータの計量時系列分析」朝倉書店 6章5 141P
- 高阪勇毅 (2010) 「ETF 導入は日経 2225 現先間の裁定取引を活発にさせたか」金融経済研究 第 30 号 P63-P83
- 杉田浩治 (2010) 「金融商品としての ETF の特性」証券アナリストジャーナル 11/2010, 巻 48, 号 11P40-P49
- 津野明彦 (2014) 「拡大が続く日本の ETF 市場」月刊資本市場 2014.6 (No. 346) P52-P61
- 埴明紘 (2013) 「日経 225 先物市場における価格発見能力の市場間優劣に関する考察-システム高速化前後に焦点を当てた実証分析-」
- 舞田浩二 (2010) 「日本の ETF 市場の発展、これからの課題と展望」証券アナリストジャーナル 11/2010, 巻 48, 号 11 P29-P39
- 森保洋 (2010) 「日経 225 先物市場の価格発見機能」経営と経済, Volume90(3) P351-P363
- 森保洋 (2013) 「日経 225 先物市場の価格発見機能-大阪証券取引所とシンガポール取引所からの証左-」東南アジア研究年報, 54, P53-P69
- 山本拓 (2003) 「経済の時系列分析」創文社現代経済学選書 2 11 章 216P
- 渡辺信一 (2002) 「ETF 市場と先物取引-ティックデータによる分析」日本取引所グループ先物オプションレポート 9 月号 volume14(9)

付録 補完研究

1. レバレッジ/インバース型 ETF と情報シェアに関する補完調査

日本の ETF 市場では、レバレッジ型、インバース型と言われる ETF の取引の売買高が大きい。これらの ETF の原資産の大部分は指数先物であり、これらの ETF の売買が指数先物価格に何らかのインパクトを与えていると考えられる。本論文ではこれらの ETF を利用していないので、これらの ETF が株式市場に与える影響を考慮していない。そこで、図表 44 のデータを取得した。そこから、4 章 1 (4) の通り各データを 1 秒足の時系列データとして下記の価格ベクトル $\{p_{t5}, p_{t6}, p_{t7}, p_{t8}, p_{t9}, p_{t10}, p_{t11}, p_{t12}\}$ を作成し、3 章 2 (2) の手法でそれぞれの情報シェアを計算した。

$$p_{t5} = \begin{bmatrix} \text{SPY} \\ \text{SPXL} \\ \text{SPXS} \end{bmatrix} \quad p_{t6} = \begin{bmatrix} \text{S\&P500} \\ \text{ES} \\ \text{SPXL} \\ \text{SPXS} \end{bmatrix} \quad p_{t7} = \begin{bmatrix} \text{ETF1306} \\ \text{ETF1568} \\ \text{ETF1356} \end{bmatrix} \quad p_{t8} = \begin{bmatrix} \text{TOPIX} \\ \text{TMF} \\ \text{ETF1568} \\ \text{ETF1356} \end{bmatrix}$$

$$p_{t9} = \begin{bmatrix} \text{ETF1321} \\ \text{ETF1579} \\ \text{ETF1360} \end{bmatrix} \quad p_{t10} = \begin{bmatrix} \text{N225} \\ \text{N225MF} \\ \text{ETF1579} \\ \text{ETF1360} \end{bmatrix} \quad p_{t11} = \begin{bmatrix} \text{N225} \\ \text{N225MF} \\ \text{ETF1321} \end{bmatrix} \quad p_{t12} = \begin{bmatrix} \text{N225} \\ \text{N225MF} \\ \text{ETF1579} \end{bmatrix}$$

p_{t5} 、 p_{t7} 、 p_{t9} の価格ベクトルは、通常の指数連動型 ETF とレバレッジ/インバース型 ETF との共和分関係を利用した VECM から ETF 間の相対的な情報シェアを求める事を目的とし、 p_{t6} 、 p_{t8} 、 p_{t10} 、 p_{t11} 、 p_{t12} の価格ベクトルは、指数先物とレバレッジ/インバース型 ETF の共和分関係を利用した VECM から、それらの ETF と指数先物との相対的な情報シェアを求める事を目的としている。

銘柄の選択は、S&P500 に連動するレバレッジ物 ETF は、比較的売買が繁盛な Direxion Daily S&P500 Bull 3X shares と、そのインバース物 ETF としての組み合わせで、Direxion Daily S&P Biotech Bull and Bear 3x Shares を選択した。TOPIX に連動するレバレッジ/インバース物 ETF は、売買ランキングの上位より組み合わせも考慮して ETF1568 と ETF1356 を選択した。N225 に連動するレバレッジ/インバース物 ETF は、売買ランキングの上位より組み合わせも考慮して ETF1579 と ETF1360 を選択した。

(図表 44) 補完研究のためのデータ一覧

データ名	略称	データ期間	取得先
S&P500 Index	SP500	2015/4/1~2015/6/30	Bloomberg端末
EminiS&P500先物	ES	2015/4/1~2015/6/30	Bloomberg端末
SPDR S&P500 ETF	SPY	2014/4/1~2015/6/30	Bloomberg端末
Direxion Daily S&P500 Bear 3X ETF	SPXS	2014/4/1~2015/6/30	Bloomberg端末
Direxion Daily S&P500 Bull 3X ETF	SPXL	2014/4/1~2015/6/30	Bloomberg端末
TOPIX Index	TOPIX	2015/4/1~2015/6/30	Bloomberg端末
TOPIX先物mini	TMF	2015/4/1~2015/6/30	Bloomberg端末
TOPIX連動型上場投信	ETF1306	2015/4/1~2015/6/30	Bloomberg端末
TOPIXベア2倍上場投信	ETF1356	2015/4/1~2015/6/30	Bloomberg端末
TOPIXブル2倍上場投信	ETF1568	2015/4/1~2015/6/30	Bloomberg端末
日経225 index	N225	2015/4/1~2015/6/30	Bloomberg端末
日経225先物mini	N225MF	2015/4/1~2015/6/30	Bloomberg端末
日経225連動型上場投信	ETF1321	2015/4/1~2015/6/30	Bloomberg端末
日経平均ベア2倍上場投信	ETF1360	2015/4/1~2015/6/30	Bloomberg端末
日経平均ブル2倍上場投信	ETF1579	2015/4/1~2015/6/30	Bloomberg端末

(1) データの検証

この補完調査で用いる各時系列データについて、3章1. および4章2、3の通り、自己相関と非定常性について確認した。

i) 自己相関の有無

本補完調査で使用する全ての時系列データ(1,535個)について自己相関の有無を確認した。確認はRでおこなった。(Box.test())関数を用いたLjung-Box検定を実施)

その結果、全ての時系列データについてのテスト結果のP値が $2.2e-16$ となり、自己相関が存在しないという帰無仮説は棄却された。

ii) 非定常性の検証

3章3.の通り、情報シェアの計算の為には原系列となる時系列データの非定常性を確認しておく必要があり、3章3.の通り、この補完調査で用いる各時系列データについて確認した。

(図表 45) 補完調査データの非定常性検定

	検定	P値5%以上	P値5%未満
全原系列	adf.test	1,535(74.2%)件	396(25.8%)件
全差分系列	adf.test	0(0%)件	1,535(100%)件
	検定	test-statisticが ≥ 0.146 以上で5%水準で定常性仮定が有意	test-statisticが ≥ 0.146 以上で5%水準で定常性仮定が棄却
全原系列	ur. Kpss	0(0%)件	1,535(100%)件

図表 45 より、adf. test で約 26%の原系列が単位根有りの帰無仮説を棄却されたが、kpss 検定では全ての定常性が棄却されたことから、全原系列データの非定常性を仮定して、調査を継続する事とする。なお、全差分系列については、全てが単位根有りの帰無仮説を棄却されている。

(2) 共和分検定

上記の各価格ベクトルについて、4章4の通り、その共和分を検定した。

(図表 46) p_{t5} についての共和分の検定結果(有為水準は 5%)

検定方法	フルランク	$r=2$	$r=1$	$r=0$
最大固有値検定	8 (12.7%)	53 (84.1%)	2 (3.2%)	0 (0%)
トレース検定	8 (12.7%)	53 (84.1%)	2 (3.2%)	0 (0%)

(図表 47) p_{t6} についての共和分の検定結果(有為水準は 5%)

検定方法	フルランク	$r=3$	$r=2$	$r=1$	$r=0$
最大固有値検定	5 (7.9%)	54 (85.7%)	2 (3.2%)	2 (3.2%)	0 (0%)
トレース検定	6 (9.5%)	53 (84.1%)	2 (3.2%)	2 (3.2%)	0 (0%)

(図表 48) p_{t7} についての共和分の検定結果(有為水準は 5%)

検定方法	フルランク	$r=2$	$r=1$	$r=0$
最大固有値検定	5 (8.2%)	52 (85.2%)	4 (6.6%)	0 (0%)
トレース検定	5 (8.2%)	54 (88.6%)	2 (3.2%)	0 (0%)

(図表 49) p_{t8} についての共和分の検定結果(有為水準は 5%)

検定方法	フルランク	$r=3$	$r=2$	$r=1$	$r=0$
最大固有値検定	2 (3.3%)	59 (96.7%)	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)
トレース検定	2 (3.3%)	59 (96.7%)	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)

(図表 50) p_{t9} についての共和分の検定結果(有為水準は 5%)

検定方法	フルランク	$r=2$	$r=1$	$r=0$
最大固有値検定	5 (8.2%)	56 (91.8%)	0 (0%)	0 (0%)
トレース検定	5 (8.2%)	56 (91.8%)	0 (0%)	0 (0%)

(図表 51) p_{t10} についての共和分の検定結果(有為水準は 5%)

検定方法	フルランク	$r=3$	$r=2$	$r=1$	$r=0$
最大固有値検定	2 (3.3%)	58 (95.1%)	1 (1.6%)	0 (0%)	0 (0%)
トレース検定	3 (4.9%)	58 (95.1%)	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)

(2) 通常の ETF とレバレッジ/インバース型 ETF の情報シェア比較

p_{t5} 、 p_{t7} 、 p_{t9} に関する情報シェアを、共和分が認められたデータのみで計算し比較した結果が図表 52 である。ここで、図表 52 の各数値は各アセットの情報シェアの値である。Median 値で比較すると、 p_{t5} ではレバレッジ/インバース型である ETF の SPXL と SPXS の情報シェアが 0.069 と 0.043 で、通常の ETF である SPY の情報シェア 0.894 に対して相対的に情報シェアが弱い。一方で、 p_{t7} のケースでは、レバ

レバレッジ/インバース型 ETF である ETF1568、ETF1356 の情報シェアが Median 値の am 値で 0.308 と 0.131 と通常の ETF である ETF1306 の情報シェア 0.401 であり、 p_{t9} のケースでは、レバレッジ/インバース型 ETF である ETF1579、ETF1360 の情報シェアが Median 値の am 値で 0.544 と 0.070 と通常の ETF である ETF1321 の情報シェア 0.275 であることから、レバレッジ/インバース型 ETF が相対的に強い情報シェアを持っている。特に、N225 に連動するレバレッジ型 ETF である ETF1579 は当該調査期間においては通常の ETF よりも強い情報シェアを保持している。

(図表 52) p_{t5} p_{t7} p_{t9} に関する情報シェア比較

P_{t5}	Min.	1st Qu.	Median	Mean	3rd Qu.	Max.	sd	var
SPY	0.776	0.880	0.900	0.894	0.916	0.956	0.038	0.001
SPXL	0.013	0.044	0.065	0.069	0.091	0.159	0.033	0.001
SPXS	0.007	0.025	0.037	0.043	0.059	0.126	0.025	0.001

P_{t7}	Min.	1st Qu.	Median	Mean	3rd Qu.	Max.	sd	var	
ETF1306	am	0.077	0.280	0.401	0.401	0.515	0.781	0.158	0.023
	pm	0.077	0.354	0.469	0.434	0.529	0.678	0.151	0.023
ETF1568	am	0.021	0.239	0.308	0.322	0.410	0.648	0.144	0.021
	pm	0.052	0.187	0.261	0.280	0.341	0.688	0.143	0.020
ETF1356	am	0.003	0.062	0.131	0.152	0.207	0.464	0.108	0.012
	pm	0.002	0.057	0.137	0.143	0.208	0.396	0.098	0.010

P_{t9}	Min.	1st Qu.	Median	Mean	3rd Qu.	Max.	sd	var	
ETF1321	am	0.062	0.211	0.275	0.292	0.383	0.524	0.114	0.012
	pm	0.041	0.221	0.297	0.300	0.362	0.562	0.122	0.015
ETF1579	am	0.058	0.460	0.554	0.526	0.609	0.729	0.141	0.020
	pm	0.211	0.453	0.542	0.531	0.609	0.775	0.112	0.013
ETF1360	am	0.006	0.033	0.070	0.093	0.121	0.349	0.087	0.008
	pm	0.007	0.027	0.054	0.072	0.096	0.321	0.062	0.004

(3) 指数先物とレバレッジ/インバース型 ETF の情報シェア比較

共和分検定の結果を受けて、 p_{t6} 、 p_{t8} 、 p_{t10} に関する情報シェアを、共和分が認められたデータのみで計算し比較した結果が図表 53 である。ここで、図表 53 の各数値は各アセットの情報シェアの値である。Median 値で比較すると、 p_{t6} のケースでは ES の情報シェアは 0.521 で SPXL の情報シェアは 0.092、SPXS の情報シェアは 0.051 と ES に比較して情報シェアは小さい。また、 p_{t8} のケースも同様に、Median 値の am で比較すると、TMF の情報シェアが 0.352 で ETF1568 の情報シェアは 0.025、ETF1356 の情報シェアは 0.015 で、 p_{t10} のケースも同様に、Median 値の am で比較すると、N225MF の情報シェアが 0.664 で ETF1579 の情報シェアは 0.138、ETF1360 の情報シェアは 0.022 で、指数先物である TMF と N225MF に比較してレバレッジ/インバース物の ETF の情報シェアは小さい。

(図表 53) p_{t6} p_{t8} p_{t10} に関する情報シェア比較

P_{t6}		Min.	1st Qu.	Median	Mean	3rd Qu.	Max.	sd	var
S&P500		0.069	0.238	0.340	0.333	0.407	0.759	0.134	0.018
ES		0.015	0.426	0.521	0.509	0.622	0.836	0.162	0.026
SPXL		0.013	0.048	0.092	0.099	0.131	0.246	0.056	0.003
SPXS		0.004	0.036	0.051	0.057	0.065	0.286	0.045	0.002

P_{t8}		Min.	1st Qu.	Median	Mean	3rd Qu.	Max.	sd	var
TOPIX	am	0.027	0.344	0.512	0.470	0.606	0.804	0.171	0.029
	pm	0.004	0.372	0.487	0.480	0.596	0.792	0.152	0.023
TMF	am	0.025	0.247	0.352	0.362	0.468	0.793	0.168	0.028
	pm	0.006	0.211	0.289	0.311	0.396	0.732	0.154	0.024
ETF1568	am	0.001	0.010	0.025	0.048	0.073	0.203	0.053	0.003
	pm	0.002	0.013	0.029	0.052	0.048	0.331	0.067	0.005
ETF1356	am	0.001	0.007	0.015	0.033	0.050	0.131	0.036	0.001
	pm	0.002	0.010	0.024	0.044	0.075	0.193	0.046	0.002

P_{t10}		Min.	1st Qu.	Median	Mean	3rd Qu.	Max.	sd	var
N225	am	0.004	0.028	0.080	0.114	0.171	0.500	0.111	0.012
	pm	0.002	0.047	0.121	0.127	0.200	0.363	0.092	0.008
N225MF	am	0.305	0.560	0.664	0.651	0.747	0.896	0.132	0.017
	pm	0.276	0.545	0.640	0.632	0.727	0.881	0.127	0.016
ETF1579	am	0.016	0.080	0.138	0.148	0.190	0.365	0.090	0.008
	pm	0.002	0.098	0.148	0.157	0.191	0.390	0.088	0.007
ETF1360	am	0.002	0.007	0.022	0.038	0.049	0.166	0.042	0.002
	pm	0.001	0.001	0.024	0.036	0.044	0.206	0.040	0.002

図表 54 は、調査期間を 2014 年 10 月 1 日～2015 年 3 月 31 日とした価格ベクトル p_{t14} における N225MF の情報シェアを、調査期間を 2015 年 4 月 1 日から 2015 年 6 月 30 日とした価格ベクトル p_{t11} と、調査期間を 2015 年 4 月 1 日から 2015 年 6 月 30 日とした価格ベクトル p_{t12} （価格ベクトル p_{t11} の ETF をレバレッジ物の ETF1579 と入れ替えた価格ベクトル）とした場合での N225MF の情報シェアの違いを比較したものである。（TOPIX に関しては指数先物の影響も N225 程大きくない事からこの検証の対象外とした）

(図表 54) p_{t4} 、 p_{t11} 、 p_{t12} に関する情報シェア比較

N225MFの情報シェア

		Min.	1st Qu.	Median	Mean	3rd Qu.	Max.
① p_{t4} (ETFが1321) 調査期間(2014/10/1～2015/03/31)	am	0.030	0.469	0.650	0.564	0.733	0.924
	pm	0.027	0.433	0.605	0.552	0.728	0.886
② p_{t11} (ETFが1321) 調査期間(2015/4/1～2015/6/30)	am	0.306	0.681	0.768	0.743	0.835	0.941
	pm	0.456	0.633	0.719	0.720	0.817	0.949
③ p_{t12} (ETFが1579) 調査期間(2015/4/1～2015/6/30)	am	0.299	0.600	0.719	0.693	0.802	0.917
	pm	0.287	0.570	0.664	0.667	0.760	0.914

※①、②、③のデータはコズルノ・スミルノフ検定で正規性は棄却。

「ウィルクソンの順位和検定」において、それぞれのデータ間に差が無い事が棄却されている。

ここで、図表 54 の各数値は各アセットの情報シェアの値である。Median 値の am

で①～③を比較すると、①の情報シェアが 0.650、②の情報シェアが 0.768、③の情報シェアが 0.719 である。調査期間を 2015 年 4 月 1 日から 2015 年 6 月 30 日とした場合が N225MF の情報シェアが高くなっているが、②と③の比較から、ETF が ETF1321 の場合と ETF1579 の場合では、ETF が ETF1321 の場合の方が情報シェアは高く、ETF がレバレッジ物になったからと言って、N225 に関する価格への ETF の情報シェアが増大しているとは言えない。

2. 日本銀行による ETF 購入との関係

本論文が利用するデータ期間における日米の環境面の違いでは、日本銀行による ETF 購入の影響は無視できない。日本銀行の公表資料³¹によれば、日本銀行は VWAP 方式で購入した原資産から設定した ETF を市場外で購入しており、立会内での ETF のデータに直接的な影響が現れることは考え難い。しかし、2013 年 4 月のいわゆる「異次元緩和」、2014 年 10 月末の「追加の異次元緩和」公表以来、日本銀行の ETF 購入による株式市場への流動性供給期待の様なものが漠然とメディアで語られ、その真偽はともかく、実際に株価が上昇した事を鑑み、中央銀行が ETF を購入すると公表した事が日米の環境面に大きな違いを与えた可能性は無視できないので、可能な範囲で、日本銀行の ETF 購入が日本の ETF の情報シェアに与えた影響の有無を検証した。

具体的には、日本銀行が公表している買付日付とその前後の市場営業日をダミーフラグとして、日本銀行の実際の買付け日前後において、TOPIX、又は N225 に関する各アセットの情報シェアへの影響の有無についてダミーフラグとの相関によって検証する。

また従属変数を日銀の買付ダミーに、独立変数を情報シェアとしたロジット分析を併せて行う。対象期間は、本論文のデータ期間と同様とする。(TOPIX については、2014 年 9 月 24 日から 2015 年 3 月 31 日、N225 については、2014 年 10 月 1 日から 2015 年 3 月 31 日まで)

(1) 情報シェアと日銀ダミーとの相関に関する分析結果

本論文のデータ期間内に日本銀行が ETF を購入したのは合計 34 日で、計 1 兆 631 億円の買付け実績であった³²。この買付日をダミー変数として、各価格ベクトル第 2 のアセットの情報シェアとの相関係数を計算すると共に、ロジスティック回帰分析を行って得られた係数の値とその P 値を取りまとめたのが、図表 55 である。

³¹ 「量的・質的金融緩和の導入に伴う関連基本要領の制定および 廃止等について」(日本銀行 2013 年 4 月 4 日公表資料別紙 3 参照)

³² ETF1306、ETF1321 の当該期間の売買代金は 1 兆 4 千 600 億円、2 兆 9 千 800 億円であった。

(図表 55) 日銀の ETF 購入日ダミーと情報シェアの相関、回帰分析

相関係数		日銀ダミー			ロジスティック回帰分析			
		日銀ダミー			独立変数	従属変数		
		前日	当日	翌日		日銀ダミー 前日	日銀ダミー 当日	日銀ダミー 翌日
情報 シェア	ETF1306 (AM)	-0.12 (0.18)	-0.02 (0.84)	-0.11 (0.23)	情報シェア ETF1306 (AM)	-10.63 (0.18)	-0.96 (0.84)	-8.74 (0.23)
	TF (AM)	0.15 (0.09)	0.17 (0.06)	0.02 (0.88)	情報シェア TF (AM)	2.95 (0.09)	3.33 (0.06)	0.27 (0.88)
	TMF (AM)	-0.03 (0.73)	0.11 (0.19)	-0.00 (0.99)	情報シェア TMF (AM)	-0.43 (0.72)	1.58 (0.19)	-0.02 (0.99)
	TOPIX (AM)	-0.03 (0.73)	-0.18 (0.04)	0.02 (0.82)	情報シェア TOPIX (AM)	-0.33 (0.73)	-1.93 (0.05)	0.21 (0.81)
	ETF1306 (PM)	-0.13 (0.76)	-0.11 (0.23)	0.11 (0.25)	情報シェア ETF1306 (PM)	-12.63 (0.16)	-10.54 (0.23)	8.64 (0.25)
	TF (PM)	-0.09 (0.34)	0.02 (0.81)	0.06 (0.53)	情報シェア TF (PM)	-2.15 (0.33)	0.51 (0.81)	1.31 (0.53)
	TMF (PM)	-0.04 (0.62)	0.15 (0.10)	0.09 (0.31)	情報シェア TMF (PM)	-0.65 (0.62)	2.15 (0.10)	1.33 (0.31)
	TOPIX (PM)	0.07 (0.42)	-0.13 (0.16)	-0.10 (0.27)	情報シェア TOPIX (PM)	0.84 (0.42)	-1.48 (0.16)	-1.16 (0.26)
	ETF1321 (AM)	-0.09 (0.34)	0.15 (0.11)	0.09 (0.32)	情報シェア ETF1321 (AM)	-3.41 (0.34)	4.91 (0.12)	3.11 (0.27)
	N225MF (AM)	0.21 (0.02)	0.10 (0.26)	0.14 (0.13)	情報シェア N225MF (AM)	2.33 (0.03)	1.03 (0.26)	1.42 (0.14)
	N225 (AM)	-0.20 (0.03)	-0.20 (0.03)	-0.13 (0.14)	情報シェア N225 (AM)	-2.01 (0.04)	-2.06 (0.04)	-1.22 (0.15)
	N225F (AM)	0.15 (0.10)	0.28 (0.00)	-0.01 (0.90)	情報シェア N225F (AM)	4.26 (0.10)	8.04 (0.00)	-0.34 (0.90)
	ETF1321 (PM)	0.02 (0.81)	0.04 (0.69)	-0.00 (0.94)	情報シェア ETF1321 (PM)	0.78 (0.81)	1.33 (0.69)	-0.27 (0.93)
	N225MF (PM)	0.15 (0.10)	0.13 (0.16)	-0.03 (0.79)	情報シェア N225MF (PM)	1.69 (0.10)	1.41 (0.17)	-0.24 (0.79)
	N225 (PM)	-0.15 (0.09)	-0.12 (0.20)	0.04 (0.70)	情報シェア N225 (PM)	-1.60 (0.09)	-1.15 (0.20)	0.31 (0.70)
	N225F (PM)	0.07 (0.41)	-0.01 (0.92)	-0.05 (0.62)	情報シェア N225F (PM)	2.00 (0.41)	-0.25 (0.92)	-1.32 (0.62)

※()内 P 値

図表 55 において、10%有為水準で相関係数が有意になったケースが幾つか存在する。TF (AM) の情報シェアと日銀ダミー(前日)の相関係数は 0.15 で P 値が 0.09、TF (AM) の情報シェアと日銀ダミー(当日)の相関係数が 0.17 で P 値が 0.06、TOPIX (AM) の情報シェアと日銀ダミー(当日)の相関係数は -0.18 で P 値が 0.04、TMF (PM) の情報シェアと日銀ダミー(当日)の相関係数は 0.15 で P 値が 0.10、N225MF (AM) の情報シェアと日銀ダミー(前日)の相関係数は 0.21 で P 値が 0.02、N225 (AM) の情報シェアと日銀ダミー(前日)の相関係数が -0.20 で P 値が 0.03、N225 (AM) の情報シェアと日銀ダミー(当日)の相関係数が -0.20 で P 値が 0.03、N225F (AM) の情報シェアと日銀ダミー(前日)の相関係数が 0.15 で P 値が 0.10、N225F (AM) の情報シェアと日銀ダミー(当日)の相関係数が 0.28 で P 値が 0.00、N225MF (PM) の情報シェアと日銀ダミー(前日)の相関係数が 0.15 で P 値が 0.10、N225 (PM) の情報シェア

と日銀ダミー（前日）の相関係数が -0.15 でP値が 0.09 となったケースである。係数が有意になった TOPIX（AM）と N225（AM）に関するこれらの相関係数の値は全てマイナスになっており、日本銀行の ETF 購入の為の ETF 設定によって、指数価格自身による情報シェアが小さくなる傾向が見受けられた。また、係数が有意になった指数先物に関する相関係数は全てプラスである。

この事から、日本銀行の買付けは、大きくはないが一定程度、TOPIX や N225 のインデックスの情報シェアを低下させる働きを行い、それに伴って、指数先物の情報シェアが上昇していると考えられ、日本銀行の ETF 購入は情報シェアに影響を与えていないとは言えないと考えられる。

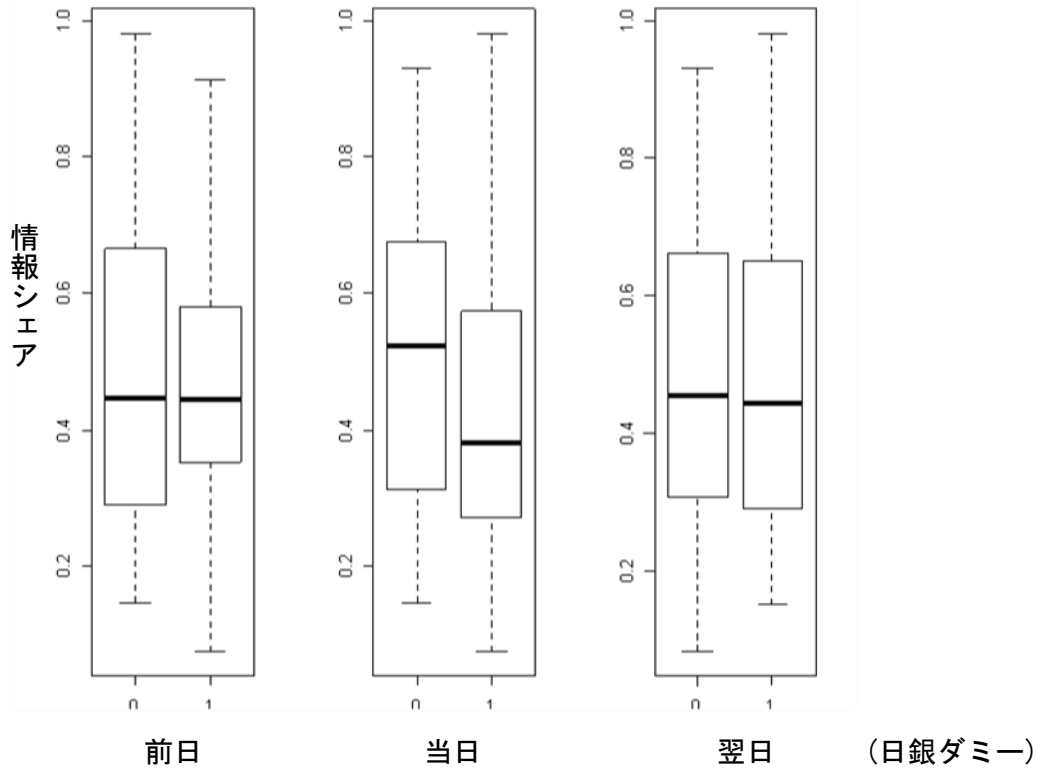
（2）日銀ダミーを用いたロジスティック回帰分析の結果

図表 55 において、ロジスティック回帰の結果、独立変数である情報シェアに対する従属変数である日銀ダミーの係数が 10%水準で有意となったのケースが幾つかある。TF（AM）の情報シェアと日銀ダミー（前日）の係数は 2.95 でP値が 0.09 、TF（AM）の情報シェアと日銀ダミー（当日）の相関係数が 3.33 でP値が 0.06 、TOPIX（AM）の情報シェアと日銀ダミー（当日）の相関係数は -1.93 でP値が 0.05 、TMF（PM）の情報シェアと日銀ダミー（当日）の相関係数は 2.15 でP値が 0.10 、N225MF（AM）の情報シェアと日銀ダミー（前日）の相関係数は 2.33 でP値が 0.03 、N225（AM）の情報シェアと日銀ダミー（前日）の相関係数が -2.01 でP値が 0.04 、N225（AM）の情報シェアと日銀ダミー（当日）の相関係数が -2.06 でP値が 0.04 、N225F（AM）の情報シェアと日銀ダミー（前日）の相関係数が 4.26 でP値が 0.10 、N225F（AM）の情報シェアと日銀ダミー（当日）の相関係数が 8.04 でP値が 0.00 、N225MF（PM）の情報シェアと日銀ダミー（前日）の相関係数が 1.69 でP値が 0.10 、N225（PM）の情報シェアと日銀ダミー（前日）の相関係数が -1.60 でP値が 0.09 となったケースである。係数が有意になった TOPIX（AM）と N225（AM）に関するこれらの回帰係数の値は全てマイナスになっており、日本銀行の ETF 購入の為の ETF 設定によって、指数価格自身による情報シェアが小さくなる傾向が見受けられた。また、係数が有意になった指数先物の情報シェアに関する回帰係数は全てプラスである。

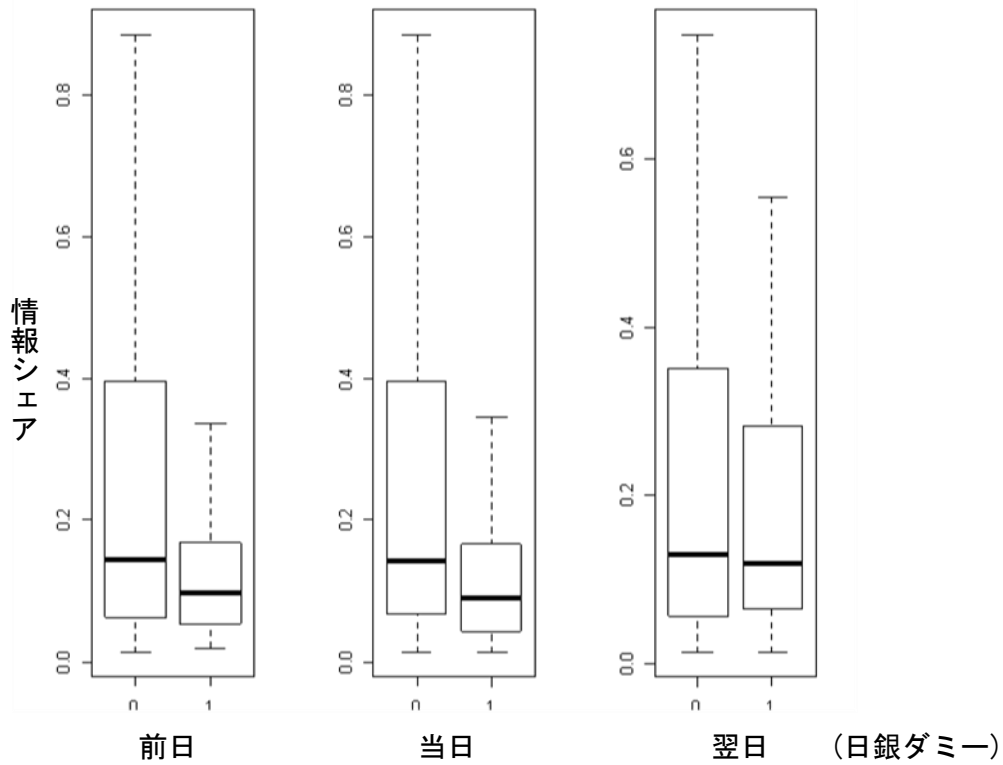
この事から、日本銀行の買付けは、大きくはないが一定程度、TOPIX や N225 のインデックスの情報シェアを低下させる働きを行い、それに伴って、指数先物の情報シェアが上昇していると考えられ、日本銀行の ETF 購入は情報シェアに影響を与えていないとは言えないと考えられる。

図表 56、57 は、各情報シェアと各ダミーの関係のうち、特に有為な相関が認められたケースの、TOPIX と N225 の午前中のデータによる情報シェアと各ダミー変数との関係を箱ひげ図にプロットしたものである。買付の無かった日（ダミー -0 ）より買付の会った日（ダミー -1 ）が情報シェアの低下があった事が確認できる。

(図表 56) 日銀買付けダミーフラグと TOPIX の情報シェア (前場) の箱ひげ図



(図表 57) 日銀買付けダミーフラグと N225 の情報シェア (前場) の箱ひげ図



謝辞

最初に、本論文の作成だけにとどまらず大学院生活全般の為に全面的協力をしてくれた家族に改めて感謝を捧げます。また、仕事への多大な影響を顧みず、温かく見守ってくれた東京証券取引所 IT サービス部の関係者の皆様、株式会社東証情報サービスの関係者の皆様、サービスデスクの同僚達に心から御礼を申し上げます。論文の書き方をはじめ、ファイナンスの何たるかを優しく教え導いてくださった大橋教授、全ての ICS の先生方にも重ねて御礼を申し上げます。データ処理のための DB 構築については、株式会社ジーニアスの田中社長と野村さんに手厚いサポートをいただきました。本当にありがとうございました。最後に、ICS の先輩であり、職場の仲間であった山藤さん、塙さん、とりわけ西端さん、にお礼を申し上げます。西端さんがいなければこの大学院生活そのものが存在しなかった事でしょう。本当にありがとうございました。

