

GCOE Discussion Paper Series

Global COE Program

Human Behavior and Socioeconomic Dynamics

Discussion Paper No.65

ETF 導入は日経225 現先間の裁定取引を活発にさせたか？

高阪 勇毅

July 2009

GCOE Secretariat
Graduate School of Economics
OSAKA UNIVERSITY

1-7 Machikaneyama, Toyonaka, Osaka, 560-0043, Japan

ETF 導入は日経 225 現先間の裁定取引を活発にさせたか？*

高阪 勇毅[†]

概要

本論文は日本での ETF(Exchange-Traded Funds)導入による市場の効率性への影響を日経 225 現先間の裁定関係の変化から実証している。本論文の特徴は、ティックデータを利用し、裁定機会の大きさを表す尺度として、無裁定条件からの①逸脱頻度と②逸脱の大きさ、裁定活動の活発さを計測する尺度として、③裁定取引回数、事後的な情報効率性を表す④逸脱時間、という 4 つの尺度から裁定関係の変化を捉えていることである。その結果、ETF 導入によって、逸脱の頻度と大きさ、そして、裁定取引回数の有意な増加が見つかった。一方、逸脱時間に明確な変化はなかった。この結果は、ETF 導入後、裁定機会が大きくなったものの、裁定活動も活発になったため、逸脱時間に変化はなかったと解釈できる。

JEL 分類番号: G13,G14

キーワード: ETF (Exchange-Traded Funds)、裁定関係、裁定取引

* 本稿の旧稿は 2007 年度日本経済学会秋大会、MEW (Monetary Economics Workshop) にて報告している。日本経済学会では討論者の青山学院大学 芹田敏夫先生から数々の建設的なコメントを頂戴した。MEW では参加者の皆様からコメントを頂戴し、本稿の改訂に活かされた。ここに記して感謝する。なお、本稿は筆者が大阪大学大学院博士前期課程在籍時の修士論文がもとになっている。その際、大阪大学 筒井義郎先生、大屋幸輔先生、内田善彦先生(現日本銀行金融機構局金融高度化センター)から有益なコメントを頂戴した。特に、筒井義郎先生には指導教員として草稿段階から数多くのご指導ご鞭撻を頂いた。ここに記して、感謝する。なお、本稿における誤りは、すべて筆者に帰するものである。

[†] 大阪大学大学院 経済学研究科 経済学専攻, 〒560-0043 豊中市待兼山町 1-7

E-mail: fge010ky@mail2.econ.osaka-u.ac.jp

1. はじめに

市場効率性は、現代ファイナンス理論の中核であり、様々な方法で検定されてきた(Fama [1971], [1990], Lo and MacKinlay [1999])。株価指数の現物と先物の間の裁定関係についても莫大な研究が蓄積されてきた(Brenner et al.[1989a, b], [1990], Chung[1991], MacKinlay and Ramaswamy[1988], Tse[1995])¹。以前は、日次データを用いた研究が主流であったが、最近ティックデータなどの高頻度データを用いた研究が盛んに行われている(Chung[1991], Miller et al.[1994], Lee-Nayer[1993])。もっとも、裁定機会の発見は膨大な利益を生むため、それを発見した研究者がいたとしても、それを論文にして公表したとは考えにくい。したがって、裁定機会の有無に関する研究は、それが存在しないという結論にバイアスを持っていると思われる。

1990年、証券取引所で取引される投資信託であり、資産価格が特定の株価指数に連動する商品である世界初のETF(株価指数連動型上場投資信託; Exchange-Traded-Fund)がカナダのトロント証券取引所で導入された。その後、アメリカで導入されたETFが急速に取引を拡大し、世界の主要な取引所から市場の活性化に貢献する商品として注目されるようになった。日本では2001年7月13日から導入されており、現物指数・株価指数派生商品間での活発な裁定取引と市場効率性の改善が期待されている。

実際、ETFは裁定取引を活発にし、市場を効率的にしたのだろうか。本論文では、ETF導入によって、現先間の裁定関係が強くなったかどうかを分析し、市場の効率性の改善を検証する²。とくに既存の研究では捉えきれない裁定活動の変化に着目し、ETFが裁定関係と市場の効率性に与えた影響を明らかにする。

ETF導入による裁定関係を実証した先行研究において、ETF導入が裁定関係を強化させる明確なメカニズムは提示されていない。ただし、Ackert and Tian[2001]は裁定を阻害する2つの原因がETFによって緩和される可能性を言及している。第1の原因は、裁定投資家の資金不足である。Shleifer and Vishny[1997]は裁定取引を行う機関投資家と出資者である顧客との間に将来の収益に関する情報の非対称性が存在する場合に、機関投資家が資金制約に直面し、裁定が十分に機能しないことを示している。第2の原因は、裁定取引時の現物株の取引を即時に意図した価格で出来ないという流動性制約である

¹ 裁定関係とは価格に理論的な繋がりのある商品の価格関係のこと。

² 裁定関係が強いとは、価格関係が緊密であり、裁定の余地が小さく、無裁定状態への価格調整が強いことを意味する。

(Kamara and Miller[1995])。

ETF 導入はこの二つの制約を緩和させると考えられる。第 1 に、ETF によって、少額で現物バスケット株の取得が可能になるため、これまでよりも少ない資金で裁定取引が可能である(4.2 節参照)。したがって、裁定を妨げる第 1 の要因は緩和されると考えられる。しかし、第 2 の要因である流動性の制約が緩和されるかどうかについては、賛否両論がある。これまでの研究では、新たな需要を喚起する ETF が市場の高い流動性に繋がり、裁定関係の強化につながると考えることが多かった。しかし、ETF が活発に取引されることが、現物市場と先物市場の高い流動性に繋がるとは限らない。Subrahmanyam(1991)の理論モデルでは、逆選択コストの少ない商品の導入によって、情報劣位の投資家が ETF 市場に移り、現物市場で逆選択コストの上昇と流動性の低下が起き、価格の変動が大きくなることが予想されている。これは、現先間の無裁定条件から逸脱した価格での取引が頻繁に観測されることを意味するだろう。もしこれが正しければ、ETF 導入は、裁定関係に相反する 2 つの影響を持つため、必ずしも裁定関係を強くするとは限らない。

欧米を中心に、ETF 導入による市場の効率性への影響を日中の取引データから検証した研究は数多い。Ackert and Tian[1998]は、カナダのトロント証券取引所における ETF 導入による現物・オプション市場間の裁定関係の変化を実証し、市場の効率性の改善を発見している。また、米国市場での研究である Ackert and Tian[2001]では、S&P500 の ETF である SPDRs 導入の効果を、現物・オプション間の裁定関係から分析している。ただし、この研究では裁定関係の改善が観測されなかった。Chu and Hsieh[2002]では、SPDRs 導入の効果を現先間の裁定関係の変化から実証している。Hegde and McDermott[2004]では、ETF 導入による流動性リスクの低下が示されている。Deville[2005]はフランス・パリ証券取引所において、現物・オプション間の裁定関係の強化を実証している。それ以外にも、ETF 導入による裁定関係の変化を実証している研究は多く、そのほとんどにおいて、ETF 導入による裁定関係の強化が発見されている(Deville[2005], Deville and Riva[2007], Kurov and Lasser[2002], Park and Switzer[1995])。

本論文の第 1 の特徴は、取引時間中の約定・気配の値段と数量を記録したデータであるティックデータを利用している点である。これにより、日次データによる分析では明らかに出来なかった日中の市場間の連動性を実証することができる。ティックデータを利用した分析は海外の研究では盛んだが、日本においては乏しい。本論文は、Lim[1992], Chung et al. [2003]と並んで、日経 225 現先間の裁定関係をティックデータから分析した数少な

い研究のひとつである。

本論文の第2の特徴は、裁定関係の尺度として、どのような尺度が適切であるかを検討し、新たな尺度を導入していることである。先行研究では派生証券の理論価格からの乖離の大きさを裁定取引による利潤を表すものと解釈し、これを使うものがほとんどであった。その時、この裁定「利潤」があげられた事実は、そもそも裁定機会が存在したことを意味し、無裁定状態からの逸脱を意味するので、情報非効率であり、裁定が十分に行われていないことを表すと解釈するものがほとんどであった。しかし、理論価格から乖離した価格で取引されたことは裁定機会の存在を意味するが、同時に価格を無裁定状態に戻す裁定取引が行われたことも意味する³。したがって、既存の多くの研究は、裁定取引が市場の価格調整にいかん機能していたかを見る上では不十分な分析だったと言える。これに対し、気配値のデータを利用すれば、裁定機会の存在と裁定取引が行われたかどうかをより適切に識別できる。本論文では、ティックデータの気配値から裁定取引の必要条件を満たす「裁定取引と考えられる取引」を識別し、その回数を計測する。この尺度は、裁定活動そのものを直接計測したものであり、これまでの研究で曖昧だった裁定取引の存在を明示的に扱った尺度である。また、取引価格が無裁定状態から逸脱してから戻るまでの時間（逸脱時間）も計測することで、裁定機会が発生してから価格がどれだけ迅速に調整されたのかを判断することができる。この逸脱時間は、裁定機会の大きさと裁定活動の活発さの両方が作用した結果であるため、市場の情報効率性を測る尺度と考えられる⁴。

本稿の構成は以下の通りである。まず、第2節では日経平均株価指数と日経225先物とETFを紹介し、4つの尺度を使った実証方法について述べる。第3節では実証結果を提示し、第4節では結果を考察する。そして、第5節で本稿をまとめる。

2. 日経平均株価指数と日経平均先物の裁定関係の分析枠組み

2.1 日経平均株価指数と日経225先物

日経平均株価指数とは、東京証券取引所第一部に上場する主要225銘柄の株価から算出される修正平均型株価指数であり、日本を代表する株価指標のひとつである。日経平均株

³ 厳密には、この取引が裁定取引だったことを保証するわけではない。この点については、本論文では、新しい尺度を開発することによって対処する。

⁴ これまでの文献では、Deville(2005)が逸脱から理論価格に戻るまでの時間を裁定関係の尺度として採用している。

価は指数構成銘柄の額面 50 円当りに換算した株価合計を除数で割ることで算出される⁵。毎日の取引時間において毎分更新され、公表されている。1 日の始値は 9 時 1 分に公表され、終値は 15 時の取引終了後、各銘柄の終値をもとに算出されている。日中、11 時～12 時 30 分までは昼休みとなっており、午後の取引再開後、12 時 31 分に後場における最初の指数が公表される。日経平均株価指数は市場の重要なベンチマークであるが、もちろん、それ自体が商品として取引されているものではない。しかしながら、いくつかの派生証券が存在し、それらは活発に取引されている。

その派生証券のひとつが日経 225 先物である。日経 225 先物とは日経平均株価指数を対象とした株価指数先物商品である。一般に、先物商品とは将来の取引日（決済日）において、事前の契約で決められた価格で商品の取引を行う。ただし、株価指数先物契約の場合、現物商品が存在しないため、特別清算(SQ, special quotation)日における最終決済価格（SQ 日の指数構成銘柄の全寄付価格から算出）を基準に差金決済が行われている⁶。

2.2 ETF の商品特性

現代ポートフォリオ理論が情報劣位な投資家に勧める投資手法はリスク分散であり、具体的には、株価指数に連動した投資信託を購入することである。旧来の株価指数連動型投資信託は株価指数に連動するため、この目的を達成することができた。しかし、これを用いても、株価指数との連動性を生かした機動的な裁定取引を行うことは不可能であった。これに対して、ETF は以下に述べるように、現先間の裁定取引に利用することが可能である。

ETF は旧来の投資信託とは 3 つの点で異なっている。第 1 に、ETF は、上場株式と同様に、証券取引所の取引時間中に指値・成行注文による取引ができる。一般的な追加型投資信託の場合、日々の終値から基準価額が算出され、取引価格が決定されるが、ETF の場合、取引時間中に価格が様々に変動する商品である。また、既存の投資信託と違い、信用取引も可能である。

⁵ 日経平均株価指数は戦後の東京証券取引所が再開された 1949 年 5 月 16 日の単純平均株価「176 円 21 銭」を基準とし、当初の株価合計値を割る数(除数)は銘柄数と同じ 225 であった。しかし、その後の構成銘柄の入れ替えや株式分割・併合による指数のジャンプを避け、連続性を維持するために、銘柄入れ替えなどの時点で、除数を変更することになっている。ETF 導入時の除数は 21.439 であった。

⁶ 特別清算日に取引がなかった銘柄は当日の最後の気配値が採用され、気配値もなかった銘柄は直近の約定価格が最終決済価格の算出に採用される。

第 2 に、ETF は、指数構成銘柄の現物バスケットとの交換が可能である。反対に、指数構成銘柄の現物バスケットを保有する投資家は ETF との交換（追加設定）を申請することもできる。この交換は大口の投資家に限られた行為であるが、投資家と ETF 販売会社・委託会社間で頻繁に行われている⁷。この 2 つの特徴によって、ETF と株価指数を構成する現物バスケットは裁定取引が可能であり、ほぼ同一のものと考えることができる⁸。

第三に、ETF は運用コストが低い。これは売買手数料や信託手数料といった明示的なコストだけでなく、ビッドアスクスプレッド、マーケットインパクトによる暗黙的な取引コストも低いことが知られている (Zigler and Pope, 2001)。明示的な取引コストの低さは既存の指数連動型投資信託を購入していた投資家にとって魅力的であり、暗黙的な取引コストの低さは自らポートフォリオを運用している投資家にとって魅力的である。3 つの特性以外にも、わかりやすい商品性やリスク分散効果のあるポートフォリオを少額で購入できるといった特徴がある。

2.3 裁定式と無裁定条件

本論文では日経平均株価を分析対象としているが、一般にある銘柄の株式の現物と先物の価格がある関係を満たしていない時、一方を売り、他方を買うという取引によって利益を得ることが可能である。具体的には、先物価格 F_t が、(1)式で定義される「理論先物価格」 F_t^* と乖離する時に、そのような可能性が生じる。

$$F_t^* = S_t \left(1 + r \cdot \frac{T-t}{365} \right) + D(t, T) \quad \dots (1)$$

ここで、 T は先物商品の満期日、 S_t は t 時点における株価指数、 r_t は t 時点における安全資産利回り、 $D(t, T)$ は t 時点における満期日 T までに予想される配当の割引現在価値、 F_t^* は t 時点における理論先物価格を示している。

しかし、実際の市場では取引ごとにコストが発生するため、式 (1) が成立していないときに裁定取引をしても、必ずしも利潤が得られるわけではない。取引コストを考慮すると、(2) 式の不等式が成立している場合には、裁定取引によって確実な利益を得ること

⁷ 交換および設定の規模は、毎日の開示情報に含まれる受益権残存口数から確認することができる。

⁸ 厳密には、ETF の価格と株価指数が乖離したときには、次の裁定取引が可能である。たとえば、ETF が株価指数よりも割高な場合、ETF を空売りすると同時に、現物バスケットを購入し、ETF の販売会社に追加設定を申請することで裁定利潤を得ることができる

はできない。この不等式を無裁定条件と呼ぶ。

$$\frac{\left| F_t - S_t \left(1 + r \cdot \frac{T-t}{365} \right) + D(t, T) \right|}{S_t} \times 100 < \text{取引コスト (\%)} \quad \dots (2)$$

この条件式が成立しないとき、市場では裁定機会が発生している。取引コストは投資家ごとに異なるため、無裁定条件も投資家ごとに異なっているが、裁定取引は無リスクであるので、どのような裁定取引が行われるかを考える上では、最も取引コストの低い投資家を想定すれば十分である。したがって、本論文では、市場参加者の中で最も取引コストが低いと考えられる大阪証券取引所および東京証券取引所の正取引会員、または同等のコストで取引が可能な投資家を想定する。

本論文では、裁定機会を 2 つに区分する。ひとつは先物価格が割高な状況での裁定機会であり、このとき行われる取引は買い裁定と呼ばれている。もうひとつは先物価格が割安な状況での裁定機会であり、このときの取引は売り裁定と呼ばれている。売り裁定を行うには現物の空売りが必要となる場合があるが、空売りには制度的制約が存在する。このように、売り裁定と買い裁定とは違った取引環境にあるとも考えられるため、両者は異なる結果をもたらすかもしれない。したがって、本論文では、裁定関係の変化を検証するにあたって 2 つの裁定機会に区分した分析結果も示す。

2.4 分析に用いるデータ

分析には、日経平均株価指数、日経 225 先物(2001 年 9 月限物)の取引時間中のデータとして、NEEDS ティックデータファイルを利用している。日経平均株価指数は毎分更新データであり、日経 225 先物の取引データは取引時間中の最良気配と約定に関する全更新データである。しかし、日経 225 先物データの時刻表記は分単位であり、同一時刻(同一分)内に複数の最良気配と約定情報が更新順に並んでいるが、その時刻(秒)は記載されていない。そのため、同一時刻内(たとえば、9:01:00~9:02:00)に更新された注文状況は等時間間隔で発生したものとし、仮想的に秒単位のスタンプを付けた注文データを作成した⁹。

⁹ たとえば、9:01:00~9:02:00 の間に最良気配の更新が 2 回あった場合には、9:01:20 と 9:02:40 のスタンプを付けている。実際の注文時刻との誤差は有りうるものの、同一時刻内の更新回数は毎分数十回~100 回程度あり、秒間隔は極めて短い。

標本期間は ETF が導入された 2001 年 7 月 13 日の前後 23 営業日(6 月 11 日~7 月 12 日と 7 月 13 日~8 月 15 日)とした¹⁰。これは、標本期間の前後において、小泉内閣の発足(4 月 26 日)および米同時多発テロ(9 月 11 日)といった市場に大きな影響を与えると思われるイベントが発生しており、標本期間を長期化させることによって ETF 導入の効果が攪乱されることを避けるためである。また、ETF 導入前後で限月を同じとする日経 225 先物を扱うため、6 月 11 日以降の期間に限定した。ETF は導入当初から極めて高い流動性があり、裁定関係への導入効果がもしあれば、それは前後 23 営業日に現れるものと考えられる¹¹。また、寄付き直後の指数は、特別気配と流動性の問題から現物バスケット価格と大きく異なることがあるため、前場と後場の寄付きから各 15 分間を除外し、9:15~11:00、12:45~15:00 を分析対象時間としている。

理論価格導出に必要な利子率と予想配当の日次データは NEEDS-Financial QUEST からとった。利子率には翌日物コールレート、予想配当には日経平均株価採用全銘柄の予想配当データから各社の配当の割引現在価値を算出し、利用している。

2.5 裁定関係を測る 4 つの尺度

本論文では、ETF 導入による現先間の裁定関係の変化を、以下で紹介する 4 つの尺度を利用して、実証する。それぞれの尺度の意味については、本項の最後で議論する。

逸脱の頻度

無裁定条件式(2)を満たさない先物市場での約定回数を逸脱頻度として計測する。たとえば、取引コストを 0.1%とした場合には、理論先物価格から 0.1%以上逸脱して約定した取引回数を表す。また、取引コストを 0%と想定した場合、逸脱の頻度は先物市場での全取引回数を表す。導入前後における取引回数の違いを調整して比較するため、導入前(導入後)の逸脱回数を導入前(導入後)の総取引回数で割り、各期間における総取引回数に占める逸脱の頻度の割合を計測する。

図 1 は理論価格が一定とした場合の先物約定価格の推移の例を表している。丸印は約定された取引価格を表している。図 1 における逸脱は F_2 、 F_3 、 F_4 の 3 回である。

¹⁰ ただし、6 月 20 日はデータが不完全であったため、標本から除いている。

¹¹ ETF は導入当初 1 ヶ月間、どの指数構成銘柄よりも日々の売買高(売買単位ベース)が高かった。それ以後も、ほとんどの営業日で、どの指数構成銘柄よりも売買高が高く、流動性は高かったと判断できる。

逸脱の大きさ

先物価格の無裁定条件からの乖離幅（円）をその時点の日経平均株価（円）で割って百分率で計測したものを逸脱の大きさと呼ぶ。この尺度は裁定取引によって得た利潤の大きさを表し、裁定関係の強弱と市場の非効率性を表す尺度として、日次データ、高頻度データを問わず、関係文献のほとんどに於いて利用されている（Brenner et al.[1989a, b], [1990], Chung[1991], MacKinlay and Ramaswamy[1988], Tse[1995],).

図1の例示では、逸脱の大きさは、 F_2 の X_B 円、 F_3 の X_C 円、 F_3 の X_B 円であり、それぞれを各時点の指数 S_t ($t=2,3,4$ 、ここではすべて同じ値)で割って百分率で表した $X_B/S_2 \times 100\%$ 、 $X_C/S_3 \times 100\%$ 、 $X_B/S_4 \times 100\%$ が逸脱の大きさとなる。

裁定取引と考えられる取引回数

裁定取引とは割高な商品を売ると同時に、割安な商品を買ひ、リスクなく確実な利益を得る取引のことである。裁定取引が行われると、価格が無裁定条件を満たすように調整されるため、裁定機会が消滅する。そのため、無裁定条件から乖離したすべての取引が、必ずしも乖離を利用して利益を得ようとした裁定取引とは考えられない。約定に至った注文が割高(割安)な先物に対する買い注文(売り注文)の場合、その取引自体は、裁定利潤を得ようとした取引とは考えられない¹²。第3の尺度である「裁定取引と考えられる取引回数」は、裁定利潤の獲得を意識していない取引を識別し、除外した指標である。

この識別は、気配値のデータを利用することで可能になる。気配とは市場参加者が売買を希望する価格と取引量のことで、買い注文者の気配を買い気配、売り注文者の気配を売り気配という。図1の上側の破線が売り気配の推移であり、下側の二点鎖線が買い気配である。時点3における約定 F_3 は無裁定条件よりも高い価格 C で売り注文（売り気配）に対して、買い注文が入り、取引が成立したことを表している¹³。この約定は、前述の尺度である逸脱の頻度や逸脱の大きさという尺度には含まれるが、この約定に至った買い注

¹² もちろん、取引には買い手と売り手が存在し、無裁定条件から乖離した価格での取引であれば、割高(割安)な先物の売り手（買い手）が先物市場での取引成立とほぼ同時に、現物市場で売買することによって裁定利潤を得ることができる。しかし、先物が取引された時点では一切の価格調整力を持たず、本論文で対象とする裁定取引には相応しくないため、除外する。

¹³ 実際には、いろいろな水準の売り気配が出されているが、ここでは簡単のため最も低い価格の売り気配（最良売り気配）のみを示す。また、約定や新たな注文とその取り消しによって、気配値は次々と変化するのが普通だが、ここでは簡単のため、売り気配が変化しなかったように図を描いている。

文は裁定利潤の獲得を意識したものではなく、裁定取引ではない。これに対し、図1の F_2 、 F_4 、 F_5 は割高な買い気配に対して売り注文が出されたことによって約定したものであり、裁定取引と考えることができる¹⁴。

一方、先物が割安な状況では、先物の買い注文による約定が裁定取引として考えられる。これは、上記とは逆に、約定値段が直前の売り気配である取引を識別すれば計測できる。もちろん、これにより、裁定取引を完全に識別することはできないが、少なくとも裁定取引の必要条件を満たす取引を明示的に識別することができる¹⁵。ただし、以下では冗長的な表現を避けるため、「裁定取引と考えられる取引」を「裁定取引」と表記する。

以上のように識別した「裁定取引回数」を後述の逸脱時間で割り、「裁定取引回数(回/分)」を算出する。1分当たりの回数に調整しているのは、単純に回数を計測した結果の大小から裁定取引の活発さを一意にすることができないためである¹⁶。

逸脱時間

逸脱時間とは先物価格が無裁定条件から逸脱してから復帰するまでの時間(分)であり、裁定機会が継続した時間を意味する。図1において、裁定機会が発生した時点2から消滅した時点5までの時間が逸脱時間である。無裁定条件からの逸脱が大きいくほど、価格調整に時間がかかり、逸脱時間は長くなると考えられる。また、裁定活動が活発なほど(裁定取引のペースが速いほど)、価格調整が速やかに行われ、逸脱時間は短くなると考えられる。したがって、逸脱時間の短さは2つの資産価格の密接さ(無裁定状態への価格調整力)、つまりは、裁定関係の強さを表すと解釈できる。Deville(2005)は、この尺度を使い、フランスでのETF導入後、逸脱時間が減少したと報告している。

¹⁴ F_5 は直前の割高な最良買い気配の数量以上に成行売り注文があった場合の約定を示している。このとき、最良買い気配だけでなく、複数の値段で約定するが、ティックデータには最も低い約定値段だけしか記録されない。そのため、記録された約定値段は無裁定条件の内側であるが、実際の取引は直前の最良買い気配の約定分も含むため、裁定取引と考えられる。

¹⁵ 裁定取引をより厳密に識別するためには、現物市場においてほぼ同規模の取引が同時に行われたかどうかを確認する必要がある。このような作業は将来の課題である。

¹⁶ たとえば、逸脱時間が同じ2つの裁定機会があった場合には、その間の裁定取引回数(回)が多い方が「裁定取引が活発である」と判断できる。また、逸脱時間が異なり、裁定取引回数(回)が同じ場合には、同回数の裁定取引が早く実行される裁定機会の方が、ゆっくりと実行される裁定機会よりも「裁定取引が活発である」と言える。また、後述の逸脱時間が長い場合、該当する取引回数は増加する傾向にあると考えられ、時間による調整が必要である。

4つの尺度の含意

ここでは4つの尺度の意味について考える。まず、逸脱の頻度と逸脱の大きさを取り上げよう。注意すべきは、これらの指標は、裁定機会の大きさを示す尺度としては優れているが、裁定活動の活発さと裁定による市場の価格調整の結果を示す尺度としては不適切な点である。市場参加者がそれぞれの動機に従って取引するため、無裁定条件から逸脱した注文を出すことは十分ありえる。市場の効率性を考える上で重要なことは、そのような裁定機会に市場参加者がいかに反応し、いかに価格が調整されるかという点である。

ニュースの流入が多い時期には、このような無裁定条件から乖離した気配値の提示の頻度は多くなり、気配値の乖離幅が大きくなると予想される。これは、裁定機会が多くなったことを意味するが、裁定活動の活発さや裁定のもつ価格調整力について、直接の情報を与えない。裁定取引の価格調整機能を測定するには、裁定機会が完全に失われるまでの取引を捉えた尺度が必要である。もっとも、日次(終値)データなどの低頻度データにおいては、その他の尺度を計算することは不可能であり、逸脱の大きさを裁定利潤とすることには一定の根拠が認められる。しかし、ティックデータが利用可能な場合、もっぱら逸脱の大きさを裁定関係の尺度とした分析は、裁定取引による価格調整も含んだ裁定関係を十分に捉えているとは言えない¹⁷。

ティックデータの一番の利点は、裁定機会の発生と消滅を明確に定義できる点である。ここから、裁定取引による価格調整が実際の市場でどれだけ迅速に行われていたかどうか、また、裁定取引が実行可能かどうかを検証することが重要である。これは、市場が情報効率的であるために重要とされる「裁定機会において、合理的な投資家による裁定取引が瞬時に行われる」ことが、市場でいかに実現しているかを検証することに値する。裁定機会中の裁定取引を識別することは、現実の市場で裁定取引が行われていることを証明するだけでなく、裁定取引がどれぐらい価格調整に影響を与えているかを議論できる。そのため、ティックデータを用いた分析で重要なことは、気配データも用いて、裁定取引の価格調整

¹⁷ Chung[1991]は裁定機会発生後、20秒後、2分後、5分後の逸脱の大きさを注文執行の遅れを考慮した”事前利潤”と定義し、裁定関係・市場効率性の尺度としている。この尺度は裁定が機能した結果も混在しているため、裁定の活発度を反映した尺度と言える。しかし、時間設定が恣意的であり、裁定取引の必要条件を満たさない取引と裁定が効果を及ぼさないと考えられる無裁定条件内での負の逸脱(利潤)を計測しているため、裁定の効果を表す尺度として望ましくない。

過程を捉えた尺度を利用することである。本論文で新たに提案した裁定取引回数はまさにこの点に応え、裁定活動の活発さを表す尺度である。

また、逸脱時間は、裁定機会の大きさと裁定活動の活発さの両方が作用した結果であり、裁定関係の強さを表すと考えられる。先行研究において、平均的な逸脱の大きさは裁定取引による利潤を表し、大きければ大きいほど、市場は非効率で裁定関係が弱いと解釈されている。しかし、小さな逸脱が継続的に発生する市場と大きな逸脱が一時的に発生する市場を比べた場合、価格調整が行われにくい前者の市場を効率的と解釈することは誤りだろう。逸脱は小さくても、短期間に裁定取引を繰り返すことで大きな利潤を得ることも可能である。一方、逸脱の頻度と大きさが同様であるが、逸脱の解消に必要な裁定取引のペースが速い市場と遅い市場を比べた場合、どちらの市場も同程度効率的な市場とは言い難い。裁定関係の強さと市場の効率性を判断するためには、裁定機会の大きさと裁定活動の活発さの両方を見る必要がある。今回の分析には、裁定機会の大きさと裁定活動の活発さの両方が作用した結果として、逸脱時間を計測している。この尺度は、価格調整がどれだけ迅速に達成される市場なのかを示し、市場間の裁定関係の強さと情報効率性の高さを表す指標として適格である。

2.6 取引コストの設定

取引コストは、明示的なコストである取引手数料とビッドアスクスプレッドやマーケットインパクトなどの売買の状況に応じた暗黙的な取引コストに分けられる。取引手数料を証券取引所の制度から試算すると約 0.002%であり、後述の暗黙的な取引コストに比べて極めて小さい。よって、本論文では前者の取引コストは無視できるとし、以下では後者の取引コストについて議論する¹⁸。

暗黙的な取引コストのうち、重要なものは買い値と売り値の違い（ビッドアスクスプレ

¹⁸ 大阪証券取引所先物取引制度概要によると、日経平均先物取引の場合、1回の取引手数料が取引契約金額の1万分の0.048となっており、その清算手数料は反対売買による決済で取引契約金額の1万分の0.014、最終決済で取引契約金額の1万分の0.086となっている。これは、先物約定値段が15,000円だとすると1単位あたりの取引契約金額は1,500万円となり、取引手数料は72円、最終決済での清算手数料は129円となる。これは先物契約金額の0.00134%に相当する。現物取引に係る手数料は1銘柄1単位あたり5円であり、指数構成各銘柄1単位ずつ購入する場合、取引手数料は1,125円である。これは、現物バスケットの取引価格(近似的に指数×除数×1,000)が3億円だとすると、0.000375%に相当する。無裁定条件の取引コストを設定する上で取引手数料は極めて小さく、無視しても分析結果への影響はない。

ッド) による部分と取引数量による取引価格の違い(マーケットインパクト)による部分である(Harris[2003])。

たとえば、投資家が売り気配で買った後、すぐに、そのポジションを解消するためには買い気配で売らなければならない。この 2 回の取引での損失は買い値と売り値の差であるビッドアスクスプレッドである。そのため、取引 1 回当たりのコストはビッドアスクスプレッドの半分(ハーフスプレッド)であり、これが取引コストの指標としてしばしば用いられている。また、大口の成行注文に対して、対応する最良気配の数量が少ない場合、最良気配よりも不利な値段で取引せざるを得ない。これがマーケットインパクトである。ただし、個別株の取引は各銘柄の最小取引単位である 1 単位ずつ取引すればよいため、全銘柄 1 単位ずつの取引を想定する上ではマーケットインパクトは無視できる。また、先物市場は極めて流動性が高くマーケットインパクトは小さいと考えられる。そこで、本論文ではハーフスプレッドを基にした暗黙的な取引コストを計算し、取引コストを想定する。

まず、先物市場におけるハーフスプレッドは 5 円であり、標本期間の先物価格 11,400 円～13,450 円で割ると、約 0.04%であった。次に、個別株市場のハーフスプレッドは約 0.09%であった。よって、2 市場におけるビッドアスクスプレッドによるコストは約 0.13%である。この数値は、2 市場での平均的なコストを意味し、状況によっては過大評価、ないしは過小評価している可能性がある。そこで本論文では、0.1%～0.2%を妥当な取引コストとして想定する¹⁹。

3. 各尺度の実証結果

本節では実証結果について述べる。計算は 0%～1%までの間で 22 段階の取引コスト全てについて行ったが、以下の図表では、紙幅を節約するため、0%から 0.3%までの 7 段階の結果のみを表示する。

3.1 逸脱の頻度

表 1 は、ETF 導入前と導入後の各 23 営業日の逸脱の頻度の総数を記載している。分析対象期間の先物の総取引回数は 99,326 回である(これは、取引コストを 0%とした場合の先物価格が理論価格と乖離した取引回数に等しい)。そのうち、先物価格が割高な状態

¹⁹ ただし、参考のため、0%～1%までの間で 22 段階の取引コストを設定して、分析を行った。

(しばしば買い裁定と呼ばれる)での取引回数は 51,975 回、先物価格が割安な状態(売り裁定)での取引回数は 47,351 回であった。また、ETF 導入前後で比較すると、導入前が 47,304 回、導入後が 52,022 回であった。

次に、取引コストを様々な設定した場合の ETF 導入前後における逸脱取引の発生割合を比較する。ここでは、導入前後のそれぞれの逸脱の発生割合に対して、割合の差の検定を行い、ETF 導入前後で価格の逸脱した取引の発生割合が増えたかどうかを判断する。

まず、買い裁定と売り裁定を区別しない全取引を対象とした結果を見る。われわれが適切と考える 0.1~0.2%の取引コストの結果を見ると導入後の逸脱の頻度が増えていることが分かる。とくに取引コストの下限である 0.1%の結果を見ると、導入前の発生割合が 26.1% (=12,351/47,304) に対して、導入後の発生割合は 30.6% (=15,938/52,022) であり、この割合の増加は有意であった。取引コストの上限である 0.2%とした場合にも発生割合の増加は有意である。したがって、ETF 導入前後で逸脱の発生割合が増加したと判断できる。

次に、買い裁定(先物価格が割高な状態)における結果を見る。ここでも取引コスト 0.1%~0.2%の間の結果に着目すると、ETF 導入後の逸脱の発生割合が増加しており、それらの変化はすべて有意であった。また、売り裁定(先物価格が割安な状態)における結果でも、取引コスト 0.1~0.2%では逸脱の発生割合が有意に増加しており、ETF 導入前後で逸脱の発生割合が増加したと判断できる。

3.2 逸脱の大きさ

表 2 は ETF 導入前と導入後の分析期間における逸脱の大きさの平均値(単位:%)を、想定した取引コストごとに示したものである。

まず、全取引を対象とした場合の結果を見る。取引コストを 0.1%とした場合、逸脱の大きさの平均は導入前が 0.052%に対して導入後が 0.062%であった。この増加は t 検定、Wilcoxon の順位和検定において、ともに有意であった。また、取引コストを 0.2%とした場合、導入前の 0.052%から導入後の 0.068%へと有意に増加していた。この結果は 0.1%~0.2%の間の他の取引コストを想定した場合にも変わらず、逸脱の大きさは、全取引を対象とした場合、ETF 導入後に有意に増加していると判断できる。

また、買い裁定に限定しても、売り裁定に限定しても、妥当と考えられる取引コストに

において、逸脱の大きさは有意に増加していた。

3.3 裁定取引回数

表 3 は 2 つの裁定機会における裁定取引回数(単位:回/分)を表している。まず、全裁定機会を対象とした結果を見る。取引コストを 0.1%とした場合、裁定取引回数は導入前の 12.12 回/分から導入後の 13.57 回/分へと有意に増加している。取引コストを 0.15%とした場合にも、有意に増加している。しかし、取引コストを 0.2%とした場合には導入前が 19.56 回/分に対して導入後が 20.50 回/分であり、平均値は増加しているが、有意ではない。よって、取引コストが 0.15%以下の場合には、ETF 導入後、裁定取引が増え、裁定活動が活発になったと判断できるが、実際の取引コストが 0.2%の場合には、裁定活動に変化はなかったと判断できる²⁰。

買い裁定に限定した結果では、取引コストを 0.15%以下と想定した場合には有意な増加が見られたが、取引コストを 0.2%と想定した場合には有意な増加は見られなかった。一方、売り裁定に限定した結果では、取引コストを 0.1%とした場合には有意に増加しているが、0.15%とした場合には有意な増加はなかった。裁定機会を 2 つに分けた場合でも、取引コストの下限(0.1%)付近では、裁定活動が活発になったと判断できた。

3.4 逸脱時間

表 4 は裁定機会における逸脱時間を表している。全裁定機会を対象とした結果は、取引コストを 0.1%と想定した場合、導入前が 0.388 分、導入後が 0.400 分であり、長くなっているものの、有意な変化ではなかった。また、取引コストを 0.2%とした場合、導入前が 0.187 分、導入後が 0.210 分であり、ここでも時間は長くなっているものの、有意ではなかった。よって、全裁定機会を対象とした場合、逸脱時間の変化はなかったと判断する。

買い裁定に限定した場合でも、妥当な取引コストの想定では、有意な変化は見られなかった。一方、売り裁定の場合には、妥当な取引コストの上限である 0.2%のとき、導入前 0.177 分から導入後の 0.250 分へと有意な増加が見つかった。しかし、取引コスト 0.15%以下の場合には、有意な変化は確認できなかった。

²⁰ 逸脱時間で割らない、裁定取引の回数を指標として用いた場合にも、0.05%から 0.15%の取引コストの場合には、ETF 導入後に有意に増加したという結果を得ている。ただし、取引コストを 0.2%とした場合には、増加ではあるが有意ではない。

4. 考察

4.1 4つの尺度の結果の解釈

4つの尺度の結果は表 5 のようにまとめられる。この結果は裁定関係の変化についてどのような含意を持つだろうか。

2.5 節で説明した各尺度の意味に留意して、表 5 の結果を解釈しよう。裁定機会の大きさを表す無裁定条件からの乖離の頻度と大きさは、ETF 導入後、どちらも拡大した。一方、裁定取引回数は、ETF 導入後に多くなっており、裁定取引が活発になったことを示唆している。裁定機会の発生と裁定取引の活発さの両方を反映した情報効率性の尺度である逸脱時間は、ETF の前後で明確な変化が見られなかった。これは、裁定機会の拡大が裁定取引の活発化によって相殺された結果と解釈できる。

逸脱時間で表される情報効率性が変化しなかった理由として、そもそも、市場が極めて効率的だった可能性がある。売り裁定であるか買い裁定であるか、また、ETF の導入前であるか導入後であるかに関わらず、逸脱時間の平均は 0.177 分(買い裁定, コスト 0.2% ETF 導入後)から 0.421 分(買い裁定, コスト 0.1% ETF 導入後)の範囲に収まる結果であった。これは 10.62 秒から 25.26 秒に相当し、極めて短い。Deville (2005)はフランスの現物・オプション市場間における ETF 導入前後の逸脱時間の中央値を導入前が 6.5 分、導入後が 2 分と報告している。日本市場はフランス市場に比べて、裁定機会が解消されやすく、その観点からはより効率的な市場と言える。10~25 秒前後という時間をさらに圧縮することは困難であろう。したがって、ETF 導入前にも市場はかなり情報効率的であり、ETF 導入によって改善される余地が小さかったと考えられる。

4.2 裁定に必要な資金量は ETF によって減少したか?

第 1 節で触れたように、これまでの文献で、ETF 導入が裁定関係を強化させるメカニズムとして、裁定取引を阻害する 2 つの制約を緩和させ、裁定取引が実行しやすくなることが指摘されている。ひとつは投資家の資金制約であり、もうひとつは市場の流動性制約である。本節では、ETF 導入がこの 2 つの制約を緩和させ、裁定取引が実行しやすくなったかどうかを検討する。

まず、現先間裁定と先物-ETF 間裁定に最低限必要な資金量を比較することで、裁定に必要な資金量が ETF 導入によって減少したかどうかを確認する。一般的に、裁定取引は

元手なしにリスクなく利益を得る取引を意味するため、費用は一切必要ではない。しかし、それは購入・売却を同時点と想定することで、収入と支出を相殺しているためである。現実的には、購入か売却のどちらかが先行し、購入には元手が必要であり、売却には資産の保有か空売り(信用取引)をするための委託保証金が必要である。そのため、実際の市場で裁定取引を行うためには元手となる費用が必要である。とくに、取引に必要な最低限の資金を考えるなら、購入にも、売却にも、信用取引を想定することが望ましい。以下では、議論の単純化のため、委託証拠金率は現物取引(ETF 含む)と先物取引で等しいとし、現先間裁定と先物-ETF 間裁定で最低限必要な委託保証金合計を比較する。

ETF が導入される前の現先間裁定には、日経平均構成銘柄を 1 単位ずつ購入する必要がある。各銘柄 1 単位の取引は額面 50,000 円相当(額面 50 円×1,000 口)であるため、これには、日経平均構成銘柄の株価総額×1000(円)が必要である。2.1 節で説明したように、日経平均株価は日経平均構成銘柄の株価総額÷除数で定義できるため、この額は、日経平均株価×除数×1,000(円)と表される。現先間裁定にはこの資産規模に相当するだけの日経 225 先物の取引も必要である。これは、日経 225 先物の最小売買単位である 1 単位の資産規模は日経平均株価の 1,000 倍に相当するため、事実上、除数分の取引(日経平均株価×1,000×除数)を行うことで可能である²¹。よって、元手となる保証金は、保証金率を α とすると、およそ $\text{日経平均株価} \times \text{除数} \times 1,000 \times 2 \times \alpha$ (円)が必要である。

ETF 導入後には、個別株の代わりに ETF を現物ポジションに利用することで裁定取引が可能になる。日経 225ETF の最小売買単位 10 口であり、その資産規模は日経平均株価の 10 倍である。日経 225 先物の最小売買単位における取引規模は日経平均株価の 1,000 倍であるため、日経 225ETF-先物間裁定の場合には、先物 1 単位の取引と ETF100 単位(1,000 口)の取引が必要である。そのとき、元手となる保証金は、 $\text{日経平均株価} \times 1,000 \times 2 \times \alpha$ (円)である。

2つの裁定取引を比較すると、個別株を利用した旧来の現先間裁定よりも ETF を利用した裁定取引の方が、1/除数だけ少ない取引量と資金で裁定が可能である²²。ETF 導入時の除数は約 22 であったため、裁定に必要な資金量はそれだけ小さくなったと言える。

²¹ 実際は、現物と先物のポジションのうち売りポジションの資産規模(売却額)の方が大きくなる。そして、その差額が裁定利潤となる。

²² この結果は、現物取引と先物取引での委託保証金率が異なったとしても同値である。

4.3 ETF 導入によって取引量は増加したか？

ETF 導入が市場全体の流動性に与えた影響をみるために、ETF 導入前と導入後における現物市場と先物市場の取引量を比較し、流動性制約が緩和したかどうかを検証する。

表 6 は ETF 導入前後 24 営業日における現物市場の取引量と先物市場の取引量を示したものである。指数構成銘柄の取引量は額面で調整した売買高を示している²³。指数構成銘柄の額面調整売買高は、58 万 6,202 売買単位から 51 万 3,469 売買単位へと ETF 導入後に有意に減少しており、ETF 導入が指数構成銘柄の流動性を悪化させたことが分かる²⁴。次に、先物市場の取引量は ETF 導入後に増加しているが、有意な変化ではなかった²⁵。これらの流動性の計測結果は Subrahmanyam(1991)の仮説と整合的であり、流動性制約の改善は見られず、個別株市場では悪化していたと判断できる。

しかし、現物株式の流動性を、日経 225 構成銘柄の流動性だけで見るべきかどうかは微妙な論点である。先物価格の現先間無裁定条件からの逸脱は ETF-先物間裁定によっても解消されるため、ETF の流動性の多寡も影響している。日経 225 構成銘柄のバスケットを保有することと、ETF を保有することが同じことであると考えれば、見るべきは、むしろ両者を合計した流動性の変化であると考えられる。この値の比較は表 6 の最下部に示されている。この合計値は、ETF 導入後で増加していたものの、有意ではない。

以上の分析により、ETF 導入によって資金制約が緩和され、今までよりも活発に裁定取引ができることが確認されたが、流動性制約に対する影響は明確でない。そのため、ETF 導入が、裁定を阻害する要因を全体として緩和するように作用したのかどうかは明らかでなく、このアプローチから ETF の効果を断言することはできない。

²³ この指標は銘柄ごとに額面の異なる売買高を集計するために各銘柄の売買高と額面から新たに作成したものである。たとえば、額面 5,000 円の銘柄の売買高が 10,000 株だった場合には、 $10,000 \text{ 株} \times (\text{額面 } 5,000 \text{ 円} / 50 \text{ 円}) = 1,000,000 \text{ 株}$ と計算される。ただし、表記の簡略化のため、1,000 株で割った売買単位数で表記している。

²⁴ 売買代金と額面を調整しない売買高についても調べたが、同じように有意な減少を示した。

²⁵ 一般的に、先物市場は特別清算日 (SQ) が近づくにつれ、取引量が増加する傾向がある。標本期間における日経 225 先物の SQ は 9 月 14 日であった。そのため、表 6 での先物取引量の結果は、ETF 導入効果を見る上では、導入後の数値に上方バイアスが働いている。しかし、単純な平均値の比較でも有意な増加はないため、ETF 導入による先物取引量の増加はないと判断できる。

5. おわりに

本論文では、日本での ETF 導入による市場の効率性への影響を日経 225 現先間の裁定関係の変化から実証した。取引時間中の約定と気配が記録されたティックデータを利用し、取引時間中の裁定関係の強さを計測した。ほとんどすべての先行研究において、裁定関係の尺度には逸脱の大きさが使われているが、これは、裁定機会の存在を反映するもので、実行された裁定の大きさを表す指標としては問題がある。本論文ではより直接的に裁定行動を表す「裁定取引回数」の尺度を提唱し、計測した。また、裁定活動の結果、達成される情報効率性を表す尺度としてより適切な、逸脱時間を計測した。

その結果、ETF 導入後、逸脱の頻度と大きさは有意に増加していたが、これは、その時期に裁定機会がより多かったことを示唆している。一方、裁定取引回数は有意に増加しており、裁定取引が活発になったことを示唆した。さらに、逸脱時間には ETF 導入前後で明確な変化が見られなかった。これは、裁定機会の拡大を裁定取引の活発化が相殺した結果だと解釈できる。代替的な解釈としては、そもそも日本の市場が極めて効率的であったため、ETF 導入によって改善される余地が小さかったことがあげられる。

最後に、裁定取引を阻害すると考えられる資金制約と流動性制約が、ETF 導入によって緩和されるかどうかを検討した。ETF は裁定取引に最低限必要な資金を引き下げ、資金制約を緩和させた。一方、ETF 導入後に、流動性制約が緩和したかどうかについては明確でない。したがって、ETF 導入が裁定関係を強めたかどうかは、これらの裁定の制約の緩和という観点からは確言できない。

最後に本論文の問題点を指摘して締めくくろう。「裁定と思われる取引」は、これまでの尺度より厳密にはなったものの、裁定取引としての必要条件を満たしているに過ぎず、実際の裁定取引をまだ過大評価している可能性がある。現物市場においてほぼ同規模の取引が同時に行われたかどうかを確認することによって、より正確に裁定取引を識別することが将来の課題である。

参考文献

- Ackert, L.F. and Tian, Y.S.(1998), "The introduction of Toronto index participation units and arbitrage opportunities in the Toronto 35 index option market," *Journal of Derivatives*, Vol.5 No.4, pp.44–53.
- Ackert, L F. and Tian, Y S.(2001), "Efficiency in index options markets and trading in stock baskets," *Journal of Banking & Finance*, Vol.25 No.9, pp.1607-1634.
- Brenner, M., Subrahmanyam, M. G., and Uno, J.(1989a), "The behavior of prices in the Nikkei spot and futures market," *Journal of Financial Economics*, Vol.23, pp.363-384.
- Brenner, M., Subrahmanyam, M. G., and Uno, J.(1989b), "Stock index futures arbitrage in the Japanese markets," *Japan and the World Economy*, Vol.1, pp.303-330.
- Brenner, M., Subrahmanyam, M. G., and Uno, J.(1990), "Arbitrage opportunities in the Japanese stock and futures markets," *Financial Analysts Journal*, Vol.46 No.2, pp.14-24.
- Chu, Q.C. and Hsieh, W.G.(2002), "Price efficiency of the S&P 500 index market: evidence from the Standard & Poor's Depository Receipts," *Journal of Futures Markets*, Vol.22, pp.877–900.
- Chung, P.(1991), "A Transactions Data Test of Stock Index Futures Market Efficiency and Index Arbitrage Profitability," *Journal of Finance*, Vol.46 No.5, pp.1791-1809.
- Kamara, A. and Miller Jr., T.W.(1995), "Daily and intradaily tests of European put–call parity," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.30, pp.519–539.
- 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*, Vol.22, pp.197-218.
- Deville, L.(2005), "Time to Efficiency in Options Markets and the Introduction of ETFs: Evidence from the French CAC40 Index," working paper, Paris Dauphine University.
- Deville, L., and Riva, F.(2007), "Liquidity and Arbitrage in Options Markets: A Survival Analysis Approach," *Review of Finance*, Vol.11 No.3, pp.497-525.
- Fama, E.(1970), "Efficient capital marketsa review of theory and empirical

- work," *Journal of Finance*, Vol.25, pp.383–417.
- Fama, E.(1991), "Efficient markets: II," *Journal of Finance*, Vol.46, pp.1575–1617.
- Harris, L.(2003), "Trading and exchanges: Market microstructure for practitioners," Oxford University Press.
- Hegde, S. and J. McDermott.(2004), "The market liquidity of Diamonds and Q's, and their underlying stocks," *Journal of Banking and Finance*, Vol.28, pp.1043-1067.
- Jarrow, R. A. ,Maksimovic, V. and Ziemba, W. T.(1995), *Finance. Handbooks in Operations, Research and Management Science*, Amsterdam.
- MacKinlay, A. C., and Ramaswamy, K.(1988), "Index-Futures Arbitrage and the Behavior of Stock Index Futures Prices," *Review of Financial Studies*,Vol.1, pp.137–158.
- Miller M. H., J. Muthuswamy and R. E. Whaley.(1994), "Mean Reversion of S&P500 Index Basis Changes: Arbitrage Induced or Statistical Illusion?," *Journal of Finance*, Vol.49 No.2, pp.479-513.
- Lim, K.G.(1992), "Arbitrage and price behavior of the Nikkei stock index futures," *Journal of Futures Markets*, Vol.12, pp.151-161.
- Lo, A. and MacKinlay, C.(1999), *A Non-Random Walk Down Wall Street*, Princeton University Press, Princeton, NJ.
- Park, T. H., and Switzer, L. N.(1995), "Index participation units and the performance of index futures markets: Evidence from the Toronto 35 index participation units markets," *Journal of Futures Markets*, Vol.15, pp.187-200.
- Shleifer, A. and Vishny, R.W.(1997), "The limits of arbitrage," *Journal of Finance*, Vol.52 No.1, pp.35–55.
- Subrahmanyam,A.(1991), "A theory of trading in stock index futures," *Review of Financial Studies*, Vol.4. pp.17-51.
- Tse, Y. K.(1995), "Lead-lag relationship between spot index and futures price of the nikkei stock average," *Journal of Forecasting*, Vol.14, Issue 7, pp.553-563.
- Zigler,B. and Pope,B.(2001), "Exchange-Traded Funds: Proxies for Futures?" *ETFs: A Guide To Exchange Traded Funds*.

表 1 逸脱の頻度

| 取引コスト(%) | 0 | 0.05 | 0.1 | 0.15 | 0.2 | 0.25 | 0.3 |
|-------------------------|--------|---------|----------|----------|----------|----------|---------|
| 全標本(全取引) | | | | | | | |
| 逸脱頻度 | | | | | | | |
| ETF導入前 | 47,304 | 27,173 | 12,351 | 4,821 | 1,865 | 614 | 288 |
| ETF導入後 | 52,022 | 31,089 | 15,938 | 7,224 | 3,137 | 1,424 | 628 |
| 割合 | | | | | | | |
| ETF導入前 | 100.0% | 57.4% | 26.1% | 10.2% | 3.9% | 1.3% | 0.6% |
| ETF導入後 | 100.0% | 59.8% | 30.6% | 13.9% | 6.0% | 2.7% | 1.2% |
| z値 | | 7.4*** | 15.78*** | 17.81*** | 15.01*** | 15.96*** | 9.82*** |
| 買い裁定(先物価格が割高な取引) | | | | | | | |
| 逸脱頻度 | | | | | | | |
| ETF導入前 | 23,685 | 13,854 | 6,397 | 2,702 | 1,040 | 362 | 184 |
| ETF導入後 | 28,290 | 17,517 | 8,870 | 3,858 | 1,504 | 690 | 281 |
| 割合 | | | | | | | |
| ETF導入前 | 100.0% | 58.5% | 27.0% | 11.4% | 4.4% | 1.5% | 0.8% |
| ETF導入後 | 100.0% | 61.9% | 31.4% | 13.6% | 5.3% | 2.4% | 1.0% |
| z値 | | 7.94*** | 10.82*** | 7.61*** | 4.85*** | 7.31*** | 2.56** |
| 売り裁定(先物価格が割安な取引) | | | | | | | |
| 逸脱頻度 | | | | | | | |
| ETF導入前 | 23,619 | 13,319 | 5,954 | 2,119 | 825 | 252 | 104 |
| ETF導入後 | 23,732 | 13,572 | 7,068 | 3,366 | 1,633 | 734 | 347 |
| 割合 | | | | | | | |
| ETF導入前 | 100.0% | 56.4% | 25.2% | 9.0% | 3.5% | 1.1% | 0.4% |
| ETF導入後 | 100.0% | 57.2% | 29.8% | 14.2% | 6.9% | 3.1% | 1.5% |
| z値 | | 1.74* | 11.14*** | 17.7*** | 16.6*** | 15.4*** | 11.4*** |

注: この表は ETF 導入前後(2001/6/11~2001/7/12, 2001/7/13~2001/8/15)における、コスト水準(理論先物価格無裁定条件の幅)ごとの逸脱した日経 225 先物の約定回数と、それを導入前、導入後のそれぞれの対象とする裁定機会のコスト 0%時の取引回数で割った割合を表している。z 値は割合の差の検定統計量であり、該当するコストレベルでの ETF 導入前後における裁定機会の発生割合の変化を検定している。***、**、及び*はそれぞれ有意水準 1%、5%、及び 10%を表す。

表 2 ETF 導入前後における逸脱の大きさ

| 取引コスト(%) | 0 | 0.05 | 0.1 | 0.15 | 0.2 | 0.25 | 0.3 |
|-------------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|----------|----------|----------|
| 全標本(全取引) | | | | | | | |
| ETF導入前 | 0.071% | 0.057% | 0.052% | 0.052% | 0.052% | 0.058% | 0.051% |
| ETF導入後 | 0.079% | 0.068% | 0.062% | 0.063% | 0.068% | 0.074% | 0.092% |
| t値 | 21.29 *** | 21.96 *** | 15.15 *** | 10.23 *** | 8.90 *** | 5.20 *** | 8.72 *** |
| z値 | 15.69 *** | 19.49 *** | 12.15 *** | 6.87 *** | 5.32 *** | 0.76 | 3.42 *** |
| 買い裁定(先物価格が割高な取引) | | | | | | | |
| ETF導入前 | 0.073% | 0.059% | 0.055% | 0.052% | 0.056% | 0.064% | 0.059% |
| ETF導入後 | 0.080% | 0.066% | 0.059% | 0.060% | 0.072% | 0.082% | 0.121% |
| t値 | 13.45 *** | 9.98 *** | 5.10 *** | 4.80 *** | 5.41 *** | 3.40 *** | 7.29 *** |
| z値 | 12.40 *** | 9.76 *** | 3.52 *** | 3.31 *** | 2.80 *** | -0.67 | 2.47 ** |
| 売り裁定(先物価格が割安な取引) | | | | | | | |
| ETF導入前 | 0.069% | 0.055% | 0.049% | 0.051% | 0.046% | 0.050% | 0.038% |
| ETF導入後 | 0.078% | 0.070% | 0.066% | 0.067% | 0.064% | 0.068% | 0.069% |
| t値 | 16.16 *** | 21.54 *** | 17.21 *** | 10.46 *** | 8.35 *** | 5.33 *** | 7.30 *** |
| z値 | 8.78 *** | 17.94 *** | 13.94 *** | 6.70 *** | 5.08 *** | 2.16 ** | 4.33 *** |

注：この表は ETF 導入前後(2001/6/11~2001/7/12, 2001/7/13~2001/8/15)における、コスト水準(理論先物価格無裁定条件の幅)ごとの逸脱の大きさの平均値(単位:%)を表している。逸脱の大きさは先物価格の無裁定条件からの乖離幅をその時点の日経平均株価を基準に百分率で計算した。ETF 導入前後での標本の違いを表す検定統計量には、t 統計量と Wilcoxon の順位和(Mann-Whitney)統計量を利用している。***、**及び*はそれぞれ有意水準 1%、5%、及び 10%を表す。

表 3 ETF 導入前後における裁定取引と考えられる取引回数

| 取引コスト(%) | 0 | 0.05 | 0.1 | 0.15 | 0.2 | 0.25 | 0.3 |
|---------------------------|----------|----------|----------|---------|-------|-------|-------|
| 全標本(全裁定機会) | | | | | | | |
| ETF導入前 | 9.54 | 10.15 | 12.12 | 14.78 | 19.56 | 25.37 | 29.74 |
| ETF導入後 | 10.53 | 11.68 | 13.57 | 16.09 | 20.50 | 27.55 | 29.12 |
| t値 | 4.00 *** | 5.11 *** | 3.30 *** | 1.82 * | 0.67 | 0.80 | -0.15 |
| z値 | 3.59 *** | 5.01 *** | 3.46 *** | 1.91 * | -0.02 | 1.21 | -0.06 |
| 買い裁定(先物価格が割高な裁定機会) | | | | | | | |
| ETF導入前 | 9.74 | 10.26 | 11.60 | 12.82 | 19.77 | 25.16 | 32.35 |
| ETF導入後 | 10.50 | 11.75 | 13.04 | 14.98 | 20.47 | 27.38 | 29.97 |
| t値 | 2.20 ** | 3.58 *** | 2.48 ** | 2.44 ** | 0.37 | 0.57 | -0.36 |
| z値 | 1.59 | 3.40 *** | 2.62 *** | 1.71 * | -0.19 | 1.08 | -0.24 |
| 売り裁定(先物価格が割安な裁定機会) | | | | | | | |
| ETF導入前 | 9.36 | 10.08 | 12.66 | 16.89 | 19.33 | 25.61 | 26.96 |
| ETF導入後 | 10.58 | 11.61 | 14.22 | 17.38 | 20.52 | 27.72 | 28.46 |
| t値 | 3.42 *** | 3.53 *** | 2.35 ** | 0.43 | 0.59 | 0.55 | 0.27 |
| z値 | 3.40 *** | 3.49 *** | 2.34 ** | 1.01 | 0.12 | 0.62 | 0.22 |

注：この表は ETF 導入前後(2001/6/11~2001/7/12, 2001/7/13~2001/8/15)における、コスト水準(理論先物価格無裁定条件の幅)ごとの裁定取引回数の平均値を表している。裁定取引回数とは、裁定機会において、先物価格を無裁定条件に戻そうとする取引回数を分あたりで計測したものである。買い裁定時には先物売り注文による約定回数を計測し、売り裁定時には先物買い注文による約定回数を計測した。ETF 導入前後での標本の違いを表す検定統計量には、t 統計量と Wilcoxon の順位和(Mann-Whitney)統計量を利用している。

***、**及び*はそれぞれ有意水準 1%、5%、及び 10%を表す。

表 4 ETF 導入前後における逸脱時間

| 取引コスト(%) | 0 | 0.05 | 0.1 | 0.15 | 0.2 | 0.25 | 0.3 |
|---------------------------|-----------|----------|-------|-------|---------|--------|-------|
| 全標本(全裁定機会) | | | | | | | |
| ETF導入前 | 1.011 | 0.621 | 0.388 | 0.262 | 0.187 | 0.133 | 0.141 |
| ETF導入後 | 0.981 | 0.620 | 0.400 | 0.272 | 0.210 | 0.163 | 0.133 |
| t値 | -0.89 | -0.04 | 0.81 | 0.74 | 1.35 | 1.56 | -0.26 |
| z値 | -1.03 | -2.31 ** | -0.89 | -0.37 | 0.89 | 0.93 | -0.15 |
| 買い裁定(先物価格が割高な裁定機会) | | | | | | | |
| ETF導入前 | 1.020 | 0.658 | 0.414 | 0.285 | 0.196 | 0.135 | 0.149 |
| ETF導入後 | 1.086 | 0.669 | 0.421 | 0.272 | 0.177 | 0.140 | 0.102 |
| t値 | 1.28 | 0.36 | 0.33 | -0.70 | -0.91 | 0.21 | -1.15 |
| z値 | 1.45 | -1.14 | -0.80 | -1.35 | -0.42 | 0.14 | -0.45 |
| 売り裁定(先物価格が割安な裁定機会) | | | | | | | |
| ETF導入前 | 0.998 | 0.583 | 0.361 | 0.238 | 0.177 | 0.131 | 0.132 |
| ETF導入後 | 0.875 | 0.561 | 0.374 | 0.273 | 0.250 | 0.187 | 0.156 |
| t値 | -2.95 *** | -0.88 | 0.60 | 1.60 | 2.46 ** | 1.79 * | 0.51 |
| z値 | -2.92 *** | -2.31 ** | -0.76 | 0.70 | 1.86 * | 1.16 | 0.18 |

注：この表は ETF 導入前後(2001/6/11~2001/7/12, 2001/7/13~2001/8/15)における、コスト水準(理論先物価格無裁定条件の幅)ごとの逸脱時間の平均値(単位:分)を表している。逸脱時間は先物価格が無裁定条件から逸脱して復帰するまでの時間を計算した。ETF 導入前後での標本の違いを表す検定統計量には、t 統計量と Wilcoxon の順位和(Mann-Whitney)統計量を利用している。***、**及び*はそれぞれ有意水準 1%、5%、及び 10%を表す。

表 5 ETF 導入後における裁定関係の尺度の変化

| | 全標本 | 買い裁定 | 売り裁定 |
|------------|----------------------|----------------------|---------------------|
| 逸脱の頻度 (割合) | 増加 (有意) | 増加 (有意) | 増加 (有意) |
| 逸脱の大きさ | 増加 (有意) | 増加 (有意) | 増加 (有意) |
| 逸脱時間 | 変化なし | 変化なし | 増加 コスト 0.2%で有意 |
| 裁定取引回数 | 増加 コスト 0.15%以下で有意 | 増加 コスト 0.15%以下で有意 | 増加 コスト 0.1%以下で有意 |

表 6 E T F 導入前後における現物・先物市場の取引量

| | ETF導入前 | ETF導入後 | t統計量 |
|--------------------------------|---------|---------|---------|
| 日経225採用銘柄 取引量 (単位:売買単位) | 586,202 | 513,469 | -2.54** |
| 日経225先物(2001年9月物) (単位:売買単位) | 32,779 | 35,125 | 1.14 |
| 指数構成銘柄+ETF取引量 (単位:売買単位) | 586,202 | 601,682 | 0.46 |

注：表 6 は ETF 導入前後 24 営業日(2001/6/11~2001/7/12, 2001/7/13~2001/8/15)における現物市場の取引量を日経平均採用 225 銘柄の額面調整合計売買高、日経 225 先物、日経平均採用 225 銘柄の額面調整合計売買高+ETF 売買高に分けて示したものである。**は 5%水準で有意であることを示す。

図 1 裁定機会と 4 つの尺度

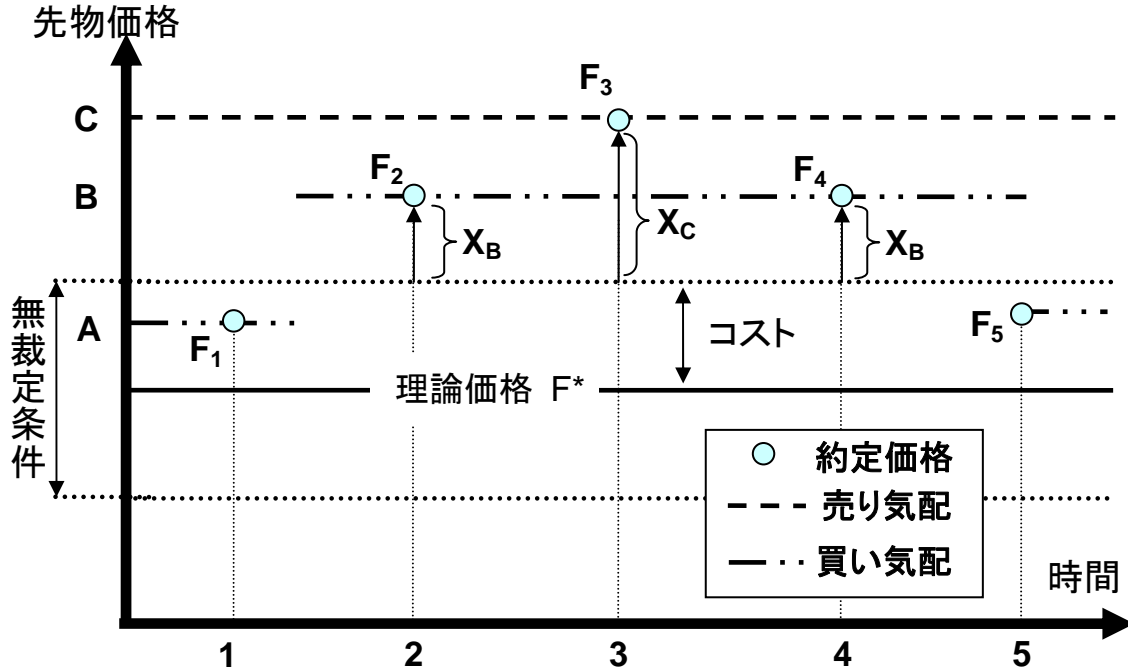


図 1 は理論価格が一定とした場合の先物約定価格の推移の例を図示したものである。丸印は約定した先物価格、破線は売り気配、二点鎖線は買い気配を表し、この図は先物が割高な裁定機会を示している。各時点の理論価格(ここでは一定)から上下に取引コストを考慮し、無裁定条件(上下の点線)を考える。この条件の内側では裁定取引による利潤を得られないが、条件から逸脱した価格では裁定取引による利潤を得ることが出来る。この図の場合、約定 F_1 は裁定機会ではないが、約定 F_2 は無裁定条件から逸脱しており、この時点から裁定機会が発生したと判断できる。そして、約定 F_5 において裁定機会が消滅したと判断できる。まず、逸脱の頻度(回)は無裁定条件から逸脱した価格で約定した回数を表す。逸脱の大きさ(%)は無裁定条件から約定価格までの乖離幅をその時点の日経平均株価で割り、百分率で表したものである。裁定取引と考えられる取引回数は時点 2 から時点 5 までのうち、先物売り注文によって約定した取引回数を表す。逸脱時間は、時点 2 から時点 5 までの時間(分)を表す。

Did the ETF enhance arbitrage between cash and futures of the Nikkei225?

Youki Kohsaka[†]

Abstract

This paper examines how the informational efficiency of the Japanese stock markets changed with the introduction of ETFs(Exchange-Traded Funds) by looking at the arbitrage relationships between cash and futures of the Nikkei225. This paper is unique in that it uses tick data, which enable me to measure the degree of arbitrage by four indexes: 1) the frequency and 2) the size of the deviations from non-arbitrage condition, which reflects the magnitude of arbitrage opportunities, 3) the frequency of arbitrage transactions as a measures of the intensity of arbitrage activities and 4) the time during a deviation from non-arbitrage condition for an indicator of the achieved informational efficiency. I found that the frequency and the size of the deviations as well as the frequency of arbitrage transactions increased significantly. However, the deviation time did not change. These results suggest that while arbitrage opportunities increased, the intensified arbitrage activities balanced out it, resulting in the invariant time of deviation.

JEL Classification Numbers: G13, G14

Keywords: ETF(Exchange-Traded Funds), Arbitrage Relationship, Arbitrage Activity

[†] Graduate School of Economics, Osaka University. 1-7, Machikaneyama, Toyonaka, Osaka 560-0043, Japan.
E-mail: fge010ky@mail2.econ.osaka-u.ac.jp