

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

要旨

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。

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 (1970), (1991), 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、最近では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 and 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

* 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。

1) 裁定関係とは価格に理論的なつながりのある商品の価格関係のこと。

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⁾特に既存の研究では捉えきれてい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に言及している。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できないという流動性制約である (Kamara and Miller (1995))。

ETF導入はこの2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 (4.3項参照)。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つながり、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つながるとは限らない。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できなかった日

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。

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現先物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1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。そのとき、この裁定「利潤」が挙げられた事実は、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いえる。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1つである。日経平均株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1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

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。

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。

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。

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3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とき、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^* と乖離するときに、そのような可能性が生じる。

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

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。

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。

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。

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はできない。この不等式を無裁定条件と呼ぶ。

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

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。1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1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つけた注文データを作成した。⁹⁾

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、寄り付き直後の指数は、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、前場と後場の寄り付きから各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。

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のスタンプをつけている。実際の注文時刻との誤差はありうるものの、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。

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カ月間、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。

理論価格導出に必要な利率と予想配当の日次データは NEEDS-Financial QUEST からとった。利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。

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

図1 裁定機会と4つの尺度

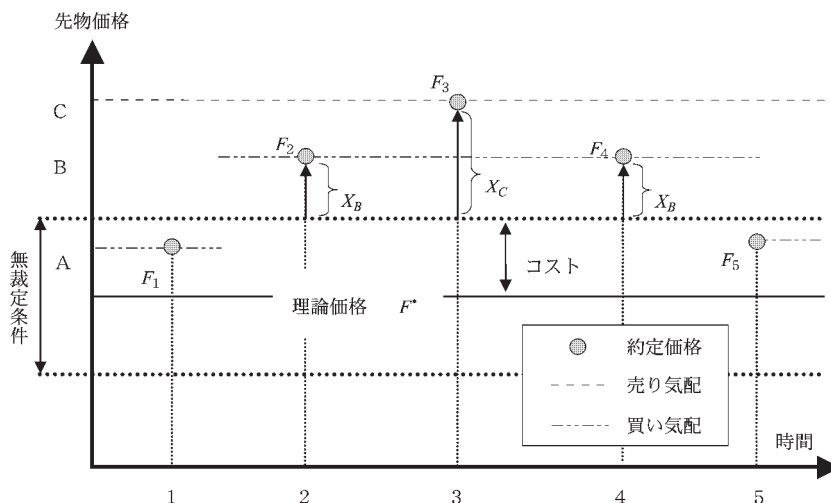


図1は理論価格が一定とした場合の先物約定価格の推移の例を図示したものである。丸印は約定した先物価格，破線は売り気配，二点鎖線は買い気配を表し，この図は先物が割高な裁定機会を示している。各時点の理論価格（ここでは一定）から上下に取引コストを考慮し，無裁定条件（上下の点線）を考える。この条件の内側では裁定取引による利潤を得られないが，条件から逸脱した価格では裁定取引による利潤を得ることができる。この図の場合，約定 F_1 は裁定機会ではないが，約定 F_2 は無裁定条件から逸脱しており，この時点から裁定機会が発生したと判断できる。そして，約定 F_5 において裁定機会が消滅したと判断できる。まず，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。

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お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_4 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められるが、この約定に至った買い注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判断することができないためである。¹⁶⁾

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ふさわしくないため、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、ここでは議論の単純化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、売り気配が変化しなかったように図を描いている。

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。

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。¹⁷⁾ 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．

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持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いえない。¹⁸⁾

ティックデータのいちばんの利点は，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

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」といえる．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．

17) 買い裁定と売り裁定では裁定取引に必要な取引戦略が異なるため，無裁定の状態を挟まず，買い（売り）裁定から売り（買い）裁定に変わった場合には新たな裁定機会が始まったものと判断する．そのため，その時点当初の裁定機会が消滅した時点とするとともに，新たな裁定機会の発生時点として計測する．

18) 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いえる．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．

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。¹⁹⁾

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えない。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もと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1万1400円～1万

19) 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1万5000円だとすると1単位当たりの取引契約金額は1500万円となり、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単位当たり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1125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。

3450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。²⁰⁾ 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。そのため、本論文では取引コストを0%から0.3%の間で0.05%刻みに7段階に設定し、分析を行った。

3 各尺度の実証結果

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9万9326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

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(2001/6/11~7/12, 7/13~8/15)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、該当するコスト水準での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。***, **, および*はそれぞれ有意水準1%, 5%, および10%を表す。

20) 指数構成銘柄の刻み値の単元株数による加重合計を現物バスケットの取引価格(近似的に指数×除数×1,000)で割ることで、個別株取引に係るスプレッド(%)を計算した。刻み値はETF導入日(2001年7月13日)の指数構成銘柄の終値から算出している。刻み値がスプレッドに相当しない場合もあるが、指数構成銘柄は流動性が高く、この影響は小さい。

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(しばしば買い裁定と呼ばれる)での取引回数は5万1975回、先物価格が割安な状態(売り裁定)での取引回数は4万7351回であった。また、ETF 導入前後で比較すると、導入前が4万7304回、導入後が5万2022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わかる。特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

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(2001/6/11~7/12, 7/13~8/15)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。***, **および*はそれぞれ有意水準1%, 5%, および10%を表す。

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。²¹⁾

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

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(2001/6/11~7/12, 7/13~8/15)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1分当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。***, **および*はそれぞれ有意水準1%, 5%, および10%を表す。

21) 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。

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 (2001/6/11~7/12, 7/13~8/15) 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。***, **および*はそれぞれ有意水準 1%, 5%, および10%を表す。

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。

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項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。裁定機会の大きさ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

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

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かかわらず、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いえる。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 回帰分析による頑健性の検証

以上の分析では、分析対象期間において、4つの尺度の大きさに対するETF 導入以外の影響は一定と仮定している。裁定取引は裁定機会における両市場の流動性によって実行の可否が異なり、各尺度は流動性の影響を受けている可能性もある。そこで、流動性の影響を制御した実証を行い、結果の頑健性を示す。ここでは、各尺度をETF 導入ダミー変数（ETF 導入前を0、導入後を1としたダミー変数）と流動性の制御変数に線形回帰する次のようなモデルを考え、ETF 導入の効果を確認する。

$$measure_i = \alpha + \beta \cdot D_ETF_i + \gamma_1 \cdot future_trade_i + \gamma_2 \cdot n225_trade_i + \varepsilon_i$$

$measure_i$ は観測時点 i における各尺度の大きさ、 D_ETF_i はETF 導入前を0、導入後を1としたダミー変数である。 $future_trade_i$ 、 $n225_trade_i$ は観測時点 i の該当する日における先物取引量と指数採用銘柄の合計売買高の対数値、 α 、 β 、 γ_1 、 γ_2 は回帰係数、 ε_i は誤差項である。²²⁾ また、ここでは全裁定機会における妥当な取引コスト範囲（0.1%、0.15%、0.2%）での推定をした。買い裁定と売り裁定に分けた場合も同様の結果である。

表6は逸脱の頻度を従属変数とした推定結果である。まず、取引コストを0.1%と想定した場合、ETF 導入効果を示す回帰係数は162.739であり、5%水準で正に有意であった。また、取引コストを0.15%、0.2%と想定した場合にも、回帰係数は正に有意であった。この結果はETF 導入による逸脱回数の増加を意味し、3.1項の結果と同様である。²³⁾

22) 一般的に、先物の残存日数、建玉も流動性を示す有効な指標として考えられるが、本論文ではより直接的な流動性の代理変数である両市場の売買高を利用している。また、標本期間の制約上、ETF 導入ダミー変数（ETF 導入前に0、導入後に1をとるダミー変数）と残存日数、建玉は極めて強い相関を示し、ETF 導入効果を識別できないおそれがあったため、利用が困難であった。

表6 回帰分析による頑健性の検証 (逸脱の頻度)

	0.1%		0.15%		0.2%	
	coef.	t	coef.	t	coef.	t
D ETF	162.739	2.46**	108.130	2.16**	56.478	1.69*
future_trade	943.911	5.77***	530.625	4.29***	262.045	3.17***
n225_trade	-341.452	-1.65*	-182.444	-1.17	-154.168	-1.48
Constant	570.000	12.19***	215.696	6.10***	82.261	3.48***
R-squared	0.488		0.359		0.236	
obs.	46		46		46	

上記の表は、次のような回帰モデルの推計結果である。

$$dev_freq_i = \alpha + \beta \cdot D_ETF_i + \gamma_1 \cdot future_trade_i + \gamma_2 \cdot n225_trade_i + \varepsilon_i$$

dev_freq_i は観測日 i における逸脱の回数である。 D_ETF_i は ETF 導入前を 0、導入後を 1 としたダミー変数である。 $future_trade_i$ 、 $n225_trade_i$ は観測日 i における先物取引量と指数採用銘柄の合計売買高の対数値、 α 、 β 、 γ_1 、 γ_2 は回帰係数、 ε_i は誤差項である。 ***, **および*はそれぞれ有意水準 1%、 5%、 および 10% を表す。

表 7 は逸脱の大きさを従属変数とした推定結果である。取引コストを 0.1% と想定した場合、ETF 導入効果を示す回帰係数は 0.005 であり、1% 水準で正に有意であった。また、取引コスト 0.15%、 0.2% の場合にも、ETF 導入ダミー変数の回帰係数は正に有意であった。この結果は ETF 導入による逸脱の大きさの増加を意味し、3.2 項の結果と同様である。

表 8 は裁定取引回数を従属変数とした推定結果である。取引コストを 0.1% と想定した場合、ETF 導入効果を示す回帰係数は 1.230 であり、1% 水準で正に有意であった。また、取引コスト 0.15% の場合にも、ETF 導入ダミー変数の回帰係数は 10% 水準で正に有意であった。取引コスト 0.2% の場合には、ETF 導入ダミー変数の回帰係数は正ではあるが有意ではない。よって、取引コストが 0.15% 以下の場合には ETF 導入後、裁定取引回数が増加し、裁定活動が活発になったと判断できる。この結果は、3.3 項の結果と同様である。

表7 回帰分析による頑健性の検証 (逸脱の大きさ)

	0.1%		0.15%		0.2%	
	coef.	t	coef.	t	coef.	t
D ETF	0.005	6.90***	0.005	3.49***	0.014	5.74***
future_trade	0.040	20.87***	0.039	11.85***	0.068	10.73***
n225_trade	-0.020	-9.39***	-0.027	-8.03***	-0.008	-1.47
Constant	-0.095	-3.48***	0.012	0.28	-0.534	-6.67***
R-squared	0.021		0.020		0.035	
obs.	29,963		12,409		5,083	

上記の表は、次のような回帰モデルの推計結果である。

$$dev_size_i = \alpha + \beta \cdot D_ETF_i + \gamma_1 \cdot future_trade_i + \gamma_2 \cdot n225_trade_i + \varepsilon_i$$

dev_size_i は逸脱 i における逸脱の大きさである。 D_ETF_i は ETF 導入前を 0、導入後を 1 としたダミー変数である。 $future_trade_i$ 、 $n225_trade_i$ は逸脱 i が発生した日における先物取引量と指数採用銘柄の合計売買高の対数値、 α 、 β 、 γ_1 、 γ_2 は回帰係数、 ε_i は誤差項である。 ***, **および*はそれぞれ有意水準 1%、 5%、 および 10% を表す。

23) 1日の逸脱の頻度の割合(%)をロジスティック変換させた変数を従属変数とした推定も行ったが、取引コストを0.2%と想定した場合を除き、同様の結果であった。

表8 回帰分析による頑健性の検証（裁定取引回数）

	0.1%		0.15%		0.2%	
	coef.	t	coef.	t	coef.	t
D ETF	1.230	2.60***	1.341	1.69*	1.834	1.19
future_trade	13.303	11.54***	12.771	6.50***	12.451	3.06***
n225_trade	1.368	1.01	3.504	1.62	11.662	2.89***
Constant	-143.524	-8.27***	-163.667	-5.95***	-263.065	-4.76***
R-squared	0.029		0.023		0.023	
obs.	6,104		2,899		1,185	

上記の表は、次のような回帰モデルの推計結果である。

$$arb_speed_i = \alpha + \beta \cdot D_ETF_i + \gamma_1 \cdot future_trade_i + \gamma_2 \cdot n225_trade_i + \varepsilon_i$$

arb_speed_i は裁定機会*i*における裁定取引回数（回/分）である。 D_ETF_i はETF導入前を0、導入後を1としたダミー変数である。 $future_trade_i$ 、 $n225_trade_i$ は裁定機会*i*が発生した日における先物取引量と指数採用銘柄の合計売買高の対数値、 α 、 β 、 γ_1 、 γ_2 は回帰係数、 ε_i は誤差項である。***、**および*はそれぞれ有意水準1%、5%、および10%を表す。

表9 回帰分析による頑健性の検証（逸脱時間）

	0.1%		0.15%		0.2%	
	coef.	t	coef.	t	coef.	t
D ETF	0.003	0.20	-0.011	-0.71	0.004	0.21
future_trade	-0.168	-4.46***	-0.038	-1.00	-0.067	-1.29
n225_trade	-0.145	-3.28***	-0.133	-3.14***	-0.139	-2.69***
Constant	4.066	7.17***	2.415	4.48***	2.732	3.88***
R-squared	0.008		0.006		0.012	
obs.	6,104		2,899		1,185	

上記の表は、次のような回帰モデルの推計結果である。

$$dev_time_i = \alpha + \beta \cdot D_ETF_i + \gamma_1 \cdot future_trade_i + \gamma_2 \cdot n225_trade_i + \varepsilon_i$$

dev_time_i は裁定機会*i*における裁定取引回数（回/分）である。 D_ETF_i はETF導入前を0、導入後を1としたダミー変数である。 $future_trade_i$ 、 $n225_trade_i$ は裁定機会*i*が発生した日における先物取引量と指数採用銘柄の合計売買高の対数値、 α 、 β 、 γ_1 、 γ_2 は回帰係数、 ε_i は誤差項である。***、**および*はそれぞれ有意水準1%、5%、および10%を表す。

表9は逸脱時間を従属変数とした推定結果である。取引コストを0.1%と想定した場合、ETF導入効果を示す回帰係数は0.003であり、有意ではなかった。また、取引コストを0.15%、0.2%と想定した場合も、ETF導入ダミー変数の回帰係数は有意ではない。この結果は、想定するコストによって結果が違う3.4項での結果と異なり、どのコストでもETF導入による逸脱時間への影響はなかったと解釈できる。

以上の結果より、第3節での分析結果が流動性の影響に対しても頑健であることが確認できた。

4.3 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。1つは投資家の資金制約であり、もう1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。特に、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、委託保証金率は現物取引（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5万円相当（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×1,000（円）が必要である。2.1項で説明したように、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。²⁴⁾ よって、元手となる保証金は、保証金率を α とすると、およそ日経平均株価×除数×1,000×2× α （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の最小売買単位は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、日経平均株価×1,000×2× α （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。²⁵⁾ 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いえる。

4.4 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見るために、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10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。²⁶⁾ 指数構成銘柄の額面調整売買高は、58万6202売買単位から51万3469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わかる。²⁷⁾ 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。²⁸⁾ 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

24) 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。

25) 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ても同値である。

26) 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1万株だった場合には、10,000株×(額面5,000円/50円)=1,000,000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。

27) 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。

表10 ETF 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10はETF導入前後24営業日(2001/6/11~7/12, 7/13~8/15)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。

である。先物価格の現先間無裁定条件からの逸脱は先物-ETF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、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10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、いま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。

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挙げられる。

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。

28) 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10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。

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すぎず, 実際の裁定取引をい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。

(大阪大学)

投稿受付2009年7月6日, 最終稿受理2010年1月4日

[参考文献]

- Ackert, L. F. and Y. S. Tian (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 Y. S. Tian (2001) "Efficiency in Index Options Markets and Trading in Stock Baskets," *Journal of Banking & Finance*, Vol.25, No.9, pp.1607-1634.
- Brenner, M., M. G. Subrahmanyam and J. Uno (1989a) "The Behavior of Prices in the Nikkei Spot and Futures Market," *Journal of Financial Economics*, Vol.23, pp.363-384.
- Brenner, M., M. G. Subrahmanyam and J. Uno (1989b) "Stock Index Futures Arbitrage in the Japanese Markets," *Japan and the World Economy*, Vol.1, pp.303-330.
- Brenner, M., M. G. Subrahmanyam and J. Uno (1990) "Arbitrage Opportunities in the Japanese Stock and Futures Markets," *Financial Analysts Journal*, Vol.46, No.2, pp.14-24.
- Chu, Q. C. and W. G. Hsieh (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.
- Chung, Y. P., J. K. Kang and S. G. Rhee (2003) "Index-Futures Arbitrage in Japan," *International Finance Review*, Vol.4, pp.173-197.
- 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 F. Riva (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 Markets: A 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.
- Kamara, A. and T. W. Miller Jr. (1995) "Daily and Intradaily Tests of European Put-Call Parity," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.30, pp.519-539.
- Kurov, A. and D. Lasser (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.
- Lee, J. H. and Nayer, N. (1993) "A Transaction Data Analysis of Arbitrage between Index Options and Index Futures," *Journal of Futures Markets*, Vol.13, pp.89-902.
- 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 C. MacKinlay (1999) *A Non-Random Walk Down Wall Street*, Princeton University Press, Princeton, NJ.

- MacKinlay, A. C. and K. Ramaswamy (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&P 500 Index Basis Changes: Arbitrage Induced or Statistical Illusion?" *Journal of Finance*, Vol.49, No.2, pp.479-513.
- Park, T. H. and L. N. Switzer (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 R. W. Vishny (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 B. Pope (2001) "Exchange-Traded Funds: Proxies for Futures?" *A Guide To Exchange Traded Funds*, Vol.2001, No.1, pp.42-49.

《SUMMARY》

DID THE ETF ENHANCE ARBITRAGE BETWEEN CASH AND
FUTURES OF THE NIKKEI 225?*By* YOUKI KOHSAKA

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 Nikkei 225. This paper is unique in that it uses tick data, which enables 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 measure 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.

(Osaka University)