

Title	なぜETF市場において一物一価が成立しないのか?
Author(s)	岩井, 浩一
Citation	国際公共政策研究. 2011, 16(1), p. 35-51
Version Type	VoR
URL	https://hdl.handle.net/11094/23038
rights	
Note	

Osaka University Knowledge Archive : OUKA

<https://ir.library.osaka-u.ac.jp/>

Osaka University

なぜETF市場において一物一価が成立しないのか？*

Why Does the Law of One Price Fail in Japanese ETF Markets?

岩井浩一**

Koichi IWAI**

Abstract

This paper investigates possible obstacles to the Law of One Price in Japanese ETF markets. Our findings suggest that there are at least two major reasons why the Law fails in the markets. First, the difference in the speed of price discovery between primary and secondary markets causes mispricing. Unique institutions in Japanese ETF markets could be potential sources of this phenomenon. Second, idiosyncratic noise trader risks seem to prevent arbitrageurs from engaging in long-short arbitrage trading. Unlike to previous studies, systematic investor sentiment was not found to be a major obstruction in Japanese ETF markets.

キーワード: 上場投資信託、一物一価、投資家センチメント、マーケットマイクロストラクチャー

Keywords : Exchange-Traded Funds, the Law of One Price, Investors Sentiment, Market Microstructure

JEL Classification Numbers : G12, G14

* 本稿は執筆者の個人的な見解であり、金融庁及び金融研究センターの公式見解ではない。本稿中にあり得べき誤りは全て筆者の責に帰すものである。

** 金融庁金融研究センター研究官

1. はじめに

伝統的なファイナンス理論では、一物一価の法則 (the Law of One Price) は当然のこととされる。即ち、金融資産の市場価格は、その資産が生み出すキャッシュフローの現在価値 —— ファンダメンタルズ価値 —— に一致するはずであり、それゆえ、キャッシュフローが同じである複数の資産があれば、それらの資産価格も同じになる。この考え方に従えば、市場価格が変動するのはファンダメンタルズ価値自体が変化しているからということになる。

こうした基本原則に反して、現実の金融市場では、ファンダメンタルズ価値が同じであるはずの金融資産の市場価格が異なるという現象やファンダメンタルズ価値では説明できないほど大きな資産価格変動が発生している。

一物一価の法則が成立しない原因を巡っては、空売り制約、ノイズトレーダーリスク、投資家センチメント等の視点から、様々な理論モデルが提案され、また、数多くの実証結果も報告されている。しかしながら、筆者の知る限り、一物一価の法則の阻害要因について、研究者の間でコンセンサスが共有されるには至っていない。

本稿では、我が国のETF市場において一物一価が成立しない原因を考察する。ETF市場を分析対象とすることによって、ファンダメンタルズ価値を明示的に定式化せずに済むため、一物一価の法則がなぜ成立しないのかを厳密に検証することができる。また、一物一価の法則に関する先行研究のほとんどは欧米市場に関するものである。本稿は、日本のETF市場に関する分析結果を提示し、既存研究の議論を補完するものである。

本稿の構成は次の通りである。続く2節では、関連する先行研究を概観し、本稿の問題意識を述べる。3節では、本邦ETF市場における制度面での特徴を整理し、その特徴を取り込んだ資産価格モデルと推定式を提示する。4節は、2つの実証分析から成る。まず、ETFの市場価格リターンがファンダメンタルズ要因によってどの程度説明できるのかを評価する。次に、ETF市場におけるミスプライシング¹⁾がどのような要因によって発生しているのかを考察する。取引制度、投資家センチメント、裁定取引リスクが一物一価の法則を阻害しているのかどうかを実証的に検証する。5節は結論である。

2. 先行研究

一物一価の法則に反する現象は数多く報告されている (Roll 1988, Cutler et al. 1989, Lamont and Thaler 2003等)。一物一価の法則が成立しないのは何故であろうか。最初に思いつくのは空売り制約であろう。財市場に関しては、同一の価値を持つ実物資産が異なる価格で取引されていたとして

1) 本稿では、一物一価の法則に反するような価格 (形成) を「ミスプライシング (mispricing)」と呼称する。

も、レンディング市場や関連制度が整備されておらず、空売りを利用した裁定取引を実行できないことが多く、その結果、ミスプライシングが残存することがある。これに対して、金融市場では一般に、空売りに関連した制度が整備され、空売りが比較的容易に実施できる状況にある。それにもかかわらず、幾つかの金融商品に関して、一物一価の法則が成立しないことが確認されている。従って、金融市場のミスプライシングの主因が空売り制約であるとは言い難いことになる。

空売り制約以外の原因としては、裁定リスク（ノイズトレーダーリスク）や投資家センチメント、投資家の異質性等が注目され、理論研究が進められている。De Long et al. (1990)、Shleifer and Vishny (1997) はノイズトレーダーリスクが裁定取引を阻害することを示した。Liu and Longstaff (2004) は担保徴求を考慮した理論モデルを構築し、リスク回避的な投資家にとっての最適な裁定ポジションが裁定取引から得られる期待リターンの変動から影響を受けることを示した。裁定リターンの変動が大きいほど裁定取引が抑制されるのである。Barberis et al. (2005) は、複数の資産価格が共変動するメカニズムをファンダメンタルズに関する情報が相関するという伝統的なファイナンス理論の立場と投資家センチメントが影響しているという非伝統的な視点に分けて整理している。Baker and Stein (2004) 等は、空売り制約がある場合には、資産価格が楽観的な投資家の意見を反映した水準に決定されることを指摘している。このように一物一価の法則を阻害する要因について幾つもの有力な仮説が提示されているものの、筆者の知る限り、何が決定的な要因であるのかという点について、研究者の間にコンセンサスがあるわけではない。

合意が得られない背景には、実証分析を行うことが難しいという事情があると思われる。一物一価の法則に関して実証的な検証を行ううえでは、金融資産のファンダメンタルズ価値を直接観察することができないという課題に直面する。多くの場合、この問題への対応策として、特定の資産価格モデルを想定し、その理論価格をファンダメンタルズ価値と看做すことになる。しかし、この方法は、資産価格モデルが真のモデルであり、且つ、投資家はその資産価格モデルに基づいて行動するという2つの仮定に依存している。従って、想定した価格モデルが真のモデルではないという状況と投資家が合理的ではないという状況を識別することができず、一物一価の阻害要因を一意に定めることが難しくなるのである。

ファンダメンタルズ価値が観察される特殊な状況があれば、特定の資産価格モデルを仮定せずに済み、その結果、一物一価の法則を比較的容易に検証できることになる。Closed End Funds（以下CEF）、双子株式、預託証券、そして本稿の分析対象であるExchange Traded Funds（以下ETF）の各市場では、完全とは言えないまでも、ファンダメンタルズ価値がある程度観察できる。これらの市場では、同じキャッシュフローを生み出す複数の証券が別々の市場で取引されているからである。従って、一方の証券の価値は、他方の証券のファンダメンタルズ価値として看做することができる。こうした特徴を利用すれば、一物一価の法則を比較的厳密に検証することができるのである。

CEFについては、その市場価格とCEFが保有する資産の時価の間に価格差が発生することが謎（anomaly）とされてきた。Lee et al. (1991)、Bodurtha et al. (1995)、Pontiff (1996, 1997)、

Gemmlli and Thomas (2002)、Cherkes et al. (2009) では、一物一価の法則の阻害要因として、税制要因、流動性（換金性）、エージェンシーコスト、投資家センチメント等が指摘されている。但し、CEFの場合には、ファンドマネジャーが運用面での裁量を有するほか、情報開示が必ずしも頻繁に実施されているわけではないため、価格差の発生原因を厳密に検証することは難しいと思われる。

これに対して、双子株式や預託証券の場合には、CEFに関して指摘されてきた問題とは関係がなく、一物一価の法則を検証するのに都合が良いと考えられてきた。Froot and Dabora (1999)、Scruggs (2007)、Mei et al. (2009)、Gagnon and Karolyi (2010) 等は、これらの市場において一物一価の法則が成立していないことを指摘し、また、個別証券のリターンが当該証券が上場する市場インデックスのリターンと有意な関係にあることを報告している。個別証券リターンと市場インデックスリターンの間の関係は、投資家センチメントや投資家間の異質性が資産価格に影響を与えるという議論を裏付けるものと考えられている。こうした議論にみられるように、投資家センチメントが一物一価の法則を阻害している可能性が注目されるようになってきている。

但し、これらの議論には、投資家センチメントをどのように計測するべきか、どのような変数が優れた代理変数となるのか等、未解決の論点が数多く存在している。特に、投資家センチメントの代理変数については、先行研究によって異なった取扱いがされている。Baker and Wurgler (2007) やChen et al. (2010) は投資家センチメントの代理指標として金融市場で観察される様々な変数を候補として挙げている²⁾。Berberis et al. (2005) やScruggs (2007) は証券が上場している市場全体の指数リターンを投資家センチメントの代理指標と位置付けている。これに対してOfek and Richardson (2003)、Baker and Stein (2004)、Hong and Stein (2007) は売買回転率等の流動性指標が投資家センチメントを表すという立場である。Brown and Cliff (2005) は投資家へのサーベイ情報を利用している。Karpoff (1986) やHarris and Raviv (1993) は投資家の異質性と売買量の関係を議論している。このように、投資家センチメントの指標化については、様々な方法が模索されており、定まった手法が確立しているわけではない。

ETF市場についても、CEF市場の分析と同様に、その市場価格と保有資産の時価（Net Asset Value, 以下NAV）との間の価格差について検証が進んでいる。ETFはCEFと異なり、現物設定・交換取引（in-kind transaction）³⁾を通じて発行済株式数（ETF株式数）が変化するため、流通市場の市場価格とNAVが一致し易い。また、双子株式や預託証券に関する先行研究では、異なる国に重複上場している状況を分析対象としているため、実証分析は取引時間の相違や為替リスク等から影響を受ける。これに対してETFの場合には、国内株価指数に連動するETFであれば、これらの問題を回避することができる。このように、ETF市場は一物一価の法則を検証する対象として望ましい性質を具備しているといえる。

2) 個別の代理変数を基に、一つの指標（composite index）を作成するという試みも行っている。

3) 現物設定・交換取引とは、ETFの受益証券（ETF株式）とETFの保有する原資産のパッケージを交換する取引である。この取引はETF市場における裁定取引の根幹を成す。詳細は岩井（2009）を参照。

ETFの市場価格とNAVが乖離する原因については、取引制度が原因であるという見方と投資家センチメントや投資家行動に原因を求める見解の両者がある。例えば、DeFusco et al. (2007) はETFの市場価格が連動指数から乖離する原因を現物設定・交換取引の手続きやETFの保有銘柄数に求めている。また、Jares and Lavin (2004) は、海外株価指数に連動するETFでは、取引時間の相違がETFの市場価格とNAVの乖離を引き起こしている可能性があることを指摘している。

他方、Delcours and Zhong (2007) は海外株価指数連動ETFの市場価格がNAVから乖離していることを合理的な変数だけで説明することは難しく、投資家の過信 (overconfidence) 等が影響している可能性があることを指摘している。Gleason et al. (2004) は、米国ETF市場における投資家行動が市場の上昇局面と下落局面とで異なっていると指摘している。このほかにもEngle and Sakar (2006) は、海外株価指数に連動するETFは国内株価指数に連動するETFに比べて、価格形成が非効率的になっており、その一因として投資家の期待形成が影響していることを述べている。Simon and Sternberg (2005) は、米国に上場する欧州株価指数連動型ETFを分析対象として、米国市場におけるETFの市場価格が欧州市場におけるNAVリターンを予測することができること、同時に、米国市場における市場価格が米国株式市場の動向に対して過剰に反応している可能性があることを示している。

以上述べてきた通り、一物一価の法則を検証するうえで、ファンダメンタルズ価値を明示的にモデル化する必要のないETF市場は望ましい分析対象となる。但し、ファンダメンタルズ価値の定式化を回避したとしても、投資家センチメントの計測方法には課題が残る。本稿では、後者の問題に対しては、幾つかの変数を利用することで対応する。本稿は2つの意味で貢献することを目指す。第一は、先行研究で注目されてこなかった日本の市場を分析対象とすることによって、一物一価の法則が成立しない原因について、新たな発見を提供することである。第二は、我が国のETF市場に特有の諸制度を明示的に分析対象に取り入れることによって、ETF市場の望ましい制度設計の在り方について、示唆を引き出すことである。

3. ETF市場のモデル化

3.1. ETF市場のマーケットマイクロストラクチャー

ETFの法的な定義は国によって異なるが、ETFの特徴に着目すれば「ETFは発行市場と流通市場から成り、発行市場においては現物設定・交換取引を通じて株式数が増減し、流通市場において随時売買が可能な集団投資スキーム」といえる。発行市場における「価格」であるNAVと流通市場における「価格」である市場価格の間に価格差が発生した場合に、現物設定・交換取引等を通じた裁定取引が発生する。裁定取引が速やかに発生し、効率的な価格形成が実現するように、欧米ETF市場には様々な制度的な工夫が施されている。具体的には、(1) Indicative NAVの公表・開示、(2) 保有資産情報を記載したPortfolio Composition File (以下PCF) の公表、(3) 現物設定・交換取引

の利用、(4) 流動性義務を負ったマーケットメーカーの活用、(5) ETFデリバティブ市場の整備、等である。

これに対して、日本のETF市場の取引制度は欧米ETF市場と異なっている。具体的には、(1) Indicative NAVが利用されていない、(2) PCFの公表内容が不完全である、(3) 現物設定・交換取引を行えない日（以下、設定交換不可日）が多い、(4) 流通市場において流動性義務を負ったマーケットメーカーが存在しない、(5) ETFデリバティブ市場も存在しない⁴⁾。Indicative NAVが利用されず、PCFが不完全である状況においては、指定参加者等の一部の機関投資家と個人投資家の間で情報量に格差が発生する可能性がある。特に、ファンダメンタルズに関する情報が発行市場の参加者に知れ渡ったとしても、Indicative NAVやPCFによる情報公表が不十分であるために、流通市場の投資家には当該情報が遅れて伝達されることが予想される。更に、現物設定・交換取引ができない日には、流通市場と発行市場を跨る裁定取引が制限されるため、ファンダメンタルズに関する情報が流通市場の価格に反映される速度が一層低下することも予想される。

3.2. 価格モデル

我が国ETF市場のマーケットマイクロストラクチャー面での特徴を念頭に置き、ETF市場の価格モデルを導出する。Scruggs (2007) の議論を参考に、ETFの流通市場と発行市場の価格が互いに独立した4つのファクターによって決定されると考える。即ち、

$$r_{t,i}^S = u_{t,i}^S + \omega_{t,i}^S + \eta_{t,i}^S + \varepsilon_{t,i}^S \quad \dots (1)$$

$$r_{t,i}^P = u_{t,i}^P + \omega_{t,i}^P + \eta_{t,i}^P + \varepsilon_{t,i}^P \quad \dots (2)$$

によって決定されると仮定する。上付き文字 S は流通市場、 P は発行市場を示す。下付き文字の t は時点を、 i は銘柄を指す。 $r_{t,i}^S$ は市場価格リターンを、 $r_{t,i}^P$ はNAVリターンを示す。 $u_{t,i}$ は経済全体へのファンダメンタルズショックによって引き起こされたファンダメンタルズ価値の変化を表す。 $\omega_{t,i}$ は銘柄固有のファンダメンタルズショックによって発生したファンダメンタルズ価値の変化である。 $u_{t,i}$ 、 $\omega_{t,i}$ は共に時間に関して独立とする。 $\eta_{t,i}$ はノイズトレーダーのセンチメントの変化によって発生するシステムティックなノイズショックである。このショックはクロスセクションで相関するものとする。これに対して $\varepsilon_{t,i}$ は銘柄に固有のノイズトレーダーのセンチメント変化によるショックである。

前述の通り、我が国のETF市場では、Indicative NAVやPCFが利用されていない。この結果、ファンダメンタルズ価値に関する新たな情報が価格に反映される速度——以下、「情報反映速度」と

4) 最近になってIndicative NAVとPCFが漸く利用され始めている。具体的には、東京証券取引所が2011年4月から一部のETFのIndicative NAVの算出・公表を開始したほか、大阪証券取引所はPCFを公表する方針を示した。但し、本稿の分析期間中については、Indicative NAVは利用されておらず、また、PCFも不完全な内容であった。この点も含めて、内外ETF市場の諸制度については岩井 (2009, 2010, 2011) を参照。

呼称 —— が発行市場と流通市場で異なっている可能性がある。また、設定交換不可日においては、流通市場の情報反映速度が一層遅くなっている可能性もある。この点をモデル化するために、 $v_{t,i}^S \equiv u_{t,i}^S + \omega_{t,i}^S$ 、 $v_{t,i}^P \equiv u_{t,i}^P + \omega_{t,i}^P$ と表記して、次式を仮定する。

$$v_{t,i}^S = \alpha v_{t,i}^P + (1-\alpha)v_{t-1,i}^P, \quad t \in \text{設定交換可能日} \quad \dots (3)$$

$$v_{t,i}^S = \beta v_{t,i}^P + (1-\beta)v_{t-1,i}^P, \quad t \in \text{設定交換不可日} \quad \dots (4)$$

α, β は $0 < \alpha, \beta < 1$ を満たす定数である。(3)式、(4)式は、 t 時点で発生したファンダメンタルズ価値に関する情報が発行市場には同時点で全て反映されるのに対して、流通市場には、一部(α, β)の情報だけが同時点で反映され、残りの情報は $t+1$ 時点で反映されることを示している。仮に、流通市場における情報反映速度が設定交換不可日に一層遅くなるならば、

$$0 < \beta < \alpha < 1 \quad \dots (5)$$

となる。以上より、発行市場と流通市場のリターン格差($r_{t,i}^{S-P}$)は、設定交換可能日には

$$r_{t,i}^{S-P} = \underbrace{(\alpha-1)v_t^P - (\alpha-1)v_{t-1}^P}_{\text{ファンダメンタルズ ショック}} + \underbrace{(\eta_t^S - \eta_t^P)}_{\text{システムティック ノイズショック}} + \underbrace{(\varepsilon_t^S - \varepsilon_t^P)}_{\text{銘柄固有 ノイズショック}} \quad \dots (6)$$

となり、設定交換不可日には、

$$r_{t,i}^{S-P} = (\beta-1)v_t^P - (\beta-1)v_{t-1}^P + (\eta_t^S - \eta_t^P) + (\varepsilon_t^S - \varepsilon_t^P) \quad \dots (7)$$

と表される。左辺のリターン格差は、ファンダメンタルズショック、システムティックなノイズショック、銘柄固有のノイズショックから構成される。このリターン格差は、発行市場と流通市場を跨るロングショートポジションのリターンを表すと解釈することができる⁵⁾。ここで、(1)式及び(2)式のファクター間に幾つかの仮定⁶⁾を課すと、

$$\text{Cov}(r_{t,i}^{S-P}, r_{t-1,i}^{S-P}) = -(\alpha-1)^2 \text{Var}(v_{t-1,i}^P), \quad t \in \text{設定交換可能日} \quad \dots (8)$$

$$\text{Cov}(r_{t,i}^{S-P}, r_{t-1,i}^{S-P}) = -(\beta-1)^2 \text{Var}(v_{t-1,i}^P), \quad t \in \text{設定交換不可日} \quad \dots (9)$$

を得る。これは、ある条件下において、リターン格差が1階の負の系列相関を持つことを示している。なお、(5)式が成立している場合には、 $0 > -(\alpha-1)^2 \text{Var}(v_{t-1,i}^P) > -(\beta-1)^2 \text{Var}(v_{t-1,i}^P)$ となり、負

5) $r_{t,i}^{S-P}$ は同時点におけるリターン格差である。従って、ここでいうロングショートポジションとは、各時点にポジションを再構築している状態を指す。ある時点において流通市場と発行市場を跨ってロングショートポジションを組成し、そのポジションが時間を通じてどのようなリターンを産み出すかを考察する場合には、本稿の定義では不適当となる。本稿では、流通市場と発行市場の間でリターン格差が発生する理由に注目しているので、同時点のリターン格差を使った分析を行っている。

6) 本稿では、紙幅の制約から、モデルの展開に必要な全ての前提条件を明記することはしない。割愛されている前提条件のほとんどは、(1)式および(2)式の各ファクター間の共分散に関するものであり、それほど制約的なものではない。

の系列相関は設定交換不可日において顕著になる。

3.3. 推定モデル

Scruggs (2007) は、前節とほぼ同様の価格モデルを基に、リターン格差を被説明変数とし、その1階のラグ変数、投資家センチメント指標を説明変数とするGARCHモデルを提案している⁷⁾。但し、Scruggs (2007) の推定モデルには、(6)式に現れている t 時点のファンダメンズショックが説明変数に含まれていない。本稿では、Scruggs (2007) と同様の推定式 ((10)~(12)式) の他に、 t 時点のファンダメンタルズ変数を考慮した(10')式を利用したGARCHモデルも推定する。具体的な推定式は

$$r_{t,i}^{S-P} = c + \phi r_{t-1,i}^{S-P} + \delta I_{t,i} r_{t-1,i}^{S-P} + \lambda (\text{Sentiment}_{t,i}^S - \text{Sentiment}_{t,i}^P) + e_{t,i} \quad \dots (10)$$

$$e_{t,i} \sim N(0, h_{t,i}) \quad \dots (11)$$

$$h_{t,i} = c' + a h_{t-1,i} + b e_{t-1,i}^2 \quad \dots (12)$$

$$r_{t,i}^{S-P} = c + \phi r_{t-1,i}^{S-P} + \delta I_{t,i} r_{t-1,i}^{S-P} + \lambda (\text{Sentiment}_{t,i}^S - \text{Sentiment}_{t,i}^P) + \xi r_{t,i}^P + e_{t,i} \quad \dots (10')$$

である。ここで、 $I_{t,i}$ は現物設定・交換可能日に1をとるダミー変数、 $\text{Sentiment}_{t,i}^S$ 、 $\text{Sentiment}_{t,i}^P$ はそれぞれ流通市場と発行市場に関する t 時点における投資家センチメントを捉えた変数である。 $c(c')$ 、 ϕ 、 δ 、 λ 、 ξ 、 a 、 b は係数パラメータである。 $e_{t,i}$ は誤差項であり、銘柄固有のノイズショックを含むと考える。

前述のように、我が国では、Indicative NAVやPCFが十分に利用されておらず、流通市場の情報反映速度が発行市場よりも遅い可能性があった。これが事実だとすれば、 ϕ はマイナスになる。同様にして、現物設定・交換取引ができないことが流通市場の情報反映速度を一層遅らせるのであれば、 δ はプラスになるはずである。また、Scruggs (2007)、Froot and Dabora (1999) 等が指摘しているように、システマティックな投資家センチメントが価格に影響を与えているならば、 λ はプラスになると予想される。

7) Froot and Dabora (1999) は、誤差項にGARCH項を想定していないが、類似の推定モデルを利用している。

4. 実証分析

4.1. データ

分析対象は国内株価指数に連動するETFのうち必要なデータを入手できた53銘柄である（表1）。データは株式会社QUICKのAstra Managerから入手した。分析期間は、銘柄によって異なるが、最大で2008年8月から2010年8月までであり、データの頻度は全て日次である。

表1 対象ETF

証券コード	取引所	連動指数	証券コード	取引所	連動指数	証券コード	取引所	連動指数
1320	大証	日経225	1636	東証	TOPIX17-建設資材	1645	東証	TOPIX17-運輸物流
1321	大証	日経225	1620	東証	TOPIX17-素材化学	1629	東証	TOPIX17-商社卸売
1329	東証	日経225	1637	東証	TOPIX17-素材化学	1646	東証	TOPIX17-商社卸売
1330	東証	日経225	1621	東証	TOPIX17-医薬品	1630	東証	TOPIX17-小売り
1346	大証	日経225	1638	東証	TOPIX17-医薬品	1647	東証	TOPIX17-小売り
1343	東証	東証REIT	1622	東証	TOPIX17-自動車輸送機	1631	東証	TOPIX17-銀行
1345	東証	東証REIT	1639	東証	TOPIX17-自動車輸送機	1648	東証	TOPIX17-銀行
1310	東証	TOPIX Core 30	1623	東証	TOPIX17-鉄鋼非鉄	1632	東証	TOPIX17-金融
1311	東証	TOPIX Core 30	1640	東証	TOPIX17-鉄鋼非鉄	1649	東証	TOPIX17-金融
1344	東証	TOPIX Core 30	1624	東証	TOPIX17-機械	1633	東証	TOPIX17-不動産
1316	東証	TOPIX100	1641	東証	TOPIX17-機械	1650	東証	TOPIX17-不動産
1317	東証	TOPIX Mid 400	1625	東証	TOPIX17-電機精密	1610	東証	東証電気機器
1318	東証	TOPIX Small	1642	東証	TOPIX17-電機精密	1613	東証	東証電気機器
1617	東証	TOPIX17-食品	1626	東証	TOPIX17-情報サービスその他	1612	東証	東証銀行業
1634	東証	TOPIX17-食品	1643	東証	TOPIX17-情報サービスその他	1615	東証	東証銀行業
1618	東証	TOPIX17-エネルギー資源	1627	東証	TOPIX17-電力ガス	1314	東証	S&P日本新興株100
1635	東証	TOPIX17-エネルギー資源	1644	東証	TOPIX17-電力ガス	1312	大証	ラッセル野村スモールキャップコア
1619	東証	TOPIX17-建設資材	1628	東証	TOPIX17-運輸物流			

変数の定義は次の通りである。 $r_{t,i}^{S-P}$ は、ETF市場価格（終値）の日次変化率（ $r_{t,i}^S$ ）と各ETFが公表したNAVの日次変化率（ $r_{t,i}^P$ ）⁸⁾の差である。

$I_{t,i}$ には現物設定・交換日を利用することが望ましいが、筆者の知る限り、個別銘柄の現物設定・交換日を本稿の分析期間に遡って入手できる公開情報は存在しない。本稿では、ETF受益株式数が実際に変化した場合を現物設定・交換取引が可能であった状態と見做し、受益株式数が変動したことを示すダミー変数を作成した。なお、現物設定・交換取引の実務を勘案して、ダミー変数は次の3種類を利用する⁹⁾。

$$I_{t,i} = \begin{cases} 1 & \text{if } x \text{ 日後の適時開示において ETF 受益証券数が変化, } x=1,2,3 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad \dots (13)$$

$Sentiment_{t,i}^S - Sentiment_{t,i}^P$ については、前節で紹介した先行研究の議論も踏まえて、次の3種類を利用する。

8) 分配金落ちの調整を行うため、ETFの決算日の3営業日前から1営業日前については、NAVから1株当たりの分配金を控除した系列を利用している。

9) 例えば、設定については、 t 日の適時開示においてETF受益証券数が増加している場合、既に $t-1$ 日～ $t-3$ 日の間に設定の申込みが発生している可能性がある。従って、設定を申し込む投資家は、 $t-1$ 日～ $t-3$ 日の時点において各種の裁定取引を実施していると予想される。

$$Sentiment_{i,t}^S - Sentiment_{i,t}^P = \begin{cases} \text{TOPIX リターン} - \text{ETF連動指数リターン} \\ \text{東証1部売買回転率} - \text{ETF売買回転率} \\ \text{dlog(東証1部売買回転率)} - \text{dlog(ETF売買回転率)} \end{cases} \cdot \dots \quad (14)$$

売買回転率は売買金額（日次）を時価総額で除した数値である。(14)式の定義においては、流通市場の投資家センチメントは東証1部において、発行市場の投資家センチメントは当該ETF市場においてそれぞれ捉えられると考えている¹⁰⁾。その理由は、発行市場に参加する投資家は指定参加者を始めとする機関投資家が太宗であり、これらの投資家は自ら、ETFの日中価格や注文フロー等の情報を収集し、ETF市場の詳細な動向を常に注視していると考えられる。従って、これら投資家の投資家センチメントはETF市場の動きから影響を受けると予想される。これに対して、流通市場には相対的に多くの個人投資家に参加しているが、Indicative NAVやPCFが不完全な状態においては、これら投資家はETF市場の日中の動向について情報面で劣後する。こうした状況では、流通市場における投資家の投資マインドはETF市場の動向よりも株式市場全体の動きから影響を受けると予想される。

4.2. ファンダメンタルズ要因

予備的な分析として、Scruggs (2007) に倣って、ETFの市場価格リターンをファンダメンタルズの変化によって発生した部分とそれ以外に分解する。ETF市場におけるファンダメンタルズ要因の変化はNAVリターンに反映されると考えることができるので、市場価格リターンを被説明変数、NAVリターンを説明変数とする線形モデル(15)式を考察する。

$$r_{i,t}^S = c + \alpha_{-1} r_{i,t-1}^P + \alpha_0 r_{i,t}^P + \alpha_{+1} r_{i,t+1}^P + \varepsilon_{i,t} \quad \dots \quad (15)$$

c , α_{-1} , α_0 , α_{+1} は係数パラメータである。(15)式を銘柄別にOLS推定した結果が表2である¹¹⁾。全ての銘柄において、 α_0 が有意に0と異なる結果となった¹²⁾。また、 α_{-1} は約半分の銘柄において有意に0と異なる結果が得られたが、 α_{+1} に関しては、約9割の銘柄において有意な結果は得られなかった。これらの結果は、流通市場が同日及び前日の発行市場における価格変化から影響を受けていることを示すものである。特に、 α_{-1} が有意となった銘柄では、発行市場がファンダメンタルズ価値の変化に反応してから一日遅れて、流通市場の価格が変化していることになる。また、モデルの当てはまり度合を決定係数で評価すると、決定係数の平均値及び中央値は約0.8である。つまり、流通市場における価格変化の約2割はファンダメンタルズ以外の要因によって引き起こされていると考えることができる¹³⁾。

10) $Sentiment_{i,t}^S$ に東証1部のデータを利用しているため、本稿ではTOPIX連動型ETFは分析対象から除外している。

11) $r_{i,t}^S$, $r_{i,t}^P$ に対して単位根検定（ADFテスト、5%基準）を実施したところ、ほぼ全ての銘柄において定常であることが確認された。

12) 本稿では特に断りのない限り、有意性は5%基準で判断する。

13) (15)式ではなく、 $r_{i,t}^S = c + \alpha_0 r_{i,t}^P + \varepsilon_{i,t}$ 及び $r_{i,t}^S = c + \alpha_{-1} r_{i,t-1}^P + \alpha_0 r_{i,t}^P + \varepsilon_{i,t}$ を推定しても、同様の指摘をすることができる。

表2 市場価格リターン変動に対するファンダメンタルズ要因の説明力

$$r_{i,t}^S = c + \alpha_{-1} r_{i,t-1}^p + \alpha_0 r_{i,t}^p + \alpha_{+1} r_{i,t+1}^p + \varepsilon_{i,t}$$

	c	α_{-1}	α_0	α_{+1}	$\chi^2(\alpha_{-1} + \alpha_0 + \alpha_{+1} = 1)$	adj R ²	DW-stat
平均	0.000 (0.846)	0.082 (0.227)	0.875 (0.000)	0.017 (0.423)	1.372 (0.428)	0.789	2.843
中央値	0.000 (0.860)	0.067 (0.042)	0.903 (0.000)	0.013 (0.434)	0.790 (0.374)	0.818	2.876
最大値	0.000 (0.996)	0.259 (0.999)	0.991 (0.000)	0.174 (0.982)	7.641 (0.945)	0.987	3.240
最小値	0.000 (0.448)	-0.015 (0.000)	0.646 (0.000)	-0.183 (0.012)	0.005 (0.006)	0.414	2.144
棄却数	0	27	53	6	5		
全銘柄	53	53	53	53	53		
<構成比>	0.0%	50.9%	100.0%	11.3%	9.4%		

(注) 1. 括弧内はp値。推定に際してNewey&Westの標準誤差を利用している。

2. 棄却数は、p値が0.05未満であった銘柄数を示す。

3. 構成比は、サンプル銘柄数（53銘柄）に対する棄却数の割合である。

4.3. その他の要因

ETFの価格変動のうちファンダメンタルズ要因によらない2割の部分はどのようにして発生しているのだろうか。3.2節で導入したGARCHモデルを銘柄別に推定し、この点を考察する。表3、4が推定結果である¹⁴⁾。(10)式を含むGARCHモデルが表3、(10')式が表4に対応する。

次の諸点を確認できる。第一に、 ϕ の推定値が全ての銘柄においてマイナスで有意となった。このことは、流通市場の情報反映速度が発行市場に比べて遅いことを示している。Indicative NAVやPCFが不完全である我が国の取引制度が、こうした現象を引き起こしているという考え方を支持する結果である。

第二に、 δ の推定値がプラスで有意になっている銘柄が散見される。これらの銘柄では、現物設定・交換取引を通じてETF受益証券数が増加している局面においては、流通市場がファンダメンタルズに関連する情報を比較的速やかに反映していることになる。換言すれば、現物設定・交換取引を通じた裁定取引が円滑に機能していることを示唆する結果である。但し、 δ の推定値が予想に反してマイナスで有意になっている銘柄も少なからず確認された。従って、現物設定・交換取引が裁定取引を円滑にしている効果は、全てのETFにおいて発生しているわけではないと考えられる。

第三に、 λ の推定値が表3のPanel Aの定式化を除けばほとんどの銘柄で有意にならなかった。つまり、システマティックな投資家センチメントがETF市場におけるミスプライシングを引き起こしている可能性は低いと考えられる。

第四に、決定係数が高くても0.6弱である。ほとんどのETFにおいて、銘柄固有のノイズショックがミスプライシングに大きな影響を与えている可能性がある。

14) (10)式及び(10')式の各変数に関して単位根検定（ADFテスト、5%基準）を実施したところ、ほとんどの変数について定常であることが確認された。

表3 リターン格差の決定要因 (ベースモデル)

$$\begin{cases} r_{t,i}^{S-P} = c + \varphi r_{t-1,i}^{S-P} + \delta I_{t,i} r_{t-1,i}^{S-P} + \lambda (Sentiment_{t,i}^S - Sentiment_{t,i}^P) + e_{t,i} \\ e_{t,i} \sim N(0, h_{t,i}) \\ h_{t,i} = c' + ah_{t-1,i} + be_{t-1,i}^2 \end{cases}$$

	φ			δ			λ			a			b			adj R ²		
	$\varphi < 0$	\times	$0 < \varphi$	$\delta < 0$	\times	$0 < \delta$	$\lambda < 0$	\times	$0 < \lambda$	$a < 0$	\times	$0 < a$	$b < 0$	\times	$0 < b$	min	mean	max
Panel A : $Sentiment^S - Sentiment^P = \text{TOPIXリターン} - \text{ETF連動指数リターン}$																		
$I_t=1\text{day}$	53	0	0	10	30	13	1	31	21	1	5	47	2	11	40	-0.08	0.21	0.45
$I_t=2\text{day}$	53	0	0	4	43	6	2	30	21	1	5	47	2	12	39	-0.08	0.21	0.46
$I_t=3\text{day}$	53	0	0	3	43	7	2	30	21	0	6	47	2	13	38	-0.08	0.20	0.46
Panel B : $Sentiment^S - Sentiment^P = \text{東証1部売買回転率} - \text{ETF売買回転率}$																		
$I_t=1\text{day}$	53	0	0	9	35	9	3	49	1	0	6	47	2	15	36	-0.11	0.19	0.44
$I_t=2\text{day}$	53	0	0	4	43	6	3	49	1	0	7	46	2	15	36	-0.11	0.19	0.44
$I_t=3\text{day}$	53	0	0	1	47	5	3	50	0	0	6	47	2	15	36	-0.12	0.18	0.44
Panel C : $Sentiment^S - Sentiment^P = \text{dlog(東証1部売買回転率)} - \text{dlog(ETF売買回転率)}$																		
$I_t=1\text{day}$	53	0	0	10	31	12	3	45	5	0	6	47	2	17	34	-0.10	0.19	0.49
$I_t=2\text{day}$	53	0	0	4	43	6	6	42	5	0	6	47	2	17	34	-0.10	0.19	0.49
$I_t=3\text{day}$	53	0	0	2	47	4	3	45	5	0	7	46	2	16	35	-0.10	0.18	0.49

(注) 表中の係数は、5%基準で有意であった銘柄数を示す。例えば、 $\varphi < 0$ ($0 < \varphi$) は、 φ の推定値が5%基準で0よりも小さいこと(大きいこと)を示す。 \times は、分析対象企業数から、5%基準で0よりも大きい銘柄と5%基準で0よりも小さい銘柄を除いた銘柄数である。Adj R²には、決定係数の最小、平均、最大を報告している。

表4 リターン格差の決定要因 (修正モデル)

$$\begin{cases} r_{t,i}^{S-P} = c + \varphi r_{t-1,i}^{S-P} + \delta I_{t,i} r_{t-1,i}^{S-P} + \lambda (Sentiment_{t,i}^S - Sentiment_{t,i}^P) + \zeta r_{t,i}^P + e_{t,i} \\ e_{t,i} \sim N(0, h_{t,i}) \\ h_{t,i} = c' + ah_{t-1,i} + be_{t-1,i}^2 \end{cases}$$

	φ			δ			λ			ζ			a			b			adj R ²		
	$\varphi < 0$	\times	$0 < \varphi$	$\delta < 0$	\times	$0 < \delta$	$\lambda < 0$	\times	$0 < \lambda$	$\zeta < 0$	\times	$0 < \zeta$	$a < 0$	\times	$0 < a$	$b < 0$	0	$0 < b$	min	mean	max
Panel A : $Sentiment^S - Sentiment^P = \text{TOPIXリターン} - \text{ETF連動指数リターン}$																					
$I_t=1\text{day}$	53	0	0	11	31	11	4	44	5	35	18	0	1	8	44	1	14	38	0.04	0.24	0.53
$I_t=2\text{day}$	53	0	0	4	46	3	3	45	5	35	18	0	1	8	44	1	14	38	0.04	0.24	0.53
$I_t=3\text{day}$	53	0	0	6	38	9	3	46	4	35	18	0	0	10	43	1	17	35	0.04	0.24	0.54
Panel B : $Sentiment^S - Sentiment^P = \text{東証1部売買回転率} - \text{ETF売買回転率}$																					
$I_t=1\text{day}$	53	0	0	11	31	11	5	45	3	38	15	0	1	8	44	1	14	38	0.04	0.24	0.53
$I_t=2\text{day}$	53	0	0	3	45	5	5	46	2	37	16	0	0	9	44	1	13	39	0.04	0.24	0.53
$I_t=3\text{day}$	53	0	0	6	39	8	5	47	1	39	14	0	1	10	42	1	15	37	0.04	0.24	0.54
Panel C : $Sentiment^S - Sentiment^P = \text{dlog(東証1部売買回転率)} - \text{dlog(ETF売買回転率)}$																					
$I_t=1\text{day}$	53	0	0	9	34	10	7	43	3	39	14	0	1	9	43	2	13	38	0.05	0.24	0.56
$I_t=2\text{day}$	53	0	0	3	46	4	6	44	3	40	13	0	1	8	44	2	12	39	0.05	0.24	0.56
$I_t=3\text{day}$	53	0	0	5	40	8	6	43	4	40	13	0	0	11	42	2	13	38	0.05	0.24	0.57

(注) 表中の係数は、5%基準で有意であった銘柄数を示す。例えば、 $\varphi < 0$ ($0 < \varphi$) は、 φ の推定値が5%基準で0よりも小さいこと(大きいこと)を示す。 \times は、分析対象企業数から、5%基準で0よりも大きい銘柄と5%基準で0よりも小さい銘柄を除いた銘柄数である。Adj R²には、決定係数の最小、平均、最大を報告している。

4.4. 頑健性テスト

前節の推定結果は、情報反映速度の違いだけでなく、銘柄に固有のノイズショックも一物一価の

阻害要因となっている可能性を示すものであった。本節では、銘柄固有のノイズショックがミスプライシングに与える影響を明示的に取扱う。具体的には、(10)式、(10')式のGARCH項 ($\hat{h}_{i,t}$) を用いて、それぞれ次の線形回帰モデルをOLS推定する。被説明変数はリターン格差の絶対値であり、 $c, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5$ は係数パラメータである。

$$\left| r_{i,t}^{S-P} \right| = c + \beta_1 \left| r_{i,t-1}^{S-P} \right| + \beta_2 I_{i,t} \left| r_{i,t-1}^{S-P} \right| + \beta_3 \left| \text{Sentiment}_{i,t}^S - \text{Sentiment}_{i,t}^P \right| + \beta_4 \hat{h}_{i,t} + v_{i,t} \quad \dots (16)$$

$$\left| r_{i,t}^{S-P} \right| = c + \beta_1 \left| r_{i,t-1}^{S-P} \right| + \beta_2 I_{i,t} \left| r_{i,t-1}^{S-P} \right| + \beta_3 \left| \text{Sentiment}_{i,t}^S - \text{Sentiment}_{i,t}^P \right| + \beta_4 \hat{h}_{i,t} + \beta_5 \left| r_{i,t}^P \right| + v_{i,t} \quad \dots (16')$$

推計結果（表5、6）をみると次の点が確認できる。第一に、 β_1 の推定値が大部分の銘柄においてプラスで有意となった。これは、ミスプライシングが持続することを示しており、(10)及び(10')式において ϕ がマイナスで有意となったことと整合的である。

第二に、 β_2 の推定値がマイナスで有意になるケースが多い。現物設定・交換取引によってETF受益証券数が変化する状況において、ミスプライシングの程度が低下することを示しており、前節の結果と整合的である。

第三に、 β_3 の推定値が不安定な結果となった。投資家センチメントの代理変数として売買回転率を用いた場合（表5、6のPanel B）に有意な結果が散見されるが、これは前節の結果と異なるものである。表3、4で有意な結果が得られていたのは投資家センチメントとして株価リターン変数を用いた場合であった。表3～6までの結果を総合的に捉えると、投資家センチメントの代理指標として、どのような変数を利用するかによって、推定結果が大きな影響を受けていると考えるべきであろう。いずれにせよ、表5、6の結果は、システムティックな投資家センチメントがETF市場の価格形成に与える影響はそれほど明瞭ではないということを改めて示すものである。

第四に、 β_4 の推定値が大部分のケースで有意にプラスとなった。これは、ロングショートポジションのリターンの変動が大きくなるほど、裁定取引が阻害され、その結果、ミスプライシングが発生するというLiu and Longstaff (2004) の理論仮説を支持する結果である。

なお、これらの推定結果は、ETF市場の価格形成の非効率性を推定した岩井 (2010, 2011) の推定結果とも整合的である。最後に、決定係数が表3、4に比べれば高水準になったが、それでも平均値は0.3程度に止まっている。従って、ETF市場において一物一価の法則が成立しないのは、本稿で考察したマーケットマイクロストラクチャー要因、投資家センチメント、裁定取引リスクだけでなく、別のメカニズムが影響している可能性がある。

表5 裁定リスクを考慮したリターン格差の決定要因 (ベースモデル)

$$|r_{i,t}^{S-P}| = c + \beta_1 |r_{i,t-1}^{S-P}| + \beta_2 I_{i,t} |r_{i,t-1}^{S-P}| + \beta_3 |Sentiment_{i,t}^S - Sentiment_{i,t}^P| + \beta_4 \hat{h}_{i,t} + v_{i,t}$$

	β_1			β_2			β_3			β_4			adj R ²		
	$\beta_1 < 0$	×	$0 < \beta_1$	$\beta_2 < 0$	×	$0 < \beta_2$	$\beta_3 < 0$	×	$0 < \beta_3$	$\beta_4 < 0$	×	$0 < \beta_4$	min	mean	max
Panel A: $Sentiment^S - Sentiment^P = \text{TOPIXリターン} - \text{ETF連動指数リターン}$															
$I_t = 1\text{day}$	0	17	36	17	30	6	0	47	6	0	22	31	-0.04	0.27	0.65
$I_t = 2\text{day}$	0	17	36	20	26	7	0	46	7	0	22	31	-0.03	0.27	0.66
$I_t = 3\text{day}$	0	18	35	13	34	6	0	46	7	0	22	31	-0.03	0.27	0.66
Panel B: $Sentiment^S - Sentiment^P = \text{東証1部売買回転率} - \text{ETF売買回転率}$															
$I_t = 1\text{day}$	0	17	36	17	28	8	0	34	19	0	21	32	-0.03	0.27	0.67
$I_t = 2\text{day}$	0	20	33	15	30	8	0	34	19	0	22	31	-0.03	0.28	0.67
$I_t = 3\text{day}$	0	22	31	14	31	8	0	34	19	0	20	33	-0.03	0.28	0.67
Panel C: $Sentiment^S - Sentiment^P = \text{dlog(東証1部売買回転率)} - \text{dlog(ETF売買回転率)}$															
$I_t = 1\text{day}$	0	17	36	16	32	5	0	53	0	0	20	33	-0.03	0.26	0.67
$I_t = 2\text{day}$	0	19	34	18	29	6	0	53	0	0	21	32	-0.02	0.26	0.67
$I_t = 3\text{day}$	0	21	32	16	31	6	0	52	1	0	18	35	-0.02	0.26	0.67

(注) 表中の係数は、5%基準で有意であった銘柄数を示す。例えば、 $\beta_1 < 0$ ($0 < \beta_1$) は、 β の推定値が5%基準で0よりも小さいこと(大きいこと)を示す。×は、分析対象企業数から、5%基準で0よりも大きい銘柄と5%基準で0よりも小さい銘柄を除いた銘柄数である。推定に際して、Newey&Westの標準誤差を利用している。adj R²には、決定係数の最小、平均、最大を報告している。

表6 裁定リスクを考慮したリターン格差の決定要因 (修正モデル)

$$|r_{i,t}^{S-P}| = c + \beta_1 |r_{i,t-1}^{S-P}| + \beta_2 I_{i,t} |r_{i,t-1}^{S-P}| + \beta_3 |Sentiment_{i,t}^S - Sentiment_{i,t}^P| + \beta_4 \hat{h}_{i,t} + \beta_5 |r_{i,t}^P| + v_{i,t}$$

	β_1			β_2			β_3			β_4			β_5			adj R ²		
	$\beta_1 < 0$	×	$0 < \beta_1$	$\beta_2 < 0$	×	$0 < \beta_2$	$\beta_3 < 0$	×	$0 < \beta_3$	$\beta_4 < 0$	×	$0 < \beta_4$	$\beta_5 < 0$	×	$0 < \beta_5$	min	mean	max
Panel A: $Sentiment^S - Sentiment^P = \text{TOPIXリターン} - \text{ETF連動指数リターン}$																		
$I_t = 1\text{day}$	0	14	39	16	30	7	1	50	2	0	26	27	0	40	13	-0.05	0.28	0.68
$I_t = 2\text{day}$	0	14	39	19	27	7	1	50	2	0	27	26	0	40	13	-0.04	0.28	0.68
$I_t = 3\text{day}$	0	13	40	15	31	7	0	51	2	0	26	27	0	40	13	-0.05	0.28	0.68
Panel B: $Sentiment^S - Sentiment^P = \text{東証1部売買回転率} - \text{ETF売買回転率}$																		
$I_t = 1\text{day}$	0	17	36	16	29	8	0	43	10	0	28	25	0	38	15	-0.05	0.29	0.69
$I_t = 2\text{day}$	0	17	36	16	30	7	0	41	12	0	30	23	0	38	15	-0.04	0.29	0.69
$I_t = 3\text{day}$	0	16	37	11	34	8	0	41	12	0	26	27	0	38	15	-0.05	0.29	0.69
Panel C: $Sentiment^S - Sentiment^P = \text{dlog(東証1部売買回転率)} - \text{dlog(ETF売買回転率)}$																		
$I_t = 1\text{day}$	0	17	36	16	31	6	0	53	0	0	25	28	0	36	17	-0.04	0.28	0.69
$I_t = 2\text{day}$	0	19	34	17	29	7	0	53	0	0	28	25	0	36	17	-0.03	0.28	0.69
$I_t = 3\text{day}$	0	16	37	14	32	7	0	53	0	0	26	27	0	37	16	-0.04	0.28	0.69

(注) 表中の係数は、5%基準で有意であった銘柄数を示す。例えば、 $\beta_1 < 0$ ($0 < \beta_1$) は、 β の推定値が5%基準で0よりも小さいこと(大きいこと)を示す。×は、分析対象企業数から、5%基準で0よりも大きい銘柄と5%基準で0よりも小さい銘柄を除いた銘柄数である。推定に際して、Newey&Westの標準誤差を利用している。adj R²には、決定係数の最小、平均、最大を報告している。

5. 結論

本稿では、一物一価の法則が成立しない理由を、日本のETF市場を分析対象として考察した。ETF市場を分析することによって、特定の資産価格モデルを想定することを回避することができた。また、我が国のETF市場には欧米市場とは異なるマーケットマイクロストラクチャーが採用されている。こうした制度面での相違を念頭に置いて、ETF市場における価格形成の特徴を実証的に考察した。

分析の結果、流通市場における価格はファンダメンタルズ要因以外の諸要因から影響を受けており、このことが一物一価の法則を妨げていることがわかった。一物一価を阻害する具体的な要因としては第一に、流通市場と発行市場の情報反映速度の違いがある。ファンダメンタルズに関する情報が市場価格に反映される所要時間はNAVに反映される時間よりも長いのである。その背景には、Indicative NAVやPCFが利用されていないという日本のETF市場に特有の制度設計が影響している可能性がある。また、現物設定・交換取引が制限されていることが、ミスプライシングを生み出している可能性もあった。

第二に、銘柄に固有のノイズトレーダーリスクが裁定取引を抑制している可能性も確認された。ノイズトレーダーが存在するなかで裁定取引を行うことのリスクがあるために、裁定取引が十分に発生せず、一物一価の法則が阻害されていると考えられる。

他方、システマティックな投資家センチメントが価格形成に与えている影響はほとんど確認されなかった。これは、国内株式市場に参加する投資家とETF市場に参加する投資家のセンチメントにそれほどの違いがないことを示唆する結果である。従って、Barberis et al. (2005) 等におけるhabitat viewやcategory viewは、国内の投資家行動には当てはまらないと思われる。

但し、一物一価の法則が成立していないことを、制度要因やノイズトレーダーリスクだけで説明することは難しく、本稿では分析できなかった何等かのメカニズムが働いている可能性はある。この点は今後の研究課題である。なお、一物一価の法則を阻害している各種の制度要因については、最近になって一定の進展がみられているものの、一層の制度改革の必要性も検討される必要がある。この点は政策課題と位置付けることができよう。

参考文献

- Baker, M., and J. C. Stein (2004), "Market Liquidity as a Sentiment Indicator," *Journal of Financial Markets*, Vol.7, No.3, pp. 271-299.
- Baker, M., and J. Wurgler (2007), "Investor Sentiment in the Stock Market," *Journal of Economic Perspectives*, Vol.21, No.2, pp. 129-151.
- Barberis, N., A. Shleifer, and J. Wurgler (2005), "Comovement," *Journal of Financial Economics*, Vol.75, pp. 283-317.

- Bodurtha, J., D. Kim, and M. C. Lee (1995), "Closed-end Country Funds and US Market Sentiment," *Review of Financial Studies*, Vol.8, pp. 879-918.
- Brown, W. G., and M. T. Cliff (2005), "Investor Sentiment and Asset Valuation," *Journal of Business*, Vol.78, No.2, pp. 405-440.
- Chen, H., T. T.-L. Chong, and X. Duan (2010), "A Principal-Component Approach to Measuring Investor Sentiment," *Quantitative Finance*, Vol.10, No.4, pp. 339-347.
- Cherkes, M., J. Sagi, and R. Stanton (2009), "A Liquidity-Based Theory of Closed-End Funds," *Review of Financial Studies*, Vol.22, No.1, pp. 257-297.
- Cutler, M. D., J. M. Poterba, and L. H. Summers (1989), "What Moves Stock Prices?," *Journal of Portfolio Management*, Spring, pp. 4-12.
- De Fusco, D. R., S. I. Ivanov, and G. V. Karels (2009), "The Exchange Traded Funds' Pricing Deviation: Analysis and Forecasts," *Journal of Economics and Finance*, DOI(10.1007/s12197-009-9090-6).
- Delcours, N., and M. Zhong (2007), "On the Premiums and of iShares," *Journal of Empirical Finance*, Vol.14, pp. 168-195.
- De Long, B. J., A. Shleifer, L. H. Summers, and R. J. Waldmann (1990), "Noise Trader Risk in Financial Markets," *Journal of Political Economy*, Vol.98, No.4, pp. 703-738.
- Engle, R., and D. Sarkar (2006), "Premiums-Discounts and Exchange Traded Funds," *Journal of Derivatives*, Summer 2006, pp. 27-45.
- Froot, A. K., and E. M. Dabora (1999), "How are Stock Prices Affected by the Location of Trade?" *Journal of Financial Economics*, Vol.53, pp. 189-216.
- Gagnon, L., and G. A. Karolyi (2010), "Multi-market Trading and Arbitrage," *Journal of Financial Economics*, Vol.97, pp. 53-80.
- Gemmill, G., and D. C. Thomas (2002), "Noise Trading, Costly Arbitrage, and Asset Prices: Evidence from Closed-End Funds," *Journal of Finance*, Vol.57, No.6, pp. 2571-2594.
- Gleason, C. K., I. Mathur, and M. A. Peterson (2004), "Analysis of Intraday Herding Behavior Among the Sector ETFs," *Journal of Empirical Finance*, Vol.11, pp. 681-694.
- Harris, M., and A. Raviv (1993), "Differences of Opinion Make a Horse Race," *Review of Financial Studies*, Vol.6, No.3, pp. 473-506.
- Hong, H., and J. C. Stein (2007), "Disagreement and the Stock Market," *Journal of Economic Perspectives*, Vol.21, No.2, pp. 109-128.
- 岩井浩一 (2009), 「我が国ETF市場のマーケットマイクロストラクチャーと投資家の注文行動」『FSAリサーチ・レビュー』第5号, 金融庁金融研究センター, 5-53頁.
- (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』Vol.48, No.11, 17-28頁.
- (2011), 「日本のETF市場における非効率性とその発生原因」『ディスカッションペーパー』DP2010-5, 金融庁金融研究センター.
- Jares, E. T., and A. M. Lavin (2004), "Japan and Hong Kong Exchange-Traded Funds (ETFs): Discounts, Returns, and Trading Strategies," *Journal of Financial Services Research*, Vol.25, No.1, pp. 57-69.
- Lamont, A. O., and Thaler, H. R. (2003), "The Law of One Price in Financial Markets," *Journal of Economic Perspective*, Vol.17, No.4, pp. 191-202.

- Lee, C. M. C., A. Shleifer, and R. H. Thaler (1991), "Investor Sentiment and the Closed-End Fund Puzzle," *Journal of Finance*, Vol.46, No.1, pp. 75-109.
- Liu, J., and F. A. Longstaff (2004), "Losing Money on Arbitrage: Optimal Dynamic Portfolio Choice in Markets with Arbitrage Opportunities," *Review of Financial Studies*, Vol.17, No.3, pp. 611-641.
- Karpoff, M. J. (1986), "A Theory of Trading Volume," *Journal of Finance*, Vol.41, No.5, pp. 1069-1087.
- Mei, J., J. A. Scheinkman, and W. Xiong (2009), "Speculative Trading and Stock Prices: Evidence from Chinese A-B Share Premia," *Annals of Economic and Finance*, 10-2, pp. 225-255.
- Ofek, E., and M. Richardson (2003), "DotCom Mania: The Rise and Fall of Internet Stock Prices," *The Journal of Finance*, Vol.58, No.3, pp. 1113-1137.
- Pontiff, J. (1996), "Costly Arbitrage: Evidence form Closed-End Funds," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.111, No.4, pp. 1135-1151.
- (1997), "Excess Volatility and Closed-End Funds," *American Economic Review*, Vol.87, No.1, pp. 155-169.
- Roll, R. (1988), "R2," *Journal of Finance*, Vol.43, No.3, pp. 541-566.
- Scruggs, T. J. (2007), "Noise Trader Risk: Evidence from the Siamese Twins," *Journal of Financial Markets*, Vol.10, pp. 76-105.
- Shleifer, A., and R. Vishny (1997), "The Limits of Arbitrage," *Journal of Finance*, Vol.52, No.1, pp. 35-55.
- Simon, P. D. and S. Sternberg (2005), "Overreaction and Trading Strategies in European iShares," *Journal of Derivatives*, Summer, pp. 29-41.