

# 日本株式の需要曲線の形状について

岡 田 克 彦

## 要 旨

効率的市場仮説では、株価はファンダメンタル価値を反映して決定されるためフラットな需要曲線を持つと考える。本稿では価格ウェイト指数という特徴を持つ日経225に大きな指数裁定取引残高がある点に着目し、ファンダメンタル情報を持たない需要ショックが株価に与える影響を考察することで、株式需要曲線の形状を調査する。1991年から2004年のサンプルで検証した結果、新規採用銘柄は一時的な上昇に留まらず、プラスの超過リターンを維持することが明らかとなった。日本株式の需要曲線は下降しているのである。更に、超過リターンの発生は、需要ショックのみならず、裁定リスクとも有意に正の相関を持つことが明らかとなり、下降需要曲線の傾きは代替証券の入手可能性によって決定されていることが分かった。

## I はじめに

現代ファイナンス理論においては、株式には完全な代替証券が存在し、それゆえに株式の需要曲線がフラットであるということは長い間前提として考えられてきた。もしある証券が完全に弾力的な需要を持つならば、どのような供給ショック、需要ショックもそれが情報を含んでいない限り価格に影響を与えることはない。過去の先行研究では新たな情報を含まない需要ショック、供給ショックに対して株価がどう反応するかを、多様なイベントスタディを通じて分析している。例えば Scholes [1972]<sup>1)</sup> は大口売買の実証研究により、株式の大口の売り注文に対しての下落幅は限定的であることを示し、「ブロックトレード」において、需要の弾力性の存在を確認している。その他にも「新株発行」「株式分割」などのイベントでも株式の需要の弾力性については研究されているが、各イベントが持つ情報効果を完全に除去することは出来ていない。銘柄入れ替えのイベントスタディについては、そのイベントが事前に何らかの情報を伝えるものだという明らかな証拠がないという意味で、株式需要の弾力性をテストするには好都合なフレームワークだと考えられる。銘柄入れ替え日の前後において、新規採用銘柄に超過リターンが観察されれば、それは株式が下降需要曲線 (Downward Sloping Demand Curve) を持つものだと考えることができる。

このような報告は米国において多くされている。もし株式が短期的に下降需要曲線をもつとすれば、それは一時的な需要ショックが収まった段階で株価は元の鞘に収まることを意味する。Harris/Gurel [1986] の S & P 500 の採用銘柄における発見はこのようなものであった。一方、株式が長期的に下降需要曲線を持つとすればそのような超過リターンは永続的なものとなる。Shelifer [1986], Beneish/Whalery [1996] Lynch/Mendenhall [1997], Kaul, Mehrotra/Morck [2000], Blume/Edelen [2001], Wurgler/Zhuravskaya [2002] らの研究によれば採用銘柄の超過リターンはイベント終了後も保持され、この仮説を支持している。

本稿では、日経225指数銘柄入れ替え時の採用銘柄の超過リターンを観察し、日本の株式が需要ショックに対してどのように反応するかについて調査した。日経225指数の銘柄入れ替えをイベントとして取り上げるのは、それが米国市場の実証分析にはないユニークな視点を提供してくれるからである。第1に、日経225指数が日本を代表する指数でありながら、先進国では唯一の価格ウェイト指数であるという点である。価格ウェイト指数は S & P 500 種平均やその他の多くの国の株価指数のような時価総額ウェイト指数と異なり、現物指数と先物指数の裁定取引を行い易い指数である。従って、裁定取引に絡む売買も米国のそれよりも多く、相場観を伴わない売り買い (forced buying and selling) が交錯する。このような売り買いはファンダメンタル情報に基づいて行われるものではなく、純粋な需要 (供給) ショックが与える影響を考察するという点では、非常に有効な枠組みを提供してくれるということである。更に第2点として、日本市場固有の株式持合いという習慣の存在が挙げられる。株式持合いにより銘柄によって浮動株比率が異なるため、需要ショックの採用・除外銘柄全体への影響だけではなく個別銘柄に与える影響も詳細に比較することが可能となったのである。本稿では1991年から2004年までの全52回の銘柄入れ替えを分析したが、米国の多くの報告と同様、採用銘柄は有意に正の超過リターンを示す事が明らかになった。また、その超過リターンの源泉について調査するために、株式の代替可能性と超過リターンの関係についても調査したが、代替可能性の小さな銘柄ほど超過リターンも大きいという結果を得た。また取引高については、指数に採用後急激に高まる傾向が確認された。日本の株式の需要曲線はフラットではなく長期的な下降需要曲線を持ち、需要曲線の傾きは、当該銘柄の代替証券の入手可能性によって決定されるという Wurgler/Zhuravskaya [2002] の報告と整合的な結果となったのである。本稿の構成は以下の通りである。まず第二節では内外の先行研究の流れと、銘柄入れ替えの理論を紹介し、本論文の位置づけを考える。第三節ではデータと方法論について述べる。第四節では超過リターンと出来高についての実証結果を報告する。第五節では、米国の既存仮説について日経225の実証結果を用いて検証する。第六節は結論である。

## II 先行研究と銘柄入れ替えに関する仮説

銘柄入れ替えイベント時に、採用銘柄が上昇し、除外銘柄が下落することについて、3つの仮説が考えられている。不完全代替仮説（長期的下降需要曲線仮説）、価格圧力仮説（短期的下降需要曲線仮説）、情報仮説である。効率的市場仮説では、株式はそもそもフラットな需要曲線を持つと考えられる。即ち、株価は当該株式のファンダメンタル価値を反映して決まっているものであり、通常の商品のように需要が増えたからといって価格が上昇するわけではない。仮に当該株式への需要が増えたとしても、ファンダメンタルが変わらない限り、その株価は変わらないのである。この意味で株式の需要曲線はフラットである。ここであるA社の株価が、ファンダメンタルが変わらないにも関わらず上昇したらどうなるだろう。効率的市場では、合理的な投資家であるところの裁定取引業者が参入し、瞬時にして株価の上昇を抑えると考える。裁定業者はA社と同じようなファンダメンタルを有している別のB社株式を購入し、需給バランスが崩れたことにより上昇したA社株式を売却するという取引を行うからである。結果的にファンダメンタル価値から乖離して取引されるどのような証券に対しても、裁定業者が参入するため、市場の価格はやがてファンダメンタル価値に収束すると考える。

Scholes [1972] はブロックトレードが行われたときの株価の動きを通じて、株価が需給を反映して変動するかどうかを調査した。彼は大口の売り注文に対する株価が大きく反応する場合と、それほど反応しない場合があることに気が付いた。そしてその差異を分析した結果、何らかの情報に基づいて大きな売り注文がある株式は下落の程度が大きい、ポートフォリオの入れ替えという目的で大きな売り注文が出ているときは、株価はさほど反応しないことを発見したのである。結論として、効率的市場仮説が予想するとおり、株価は非情報（non-information）には反応せず、同じようなファンダメンタルを持つ資産の期待収益率は等しくなるのである。Scholesによると株式は芸術品のようにこの世に1つの品物ではなく、不確実なキャッシュフローに対する請求権であるという。こう考えると、直接、間接にこれを代替することは可能であり、一時的な需給関係のバランスの変化により株価が変動するのであれば、裁定業者がこれを是正するであろう。これに対して不完全代替仮説は市場が完備でないことを指摘する。市場が完備であれば、ファンダメンタル価値よりも乖離した証券を売買して裁定取引ができるだろうが、同じようなファンダメンタルを持つ代替証券が市場に存在しない場合は、裁定取引ができないのである。即ち、大口買い注文で割高になる株式を売却し、同じようなファンダメンタルを持つ証券に乗り換えようと裁定業者が考えたとしても、代替証券が存在しないため乗り換えることができないのである。従って、不完備な市場で裁定取引を試みる投資家は「裁定リスク（arbitrage

risk)」を負わなければならない。その結果、十分な数の裁定取引に従事する投資家が存在せず、僅かな売り手しか存在しない採用銘柄に指数入れ替えの買い注文が集中して価格は上昇する。そして価格は新たな需給を反映したところで高止まりする。これは下降需要曲線仮説（Downward Sloping Demand Curve 仮説）とも呼ばれ、株式の需要曲線はフラットではなく、下降曲線であると主張するものである。Shleifer [1986] は S & P 500 種での銘柄入れ替え時に、採用銘柄は平均で 3% 上昇することを発見し、この上昇幅が銘柄入れ替え実施後も維持されることから、この現象を不完全代替仮説で説明している。

Wurgler/Zhuravskaya [2002] は 1976 年から 1996 年までの S & P 500 指数の銘柄入れ替えを調査し、採用銘柄は平均で 3.5% 上昇し、上昇幅は維持されることを確認している。彼らは併せて、採用銘柄がどの程度他の株式で代替できるかを調査し、平均的な採用銘柄ではその  $\frac{1}{4}$  さえ代替できない事を示している。代替証券の有無の程度で表される裁定リスクの大小は下降需要曲線の角度を決定する。裁定リスクが大きければ大きいほど、需要曲線の角度は急になり、一時的な需要の増加が超過収益率に与える影響は大きくなる。逆に裁定リスクが小さければ超過収益率も小さい、と結論づけている。彼らの定義する裁定リスクは、S & P 500 種指数の銘柄入れ替えをうまく説明し、取引コストと同様市場の効率性を阻む要因の一つに列挙している。Hanaeda/Serita [2002] は観察された超過収益率と入れ替え株式の需要ショック、裁定リスク等のリスクプロファイルとの回帰分析を行った。そしてそれらのリスクと超過収益率が正の関係にあることを指摘し、（市場に代替証券が存在しないようなリスクプロファイルを持つ証券ほど超過収益率が高いため）不完全代替仮説を支持している。

一方価格圧力仮説は、市場のマーケットメーカーに着目し、指数採用銘柄の株価上昇は、一時的にマーケットメーカーが流動性を供給する際にインセンティブを要求することが原因だと解釈している。通常マーケットメーカーは当該株式を売り持ちし、時間をかけてそのポジションをスクエアにしていくが、その期間当該株式の価格変動リスクにさらされることになる。これについてのリスクプレミアムが、価格上昇によって織り込まれると考えるのだ。これは株式が短期的な下降需要曲線を持つということである。この仮説が正しいとすれば、採用銘柄の株価は流動性トレーダーがポジションを反対売買するにつれて下落するであろう。Harris/Gurel [1986] は 1978 年から 1983 年までの S & P 500 種の入替えを調査し、採用される銘柄が出来高、価格ともに上昇するが、約二週間でその効果は消滅する点を指摘した。彼らは、採用銘柄の上昇は、銘柄入れ替えに伴う大口注文に株価が反応しているだけであって、単なる価格圧力であると結論づけている。

すべての情報は株価に反映されているという立場から、指数に採用されるということ自

体が何らかのポジティブな非公開情報をシグナリングしていると考えられることもできる。これが情報仮説である。指数に採用されることで会社の知名度が高まり、アナリストのカバレッジに入ることによって投資家がアクセスし易くなる等のメリットを反映して価格が上昇するのであれば、それは需給の変化で価格が上昇するのではなく、あくまでもファンダメンタルな部分の変化を反映した価格の上昇である。

Beneish/Gardner [1995] はダウ平均の銘柄入れ替えを調査し、ダウ平均に新規採用される銘柄には出来高や価格に何の変化もなかったが、除外される銘柄は有意な株価の下落が観察されたと報告している。ダウ平均は S & P 500 種指数とは異なり、インデックスファンドがトラックする指数としては一般的に用いられていない。従って、銘柄入れ替えに伴う売買は活発に行われず、対象銘柄への需給の変化は少ない筈である。ところが、採用銘柄がまったく反応しない一方で、除外銘柄だけが有意に下落するという非対称な現象が観察される。これは不完全代替仮説でも、価格圧力仮説でも説明できず、指数から除外されるという情報に何らかのファンダメンタルに関するシグナルが含まれていると考えるのが妥当だと主張している。

Jain [1987] は S & P のサブインデックスについての銘柄入れ替えを調査し、インデックスファンドがベンチマークとして使っていない指数でさえ採用銘柄が上昇し、除外銘柄が下落している点を指摘し、採用、除外というイベントが持つ情報こそが超過収益率の源であると主張している。Dhillon/Johnson [1991] は S & P 500 種の銘柄入れ替えについて、採用銘柄の社債、コール、プットの価格を調べた。社債やオプション価格を観察することで市場が原資産の価格変化をどう捉えているかが分かるからである。その結果採用銘柄の変動率及び資本コストは低下しており、指数銘柄への組み入れが将来キャッシュフローに対する情報をシグナルしていると結論づけている。Denis et. al [2003] は S & P 500 指数への採用銘柄のアナリストの予想 EPS と、その後の実現利益について追跡調査をおこなった。その結果アナリストの 1 株当りの利益予想においても、実現益においても採用後に増加するという、情報仮説と整合的な結果を報告している。

### III データと方法論

#### 1 データ

本稿では 1991 年以降から 2004 年 12 月までの全銘柄入れ替えについて、イベントスタディの手法で分析する。日経 225 先物取引が 1988 年大阪証券取引所で開始されてから初めての大規模な入れ替えがあったのが、1991 年 9 月であり、それを起点としてサンプルを収集した。銘柄入れ替えの影響をみる場合にまず銘柄入れ替え実施のニュースがいつの時点で公



開情報となったかを知る必要がある。日本経済新聞記事を日経テレコンで検索することで新聞発表の日時を特定し、その日を発表日とする。全てのケースにおいて、発表は証券取引所の取引が終了した大引け後に行われており、その翌日の日本経済新聞及び日本金融新聞の朝刊に掲載されている。従って、銘柄入れ替えイベントが市場に反映されるのは発表日の翌営業日からとなっている。サンプル企業や指数の価格データについては、野村総合研究所のオーロラデータベースを使用し、一部の財務データや株主構成のデータについては、日経 NEEDS を用いた。

筆者の設定するサンプル期間では93銘柄が採用された。ここには日本経済新聞社が定期的に見直す純粋な銘柄入れ替えと、構成銘柄の倒産、合併、上場廃止等の理由で225銘柄に足りなくなった場合に補充する意味合いの銘柄入れ替えが混在している。発表日から実施日まで2日間から27日間とまちまちであり、52回の平均では11.82日（カレンダーベース）となっている。新規採用銘柄の中にも、合併して新会社となり、新会社の株式と、合併する前の株価に連続性が無い場合がある。例えば日本興業銀行、第一勧業銀行、富士銀行が合併してみずほとなったが、みずほの株価はこれら三社の株価とは全く連続性がない。このような場合は、ベータの推定が困難であるという理由でサンプルから除外した。更に、既存の225採用銘柄以外の企業と合併した場合や上場廃止になった場合なども、銘柄イベントのインパクトを測るという目的には沿わない。このようなスクリーニングの結果、52イベントの内32イベントを分析対象とすることとなった。

## 2 日本の銘柄入れ替えの特徴

日経225の銘柄入れ替えの特筆すべき特徴は、指数の計算方法にある。S & P 500 種平均やカナダの TSE300 指数など、先行研究の大多数は時価総額加重平均型の株価指数で行われている。一方日経225は価格ウェートの平均指数であり、単純に225銘柄の株価合計値を日経新聞社が計算する除数で割った値として公表されているものである。価格ウェート指数と時価総額ウェート指数の最も大きな実務的差異は、前者が現物指数との裁定取引を実施し易いという点にある。

例えば、先物市場の株価指数が現物株式指数よりも理論値を超えて高く取引されれば、裁定取引業者が割安な現物指数を買って割高な先物指数を売るという取引をする。この際、時価総額加重平均指数で裁定取引をする場合は指数ポートフォリオの時価総額の変動に合わせて、銘柄を少しずつ売買する。このような微調整がなければ、忠実に指数をトラックできないからである。それに対して、価格ウェート株価指数で裁定取引をする場合には、その後の市場変動による調整は必要がなく、現物指数と先物指数のスプレッドを裁定取引実行時に確定することができるのである。その意味で裁定取引業者が参入しやすく、理論

表1：裁定取引残高と先物建玉の推移

年/月	日経225裁定残高			先物建玉	
	裁定残高 (百万円)	裁定株式数 (千株)	AB(千株)	日経平均 (百万円)	Topix (百万円)
1991年3月	829,319	675,377	2,401	4,665,680	698,939
1991年9月	1,138,675	1,014,648	3,608	3,732,017	569,723
1992年3月	1,265,369	1,421,869	5,056	3,383,065	2,480,594
1992年9月	741,335	741,334	2,636	2,248,309	379,065
1993年3月	1,128,710	1,270,342	4,517	2,620,465	727,003
1993年9月	1,205,743	1,254,016	4,459	2,217,640	983,198
1994年3月	1,191,017	1,250,590	4,447	1,535,184	1,128,231
1994年9月	737,596	771,877	2,744	2,156,519	987,669
1995年3月	820,157	1,065,811	3,790	1,895,556	774,650
1995年9月	1,882,532	2,181,199	7,755	2,719,919	1,393,275
1996年3月	2,826,069	2,784,809	9,902	5,472,683	2,326,006
1996年9月	2,796,620	2,757,016	9,803	4,265,861	1,771,132
1997年3月	1,702,533	1,949,953	6,933	4,218,575	1,526,804
1997年9月	1,369,777	1,547,996	5,504	2,991,487	1,486,377
1998年3月	1,623,328	1,977,549	7,031	3,278,693	1,537,876
1998年9月	538,367	752,001	2,674	2,303,057	1,363,779
1999年3月	944,304	1,111,438	3,952	3,169,250	1,202,098
1999年9月	801,750	827,508	2,942	2,699,586	1,499,462
2000年3月	2,285,801	2,062,232	7,332	2,207,799	2,382,721
2000年9月	2,929,952	2,186,433	7,774	1,986,202	1,854,624
2001年3月	3,365,349	2,805,554	9,975	2,150,878	2,237,304
2001年9月	1,507,301	1,599,583	5,687	1,374,125	1,787,659
2002年3月	1,623,321	1,598,890	5,685	1,696,793	2,362,432
2002年9月	938,608	980,718	3,487	1,310,864	1,785,741
2003年3月	708,942	857,500	3,049	1,168,225	1,834,803
2003年9月	2,159,677	1,895,669	6,740	2,215,848	2,593,641
2004年3月	2,879,861	2,315,803	8,234	2,997,910	3,782,085
2004年9月	2,278,143	1,978,449	7,034	2,244,408	3,057,826

(注) 金額ベースの裁定残高は東京証券取引所より提供されたものである。AB(四列目)は裁定取引に占める日経225の割合が80%であるとの前提で算出した、指数構成銘柄1銘柄当たりの裁定残高である。日経225の建玉は大阪証券取引所より、Topixの建玉は東京証券取引所より提供を受けた。但しSGX(旧SIMEX)の建玉は含まれない為、サンプル期間後半では裁定残高よりも小さくなる場合が発生する。

値からの乖離が起り難い市場のはずである。

表1は東京証券取引所が発表している裁定取引残高の推移と、先物市場の建玉の推移を表したものである。東京証券取引所は裁定取引が日経225先物に対して行われたものか、Topix先物に対して行われたものかの区別は行っていない。日経225先物の流動性がTopixのそれよりも圧倒的に高い事実や、先に述べた単純平均指数であるという点に鑑み、日経225に対する裁定取引の方が主流であることは間違いないと思われるが、客観的データがないためどの程度225指数に対する裁定取引であるかははっきりしない。そこで筆者は日

本経済新聞、日本金融新聞の市況欄を1991年まで遡り60%から80%の裁定取引が日経225型であるとの市場推定記事に基づき、裁定残高の80%が日経型であると前提する<sup>2)</sup>。日経225は価格ウェイト指数であるため、裁定残高から各銘柄にどの程度の裁定取引にかかる需要・供給ショックが発生するかは簡単に計算することができる。表1の3列目は株数で表した裁定残高であり、AB (Arbitrage Balance) は日経225の各構成銘柄に対してどの程度の需要・供給ショックを与え得るかという推定値である。1991年3月時点では、現物指数買い、先物売りの裁定残高が8293億円、株数にして6億7530万株存在し、その内の8割が日経225型であるという前提で、1銘柄当たり240万株の買い残高があることを示している。裁定取引は個別銘柄のファンダメンタル価値を分析して売買する投資行動ではなく、先物価格との価格差を収益に結びつけようとした投資行動であるから、将来的にはファンダメンタルとは無関係にそれだけの売り（供給ショック）が発生すると考えられる。銘柄入れ替えは、少なくともAB株の供給ショックを除外銘柄に引き起こし、需要ショックを採用銘柄に引き起こすイベントなのである。

表1の5列目と6列目には日経225先物とTopix先物の建玉を示しておいた。日経225はシンガポール国際金融取引所 (SGX, 旧SIMEX) にも上場されており、取引コストの安さから多くの裁定取引絡みの取引はSGXに移行している<sup>3)</sup>。裁定取引残高よりも少ない建玉残高が年によって存在するのはそのためである。日経225指数は、採用されている225銘柄の株価を単純に合計し<sup>4)</sup>、日本経済新聞社が決定する除数で割った値として計算されている。指数銘柄入れ替え発表があった後も、実施日が到来するまではこの計算方法で算出される。実施日の寄り付きからは、新構成銘柄の株価合計を新除数で割って計算される。即ち、旧構成銘柄の株価合計/旧除数=新構成銘柄の株価合計/新除数、の関係が実施日前日の終値で成り立つ様に新除数が決定され、指数の連続性が保たれるのである。新除数は実施日に日本経済新聞社より発表される。

### 3 方法論

本稿ではサンプル企業について発表日と実施日 (CD) という2つのイベント日を設定する。日本経済新聞社はすべての銘柄入れ替えの発表を市場取引終了後に行っているため、ここでの発表日は発表日の翌営業日 (AD) とする。新構成銘柄への移行の実施はある決められた日の引け値で行われが、指数へのインパクトは翌営業日の始値から発生するため、その日を実施日 (CD) とする。

#### (1) 超過収益率の計測

超過収益率の計測については、市場モデルを用いる。まず、各銘柄の銘柄入れ替え発表



日の前日から200日前 (AD-209, -1) の200日間を推定期間としてベータを推定し、そのベータを用いて、無リスク利率をゼロとおいた市場モデルで超過リターン (AR) の計測を行う<sup>5)</sup>。

$$AR_{it} = R_{it} - \hat{\beta}_i R_{mt} \quad (1)$$

但し  $AR_{it}$  は入れ替え  $i$  のポートフォリオの  $t$  日における超過収益率  $\hat{\beta}_i$  は  $i$  企業の推定ベータ  $R_{mt}$  は Topix の  $t$  日の収益率  $R_{it}$  はポートフォリオの  $t$  日の収益率である。観測期間としては、発表日の60日前から実施日の60日後 (AD-60, CD+60) までを最長のイベント期間とし、次いで (AD-30, CD+30), (CD, CD+13), (CD, CD+8), (AD, CD-1), (AD+1, CD-1) の期間の超過収益率 (AR) を計算し観察する。また、ここで計算された各イベントの超過収益率の有意性を測るために、 $t$  値の計算を行う。

$$t_{AR_{it}} = \frac{AR_{it}}{\hat{\sigma}_i} \quad (2)$$

但し、 $t_{AR_{it}}$  は入れ替え  $i$  の超過収益率の  $t$  値である。

$\hat{\sigma}_i$  は入れ替え  $i$  の対象銘柄について、発表日前10日から210日前までの収益率を標本として求めた標本標準偏差である。銘柄入れ替えショックによって当日中に大きく株価動向が変化すれば、有意な  $t_{AR_{it}}$  が検出されるはずであるが、数日間に渡り少しずつ影響が出る場合は、その値が小さくとも累積超過収益率 (CAR) で捉えることができる。CAR の有意性は  $t_{CAR_{it}}$  で測る。サンプル企業  $i$  の CAR の  $t$  値は

$$t_{CAR_{it}} = \frac{CAR_{it}}{\sqrt{t} \text{日までの累積日数} \hat{\sigma}_i} \quad (3)$$

で求められる。但し、 $CAR_{it}$  は入れ替え  $i$  の対象銘柄の  $t$  日における累積超過収益率である。サンプル企業毎に求められた、超過収益率を発表日と実施日というイベント日に対して相対化するために、平均超過収益率 (MAR) と平均累積超過収益率 (MCAR) を計算する。計算式は以下の通り。

$$MAR_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n AR_{it} \quad (4)$$

但し  $MAR_t$  は  $t$  日の平均超過収益率で、当日に  $n$  社のサンプル企業があるとする<sup>6)</sup>。  $\tau_1$  日から  $\tau_2$  日目までの平均累積超過収益率は  $MCAR_{\tau_1, \tau_2}$  で表し、次式で求められる。

$$MCAR_{\tau_1, \tau_2} = \sum_{t=\tau_1}^{\tau_2} MAR_t \quad (5)$$

ところで、発表日までのイベント期間や実施日以降のイベント期間については、単純なクロスセクションの平均を  $MAR_t$  としているが、発表日から実施日までの期間においては単純な平均では扱えない。何故なら52の銘柄変更イベントのそれぞれの発表日から実施

日までの日数が一定でないからである。つまり、発表日の2営業日後に実施される場合もあれば、発表日の17営業日後に実施される場合も存在するのである。従って、この期間に限っては、各サンプル企業のADからCD-1までの累計超過リターン( $CAR_{i,AD-CD-1}$ )を算出し、それを銘柄数で平均することでMCARを求めている。即ち、

$$MCAR_{AD,CD-1} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n CAR_{i,AD-CD-1} \quad (6)$$

としている。

### (2) 出来高の計測

銘柄変更の出来高へのインパクトを測るために、市場全体の出来高で調整した個別銘柄の出来高を測定する必要がある。このため Harris/Gurel [1986] の方法に倣い、 $t$ 点におけるクロスセクションの出来高の平均を  $MVR_t$  ( $t$ 時点での平均出来高比率, Mean Volume Ratio) を以って測定することとする。

$$MVR_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n VR_{it} \quad (7)$$

但し、 $VR_{it} = \frac{V_{it}}{V_{mt}} \times \frac{V_m}{V_i}$  である。ここで  $V_{it}$  はサンプル企業  $i$  の  $t$  時点での出来高、 $V_{mt}$  は  $t$  時点での東証1部平均株価指数 (TOPIX) の出来高、 $V_m$  は TOPIX を  $t$  時点より遡って100日間の出来高の平均値、 $V_i$  は同期間のサンプル企業の平均値である。ここで得られる値は標準化された出来高指標であり、過去100日間の取引高と比べて変化がなければ期待値は1である。有意性は  $MVR_{AD(-100,-1)}$  の推定期間に基づいて、 $t$  検定で行う。出来高の分布は正規分布ではないため、 $t$  検定が適当でない可能性がある。Lynch/Mendenhall [1997] はこの問題を回避するために別の方法で  $t$  検定を行ったが、本稿では先行研究で最も頻繁に用いられている Harris/Gurel [1986] の方法を用いることにした<sup>7)</sup>。

### (3) 需要ショックの計測

日経225指数に与える需要ショックとして最も大きいものは、225インデックス型投資信託と、日経225先物と現物指数の裁定取引である。本稿ではインデックス型投信で日経225型とTOPIX型のそれぞれの残高データが入手できなかったため、裁定取引に焦点を当てることにする。裁定残高については東京証券取引所が公開情報としているが、日経225指数によるものか、或いはTOPIXの先物との裁定取引であるのかの区別をつけていない。従って、市場推定に依拠し、80%が日経225型裁定取引であると仮定して需要ショックを計測する。需要ショックについては2つの指数を用いる。一つはDSで以下の式で求めら

れる。

$$DS_{it} = \frac{Arb_t \times 0.8 / 225}{Out_i} \quad (8)$$

但し  $DS_{it}$  は  $i$  証券の  $t$  時点での需要ショックであり、 $Arb_t$  は東証が公開する  $t$  時点での株数ベースの裁定取引残高、 $Out_i$  は  $i$  証券の発行済株式数である。ところで、日本市場の特徴の一つとしてよく指摘される点に、株式の持合構造がある。即ち、持ち合い比率の高い銘柄では、それほど多くの株式が市場に出まわっていないために、僅かな需要ショックが発生しても、価格が大きく動く可能性がある。従って、需要ショックは市場の浮動株を考慮したほうが、より正確に実態を反映した変数となる。そこで、 $DSF$  を以下の式で求める。

$$DSF_{it} = \frac{Arb_t \times 0.8 / 225}{Out_i \times (Foreign_i + Indiv_i + Other_i)} \quad (9)$$

但し、 $DSF_{it}$  は  $i$  証券の  $t$  時点での浮動株調整後の需要ショックであり、 $Foreign_i$ 、 $Indiv_i$ 、 $Other_i$  はそれぞれ  $i$  証券の外人持株比率、個人持株比率、その他法人持株比率である。

#### (4) 裁定リスクの計測

裁定リスク ( $Arbrisk$  株式の代替性) の計測はマーケットモデルの残差項の標準偏差をもって計測する。AD-1, AD-200 の推定期間でサンプル企業のベータを計測し、そのベータを用いて当該企業の期待リターンを計測する。当該企業の観察されたリターンと期待リターンの差が残差項である。従って、 $i$  証券の残差項  $\varepsilon_i$  は

$$\varepsilon_i = R_i - E(R_i) \quad (10)$$

で求められる。マーケットモデルで説明できない部分の分散が大きい証券ほど、代替証券が少ないという解釈に基き、 $Arbrisk$  は次の式で求められる。

$$Arbrisk_i = \sqrt{\frac{\sum_{t=AD-1}^{AD-200} (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i)^2}{200}} \quad (11)$$

但し、 $Arbrisk_i$  は  $i$  証券の代替証券がどの程度存在するかの代理変数、 $\bar{\varepsilon}_i$  は推定期間の残差項の平均値である。

## IV 実証結果

### 1 超過リターンの発生状況

表2に示す様に超過リターンの発生状況については、いくつかのイベントウィンドウに分類して分析することにする。発表日 (AD) は日本経済新聞社が発表する日の翌営業日

と規定しているので、発表日には既に市場参加者は銘柄入れ替えにニュースを知って取引している状態である。イベントウィンドウ  $AD-CD-1$  の期間について見てみよう。これは市場にニュースが伝わって取引所が開いた日から指数に採用される前日までの超過リターンである。表2に示しているように、この期間での超過リターンは採用銘柄で14.09%である。大幅な価格変動が起こっていることが理解できよう。この水準は米国におけるそれと比べると圧倒的に高い水準である。例えば、Chen/, Noronha/Singal [2004] の Comprehensive な実証研究によると、1962年から1976年までの期間で+0.588%、1976年から1989年の期間で+3.556%、1989年から2000年までの期間で+6.396%であるから（いずれも  $AD-CD+60$  の期間）、日経225の場合の半分以下であるといえよう。当然、超過リターンがゼロであるという帰無仮説は、いずれも場合も1%の有意水準で棄却される。この結果から読みとれることは、ストロングフォームの効率的市場仮説が成立していないということである。しかしながら、市場の効率性そのものに疑義をさしはさむものではない。何故なら指数に採用されるということが何らかのポジティブな情報であるという視点にたてば、当然期待される結果だからである。次に  $AD+1-CD-1$  の期間のイベントウィンドウではどうなるだろうか。この期間では採用銘柄で9.10%の正の超過リターンが、観察され、いずれも1%の有意水準で帰無仮説を棄却している。この2つのイベントウィンドウの超過リターンから言えることは、採用銘柄は指数に採用されるという情報に大幅にプラスの反応を示し、且つその情報は1日では消化しきれずに、発表日の翌日以降も大幅な上昇を示すという事である。指数に採用という情報が市場に伝わった後でも、採用銘柄にプラスの影響があるという事実は、ただ単にポジティブニュースに市場が反応しているというだけでは説明が付きにくい。この点については以下の仮説検証の節でより詳しく論じることにする。

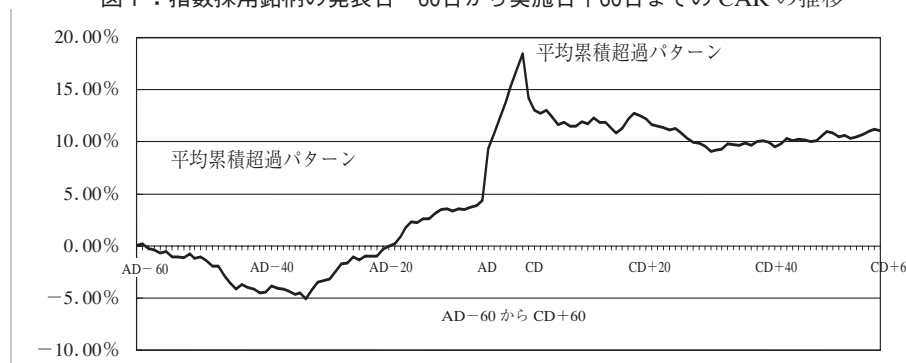
次に実施以降のウィンドウで観察する。Lynch/Mendenhall [1997] の研究では、採用銘柄の実施日以降の出来高を調査し、出来高が通常の水準に戻る日を特定している。即ちその日が銘柄入れ替えに関わる取引が一段落する日であるとして、その日までの超過リターンを計測し、銘柄入れ替えの影響を分析したのである。本稿では彼らのアイデアに倣い、MVR が通常の水準に戻る日を特定したところ、 $CD-CD+13$  であった。この期間では、興味深いことに負の超過リターンを示すのである。そのインパクトは1%の水準で有意であった。価格圧力仮説と長期的下降需要曲線仮説（或いは情報仮説）の現象面での差異は、超過リターンが累積で維持されるか、一時的なものにとどまるかである。そこで、筆者は前後30日、更に前後60日（全て営業日ベース）の比較的長いウィンドウで超過リターンを計測することにした。その結果  $AD-30-AD+30$  の期間においても、また  $AD-60-AD+60$  の期間においても1%の有意水準でプラスの超過リターンが発生している事が明

表2 平均累積超過リターンのイベントウィンドウ別の推移  
(1991年から2004年)

イベントウィンドウ	日数	採用銘柄		
		n	MCAR	t-value
AD-CD-1	6.15	75	14.09%	15.876***
AD+1-CD-1	5.15	75	9.10%	11.202***
CD-CD+13	14.00	75	-6.58%	-4.915***
AD-30-CD+30	66.14		14.62%	5.023***
AD-60-CD+60	126.14		11.04%	2.745***

(注) AD-200-AD-1の推定期間を用いてt検定を行った。\*\*\*, \*\*はそれぞれ1%, 5%の有意水準で超過リターンがゼロであるという帰無仮説を棄却することを意味する。日数はADからCDまでの期間がイベント毎に異なるため、平均日数をベースに算出した。

図1：指数採用銘柄の発表日-60日から実施日+60日までのCARの推移



らかとなった。

図1は採用銘柄をAD-60からCD+60までの期間で累積超過リターンを観測したものである。AD-CD-1の期間については、イベント毎に日数が異なるため、各銘柄についてAD-CD-1までの累積超過リターン( $CAR_{i,AD-CD-1}$ )を求め、それをクロスセクションで平均することで平均累積超過リターンを求めた( $MCAR_{AD,CD-1} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n CAR_{i,AD-CD-1}$ )。AD-CD-1の平均日数は6.15日であるから、 $MCAR_{AD,CD-1}$ を6で割った値を1日当たりのMARとしてグラフ化した。AD-CD-1の期間が直線になるのは、このような操作の結果である。図1から明らかな様にADの数十年前から緩やかにプラスの超過リターンを生み、ADに爆発的に上昇する。CDにおいては上昇の反動から一旦は下落するものの、ある一定の超過リターンは維持されるのである。このような採用銘柄の動向はADからCD-1の期間にオーバーシュートしその後下落する傾向はあるものの、プラスの超過リターンを維持する。これは日本の株式が下降需要曲線を持つという事と整合的な現象



表3 Mean Volume Ratio の発表日の実施日前後の推移

相対日	サンプル数	MVR	t-value
-10	75	1.054	0.473
-9	75	1.014	0.126
-8	75	1.031	0.270
-7	75	1.027	0.232
-6	75	1.084	0.729
-5	75	1.058	0.504
-4	75	1.067	0.583
-3	75	1.247	2.153*
-2	75	1.157	1.369
-1	75	1.324	2.820**
AD	75	4.298	28.752**
CD	75	4.191	27.816***
1	75	2.221	10.646***
2	75	2.106	9.644**
3	75	3.239	19.517***
4	75	3.507	21.855**
5	75	2.389	12.104***
6	75	1.768	6.695***
7	75	1.561	4.894**
8	75	1.681	5.940***
9	75	1.720	6.279***
10	75	1.439	3.828***

(注) MVR は期待値が1であり、t 統計量は MVR=1 であるという帰無仮説を正規分布を仮定して検定したもの。\*\*, \*\*\*はそれぞれ5%, 1%の有意水準で棄却できることを意味する。

である。

## 2 出来高の変化

出来高については Harris/Gurel [1986] の方法論に依拠して、MVR を計測し、その動向を観察する。表3は Mean Volume Ratio を発表日前の10日間と、実施日以降の10日間で観察したものである。MVR は該当日のサンプル企業の出来高と TOPIX の出来高の比率をそれぞれの時価総額で標準化したものであるから、異常な出来高が発生していない限り、その期待値は1となる。

表3から発表日の3日前から出来高が膨らみ始めているのがわかるだろう。通常、銘柄入れ替え時期が近くなると、多くの証券会社が入れ替え基準に鑑みて銘柄入れ替え予想をおこなうのであるが、その影響が現れている可能性はある<sup>8)</sup>。実施日以降の出来高の上昇は顕著である。有意な MVR が実施日以降10日目でも観察され、ここには記していないが、CD+12 まで継続している。

### 3 超過リターンと需要ショック及び裁定リスク

銘柄入れ替え時に発生する超過リターンの源は何であろうか。S & P 500 指数の銘柄入れ替え時の分析に於いて、Wurgler/Zhuravskaya [2002] らは、採用銘柄の裁定リスクを調査し、裁定リスクが高い銘柄ほど超過リターンが高いという結論を得ている。この結果から彼らは、市場の効率性を阻害する要因群のひとつとして、情報コスト、取引コスト (Stoll 2000)、投資家によって異なるファンダメンタルへの信念 (heterogeneous belief from fundamental value) (Bagwell 1992)、ノイズトレーダーの存在 (De Long et. al 1990)、空売り制限 (Chen, Hong and Stein 2002) に加えて、裁定リスクの存在をリストに加えたのである。

前述したように、日経225指数の際立った特徴は、指数の算出が価格ウェイトで行われるために裁定取引をおこないやすいという点である。その特徴ゆえに裁定取引残高が多い場合には3兆円を超える状態にまで積みあがるのである。通常、割高な先物のショートポジションと現物株225指数を持つ裁定業者は、銘柄入れ替えの実施と同時に新銘柄に乗り換えしない限り、価格リスクを負うことになる。このような指数取引に関するリスクを最小限に留めようとする裁定取引業者は、極力実施日前日の終値に近い価格で、除外銘柄を売却し、採用銘柄を購入しようとするであろう。もし、彼らが発表日や実施日直前以外の時点で除外銘柄を売却し、採用銘柄を組み入れたらどうなるだろうか。彼らのポートフォリオは実施日前日の引け値次第で日経平均指数をアンダーパフォームしたり、アウトパフォームしたりすることになるのである<sup>9)</sup>。銘柄入れ替えへの対応が実施日の直前であればあるほどリスクは小さいのである<sup>10)</sup>。従ってファンダメンタルとは無関係な純粋な需要ショックが実施日直前に発生すると考えられる。ここでは入れ替え対象銘柄の超過リターンと需要ショック、超過リターンと裁定リスクの関係について分析を加える。裁定取引業者が与える需要ショックは DS と DSF の 2 つで測る。裁定リスクの測定については、Wurgler/Zhuravskaya [2002] とは異なりマーケットモデルを用いた手法を採用した<sup>11)</sup>。

表4には採用銘柄の超過リターン回帰分析の結果が示してある。被説明変数は3つの観察期間の MCAR であり、モデル1は  $MCAR_{t_1-t_2} = \alpha + \beta_1(DS) + \beta_2(Arbrisk)$  という回帰式をクロスセクションで推定したものである。モデル2はモデル1の DS を DSF に変更したものであり、 $MCAR_{t_1-t_2} = \alpha + \beta_1(DSF) + \beta_2(Arbrisk)$  という回帰式をクロスセクションで推定したものである。AD-CD-1の期間、即ち発表日ショックを含む入れ替え期間では、モデル1及びモデル2双方の場合について、需要ショックと裁定リスクは有意に効いていることがわかる。発表日から実施日前日までの期間については、裁定取引残高の多い銘柄ほど正の超過リターンを示し、また裁定リスクが大きい銘柄ほどその傾向が強いことが明らかになった。指数裁定取引業者は現物指数の入れ替えについて需要ショックを

表4 新規採用銘柄のMCARのクロスセクション回帰

パネルA：MCARの回帰結果（AD-CD-1）n=75				
	モデル1		モデル2	
	係数	t-value	係数	t-value
定数項	0.005	0.109	0.023	0.529
DS	2.392	3.744***		
DSF			0.766	2.600***
RISK	3.043	2.082**	3.075	2.002**
R-square	0.22		0.15	
パネルB：MCARの回帰結果（AD+1-CD-1）n=75				
定数項	-0.040	-1.152	-0.021	-0.583
DS	2.398	4.578***		
DSF			0.759	3.074***
RISK	2.844	2.374**	2.884	2.240**
R-square	0.29		0.19	
パネルC：MCARの回帰結果（CD-CD+13）n=75				
定数項	-0.040	0.332	0.004	0.129
DS	2.398	-0.534		
DSF			0.155	0.672
RISK	2.844	-2.171**	-2.822	-2.341**
R-square	0.07		0.07	

(注) 被説明変数はAD-CD-1の累積超過リターン（パネルA）、AD+CD-1の累積超過リターン（パネルB）、及び実施後CD-CD+13の累積超過リターン（パネルC）の3つである。モデル1は需要ショックに発行済株式数をベースとしたDSを用い、モデル2は浮動株をベースとしたDSFを用いる。\*\*、\*\*\*はそれぞれ5%、1%の水準で有意であることを示す。

引き起こすが、それを吸収する代替証券が存在しないことが、大きな超過リターンへと結びついているのである。この傾向はパネルBで示すAD+1-CD-1の期間、即ち発表日ショックを除く入れ替え期間でも変わりはない。通常、何らかのニュースが市場に伝わった場合、そのニュースは一日で株価に織り込まれる。銘柄入れ替えの情報効果についても、市場に伝わった当日に大幅な価格変動が起こり、その段階で株価には既に銘柄入れ替えの情報は織り込まれていると考えることができる。しかしながら、ここで観察されるように、発表日の翌日以降にも超過リターンが観察され、それが顕著に裁定取引による需要ショックと、裁定リスクに影響されるのは興味深い。次にパネルCに示している、CD-CD+13の期間、即ち実施後の期間のMCARはどうであろうか。この期間では裁定取引に絡む売買は消滅し、ノイズトレーダーの売買が主流になると考えられる。指数裁定取引業者は実施日の前日までに、購入済みだからである。それを裏付ける様に、需要ショックは有意ではない。しかしノイズトレーダーの売買はMVRに示されている通りCD+13まで活発であり、この期間の超過リターンの発生は裁定リスクと有意な負の関係を持つのである。

## V 既存仮説の検証

これまでの実証結果から、銘柄入れ替え時には超過リターンが発生し、クロスセクションの回帰分析から、需要ショックと裁定リスクがその発生状況と深い関係にあることが分かった。日本市場の実証結果から、米国で議論となっている主要な仮説についてその妥当性を検討する。

### 1 不完全代替仮説（長期的下降需要曲線仮説）

不完全代替仮説は下降需要曲線（Downward Sloping Demand Curve 仮説）とも呼ばれるが、文字どおり株式には完全な代替物が存在しないということを意味する。銘柄入れ替えのニュースが市場に伝わった瞬間に、インデックスファンドのファンドマネージャーや指数裁定取引を行っている業者が対象銘柄の需要ショックを生み出す。その対象銘柄には不完全にしか代替証券が存在しないために、裁定取引<sup>12)</sup>が十分に機能しない。その結果需要ショックに対して超過リターンが発生するというのである。本稿の分析では、日経225指数に需要ショック与えるものとして、指数裁定取引に焦点を当て、裁定取引の残高と超過リターンの関係を調査した。

本稿での実証結果を見る限り、不完全代替仮説と整合的な結果である。株価は発表と同時に正の超過リターンを生み出し、 $AD-60-CD+60$ の長いイベントウィンドウで見ても有意に正の超過リターンを生み出しているからである。日本の銘柄入れ替えからは株式の需要曲線は下降していると結論付けることができる。これは Lynch/Mendenhall [1997] や Wurgler/Zhuravskaya [2002] と同じ結論である。更に、超過リターンのクロスセクションでの回帰分析を行った結果、需要ショックと裁定リスクが有意に効いており、発表日から実施日の期間においては、この2つの変数が超過リターンの20%以上を説明するのである。実施日以降では需要ショック要因は有意ではなくなるが裁定リスクはこの期間でも有意である。このように採用銘柄の株価動向を見る限りにおいては不完全代替仮説が最も現象と整合的であるといえよう。

### 2 価格圧力仮説（Price Pressure Hypothesis, 短期的下降需要曲線仮説）

価格圧力仮説は、株式の需要曲線はほんの短い間に限って下降しているということを主張する。あくまでも長期の需要曲線は弾力的なのである。銘柄入れ替えのニュースが伝えられた瞬間に需要ショックが発生するがそれは一時的な価格変化をもたらすのみで、ある程度の時間が経過すればもとに戻るというのがこの仮説で期待される。米国においては Harris/Gurel [1986] Elliott/Warr [2003] が価格圧力と整合的な実証結果を報告している。

本稿の結果からは、超過リターンが維持されるため、この仮説とは整合的ではない。

### 3 情報仮説 (Information or Certification Hypothesis)

情報仮説は日経225指数に採用されることが、何らかの新たなファンダメンタルな情報を伝えるものだという立場に立った見解である。日本経済新聞社はあくまでも企業の公開情報に基づいて、日本経済を代表すると思われる銘柄を選定する。しかし、日本経済新聞社のスクリーニングを合格したという事実が、将来のファンダメンタル価値について示唆的であると言えなくもない。Dhillon/Johnson [1991] はオプションと社債を分析することによって、指数への採用がファンダメンタル価値を高めていると主張した。指数採用銘柄の資本コストが低下していたからである。また Jain [1987] は S & P のサブ指数に採用された銘柄が何の需要ショックも発生しないにも関わらず、正の超過リターンが観察されたと報告している。Denis et. al [2003] は S & P 500 指数への採用銘柄はアナリストの1株当りの利益予想においても、実現益においても採用後に増加すると報告した。このように指数に採用されることが何らかのファンダメンタルにポジティブな情報を伝えているとすれば、財務的に捕らえることができるかもしれない。そこで本稿では銘柄入れ替えの対象銘柄の財務的变化について見てみることにする。増収率、増益率、株主資本成長率の3項目について、指数銘柄入れ替え発表前と発表後でどのような変化があるかを検証した結果、日本の銘柄入れ替えについてはそれほど大きな変化は見られなかった。

表5で示しているのは、採用銘柄の発表前1年間と発表後1年間の財務的变化である。銘柄入れ替え発表時点で最も近い決算数値の前年度からの変化率と、銘柄入れ替え実施後1年間の変化率との差をサンプル企業とコントロールファームで比較したものである<sup>13)</sup>。表5の作成過程を2002年9月5日に採用銘柄となったCSKを例にとって説明しよう。CSKの増収率は、この発表日時点の直近の2001年度(2002年3月末時点)の決算で発表された前年比の数字で5.5%であった。日経225銘柄に採用後の1年間の増収率は1.34%である。即ち、CSKの前年比増収率は指数に採用されてから減少したのである。CSKと同じ業種に属し、且つ企業規模及び簿価時価比率の観点から最もCSKに近いプロフィールを持つ企業は日立ソフトウェアである。同社の同時期の増収率は13.03%と4.26%であり、8.8%減少していた。このことから、CSKの増収率の減速は、指数採用に絡むものではなく、業種や企業規模、簿価時価比率に起因するものと推測できるのである。このような方法で採用されたサンプル企業61社について増収率の差を計算したところ、5.83%から8.06%へと増収率にプラスの変化があったことがわかった<sup>14)</sup>。しかし、このプラスの変化は61社のコントロールファームにおいても観察され、この2つのグループに有意な差は検出されなかった。即ち、増収率については採用銘柄において変化はなかったといえる。増



表5 銘柄入れ替え発表前の1年と発表後の1年の財務的变化

	平均	n	発表前	発表後	t-value
増収率(前年比%)	Sample	61	5.83	8.06	-0.4565
	CF		2.66	3.48	
増益率(前年比%)	Sample	54	12.79	3.36	1.5217
	CF		29.92	44.51	
株主資本成長率(%)	Sample	61	6.79	6.25	0.0093
	CF		9.71	9.22	

(注) CFはサンプル企業の業種、規模、簿価時価比率の3つの基準で最も近い1社を選択したControl Firmを指す。サンプル企業の中から、以下の4つのいずれかに該当する企業は除外した。①有価証券報告書の様式が異なる銀行業、証券業、保険業などの金融業に属する企業。②増益率の値が異常値を示す企業。③銘柄入れ替え実施後上場廃止となった企業。④日経NEEDSでデータの欠損がある企業。7列目のt値は発表前1年間の各項目の変化率と発表後1年間の変化率の差にサンプル企業とControl Firmに差があるかどうかの検定統計量である。

益率、株主資本成長率という項目でも、銘柄入れ替えイベントが何らかの財務的变化を生み出しているという証拠は見当たらない。全てのt値は有意ではなく、サンプル企業とコントロールファームの財務的变化の平均値に差がないという帰無仮説を棄却するには至らなかったのである。このことから銘柄入れ替えが何らかの情報を含むイベントであるという情報仮説は、日本の市場では支持されなかった。

## VI 結 論

本稿では銘柄入れ替えを題材として、イベントスタディのフレームワークで株価の超過リターンを計測した。その結果、米国の先行研究と比較して、日本の日経225指数における新規採用銘柄は米国のそれと比べて倍以上の非常に高い超過リターンを示すことがわかった。これは日経225指数の特徴に起因するものと考えられる。なぜなら、主要国の代表的株価指数としては珍しく、価格ウェイトで算出される日経225は指数裁定取引残高の水準が高いからである。これを裏付けるように、指数裁定業者の必要売買株数と超過リターンの間に正の関係があった。しかし将来のキャッシュフロー系列の現在価値として決定されるべき株価が、なぜ需要ショックに対して超過リターンを生み出すのだろうか。一つの可能性は需要ショックに対して、株価を正常な価格へと導く裁定取引に何らかの制約があるのではないかと、ということである。もしそうであるならば、超過リターンの源泉はPontiff [1996] がクローズドエンドファンドで発見したように、裁定コストに由来するものであるだろう。本稿ではそれを調査するために、マーケットモデルの残差項の標準偏差を裁定リスクの代理変数として扱い、超過リターンとの関係を探った。その結果、需要シ

ショックと裁定リスクが共に有意な関係にあり、裁定リスクが高い銘柄ほど、高い超過リターンが発生していることが明らかとなった。これは不完全代替仮説と整合的な結果である。

日本の株式の需要曲線は長期的に下降しており、その傾きは当該株式の代替証券の入手可能性によって決定されるという Wurgler/Zhuravskaya [2002] の仮説を支持する結果が得られた。

#### 注

- 1) Scholes [1972] は大口売買に関して、売り手の種類と株価の関係を分析した。その結果、売り手が信託基金やエステートの場合は、大口売り注文でも株価はそれほど下落しないことを発見し、売り注文の目的がポートフォリオの入れ替えであると市場が認識している場合は、株価は下落しないとしている。
- 2) 2002年12月時点でドイツ銀証券の裁定取引担当者に確認したところ、80%は日経型ではないかという推定であった。
- 3) 取引コストの安さに加えて、SGX ではスプレッド市場と呼ばれる限月間先物の取引市場が5円刻みで存在し、大阪証券取引所の10円刻みのスプレッド市場よりも裁定業者に好まれている。
- 4) JR や JT, NTT ドコモなどは50円額面に換算して合計されている。
- 5) Lynch/Mendenhall [1997] は市場モデルのベータ推定に (AD-872, -673) の100日間のデータを用いている。銘柄入れ替え前に採用銘柄が正の定数項を持つ事を避ける為の措置であるが、本稿では定数項はクロスセクションではほぼゼロであったため、問題ないと判断し (AD-209, -10) の推定期間を用いた。
- 6) 発表日から実施日の期間は2日から27日までイベントによってまちまちである。従って、MAR の算出は該当日に対象となる銘柄数で平均する必要がある。
- 7) Lynch/Mendenhall [1997] はこの問題を回避するために、次のプロセスを踏んで出来高を計算した。まずサンプル企業の売買代金の対数値を時価総額の対数値で除する。同様に市場の売買代金の対数値を時価総額の対数値で除する。前者の値を被説明変数、後者の値を説明変数として、AD-258 から AD-109 の推定期間で回帰を行い、係数を求める。係数を代入して得た値をイベント期間の出来高の期待値として扱い、観察された出来高と期待出来高の差がゼロであるという帰無仮説を検証する。このプロセスを経て求められた値は正規分布するため t-検定が適用できるのである。
- 8) 証券会社の予想が全ての中ずるとは限らないが、現実に入れ替えられる銘柄1つに対して、入れ替え銘柄候補として複数の銘柄群を報告しているため、それら全ての銘柄の出来高が膨張している可能性がある。
- 9) 次の2つの場合に、このインデックスファンドは日経平均に対しアンダーパフォームする。  
(a)除外銘柄の売却値<実施日前日の引け値 (b)採用銘柄の組み入れ価格>実施日前日の引け値
- 10) 多くの裁定取引業者は採用銘柄 (除外銘柄) が CD-1 まで上昇 (下落) し続ける傾向にあるのを知っているため、必要な売買を AD に行っている可能性は高い。
- 11) Wurgler/Zhuravskaya [2002] の裁定コストの推定方法は本章のそれとは異なる。彼らは1つ

のサンプル企業に対して、業種、規模、簿価時価比率の3つの基準で3つの代替証券を選び出す。そして、その3証券からなるポートフォリオを代替ポートフォリオと仮定し、このポートフォリオで説明できないリターンの誤差項の分散を裁定コストとして扱っている。

- 12) ここで言うところの裁定取引とは、ある証券が合理的な値段から乖離した場合に、市場に参加するであろうという Scholes [1972] がいう意味での裁定取引である。現実には存在するかどうかはわからない。一方、指数裁定取引業者は現実には存在し、割安な現物指数を購入し、割高な先物を売るという取引を繰り返している。彼らの行動は市場統計にも報告されている。
- 13) コントロールファーム (Control Firm) の選択基準は以下の通りである。まず、サンプル企業の業種と同じ業種に属する企業群を特定する。その企業群の中から、規模と簿価時価比率の対数値を合計した値が最もサンプル企業のそれに近い1社を選択する。
- 14) サンプル企業の75社の中から金融業に属する企業、銘柄入れ替え後上場廃止企業及び異常値(データ欠損を含む)を示す企業はサンプルから除外した。除外銘柄についても同様である。

#### 参 考 文 献

- 岡田克彦[2004], 「日経225構成銘柄入れ替えにおける株価動向とトレーディングシミュレーション——1991年以降の全銘柄入れ替えの分析——」証券アナリストジャーナル Vol. 42, (2) pp. 87-103
- 斎藤誠, 大西雅彦[2001] 「日経平均株価の銘柄入れ替えが個別銘柄の流動性に与えた影響について」現代ファイナンス No. 9 pp. 67-82
- Beneish, D. M./Gardner C. J. [1995], "Information Costs and Liquidity Effects from Changes in the Dow Jones Industrial Average List," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* Vol. 30, No. 1 pp. 135-157
- Chen, H., G. Noronha and V. Singal [2004], "The Price Response to S & P 500 Index Additions and Deletions: Evidence of Assymetry and a New Explanation," *Journal of Finance* 59 (4), pp. 1901-1929
- Dhillon, U./Johnson, H. [1991], "Changes in the Standard and Poor's 500 List," *Journal of Business* Vol. 64(1) pp. 75-85
- Elliot, W. B./R. S. Warr [2003], "Price Pressure on the NYSE and NASDAQ: Evidence from S & P 500 index changes," *Financial Management* 32, pp. 85-99
- Hanaeda, H./Serita, T, [2002], "Price and Volume Effects Associated with a Change in the Nikkei 225 List: New Evidence from the Big Change on April 2000," *International Finance Review* 4, pp. 199-225
- Harris, L., / Gurel, E. [1986], "Price and Volume Effects Associated with Changes in the S & P 500 List: New Evidence for the Existence of Price Pressure," *Journal of Finance* 41, pp. 815-829
- Jain, P. [1987], "The Effect on Stock Price from inclusion in or exclusion from the S&P500," *Financial Analysts Journal* 43, pp. 58-65
- Kadlec, G. B./John J. McConnell [1994], "The Effect of Market Segmentation and Illiquidity on Asset Prices: Evidence from Exchange Listings," *Journal of Finance* 49(2), 611-636.
- Kaul, A., V. Mehrotra, /R. Morck, [2000], "Demand Curves for Stocks Do Slope Down: New

- Evidence From an Index Weights Adjustment," *Journal of Finance* 55, pp. 893-912
- Liu S. [2000], "Changes in the Nikkei 500: New Evidence for Downward Sloping Demand Curves for Stocks," *International Review of Finance*, 1: 4, pp.245-267
- Lynch, W. A. /Mendenhall, R. R. [1997], "New Evidence on Stock Price Effects Associated with Changes in the S & P 500 Index," *Journal of Business* 70, No.3 pp. 351-383
- Okada, K/N. Isagawa/K. Fujiwara [2006], "Addition to the Nikkei 225 Index and Japanese Market Response: Temporary Demand Effect of Index-arbitrageurs," *Pacific Basin Finance Journal*, forthcoming
- Pontiff, J. [1996], "Costly Arbitrage: Evidence from Closed End Funds," *Quarterly Journal of Economics* 111, pp. 1135-1151
- Scholes, S. M. [1972], "Market for Securities: Substitution versus Price Pressure and the Effects of Information on Share Prices," *Journal of Business* 45, pp. 179-211.
- Wurgler, J./Zhuravskaya, E. [2002], "Does Arbitrage Flatten Demand Curves for Stocks?," *Journal of Business* Vol. 75, No. 4 pp. 583-608