



# 日本株式市場の効率性検証－日経225銘柄入れ替え及び株式上場変更についてのイベントスタディー

岡田, 克彦

---

(Degree)

博士 (経営学)

(Date of Degree)

2006-03-25

(Date of Publication)

2008-04-22

(Resource Type)

doctoral thesis

(Report Number)

甲3644

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/D1003644>

※ 当コンテンツは神戸大学の学術成果です。無断複製・不正使用等を禁じます。著作権法で認められている範囲内で、適切にご利用ください。



# 日本株式市場の効率性検証

一日経 225 銘柄入れ替え及び株式上場変更についてのイベントスタディー

岡田克彦

# 目次

## 序

### 第1章 株式の需要曲線はフラットか. 一日経 225 銘柄入れ替え時の株価動向からの考察

1. はじめに
2. 先行研究と銘柄入れ替えに関する仮説
3. データと方法論
  - 3-1 データ
  - 3-2 日本の銘柄入れ替えの特徴
  - 3-3 方法論
4. 実証結果
  - 4-1 超過リターンの発生状況
  - 4-2 出来高の推移
  - 4-3 超過リターンと需要ショック及び裁定リスク
5. 既存仮説の検証
  - 5-1 価格圧力仮説
  - 5-2 不完全代替仮説
  - 5-3 情報仮説
6. 投資家の認知度と超過リターン
  - 6-1 株主数
  - 6-2 Shadow Cost
  - 6-3 Shadow Cost と超過リターン
7. 結論

### 第2章 上場変更と株価の長期パフォーマンス

1. はじめに
2. 先行研究
  - 2-1 短期的株価動向の分析と仮説
  - 2-2 長期的株価動向の分析と本章の検証仮説
3. データと方法論
  - 3-1 日本の市場と上場審査
  - 3-2 方法論
    - 3-2-1 CAR と BHAR
    - 3-2-2 RP の構築

- 3-2-3 コントロールファームの選択
- 3-2-4 超過リターンの測定法
- 3-3 統計的検定
- 4. 実証結果
  - 4-1 日本市場における CAR で測定した Post-Listing Return
  - 4-2 BHAR で測定した Post-Listing Return
  - 4-3 業種別に測定した Post-Listing Return
  - 4-4 東京証券取引所の規制緩和以前と以後の Post-Listing Return の比較
  - 4-5 コントロールファームをベンチマークとして測定した Post-Listing Return
- 5. 結論

### 第3章 上場変更企業における Managers Opportunism の検証. ー利益調整(Earnings Management)の視点ー

- 1. はじめに
- 2. 先行研究
  - 2-1 方法論に関する先行研究
  - 2-2 利益調整とリターンに関する実証研究
- 3. 方法論
  - 3-1 サンプル
  - 3-2 会計発生高の算出
  - 3-3 4つの推定モデル
  - 3-4 仮説の設定
- 4. 実証結果
  - 4-1 モデルの選択について
  - 4-2 CFO 修正 Jones モデルによる裁量的会計発生高の時系列推移
    - 4-2-1 全体サンプル
    - 4-2-2 規制緩和を基準に分類したサンプル
  - 4-3 裁量的会計発生高と超過リターン
    - 4-3-1 5分位に分割した裁量的会計発生高と超過リターン
    - 4-3-2 利益増加型企業のその後の利益調整行動
- 5. 結論

結び

## 序

株価はどの様に決まっているか。この問いに対する最も基本的な回答は、株式とはその企業が生み出す将来キャッシュフロー流列の現在価値であるというものである。株価評価で問題となるのは、当該企業がどの程度のキャッシュフローを生み出すことができるのかという分子の推定と、そのキャッシュフローがどの程度のリスクのあるものなのかを推定する分母の問題である。分子の将来キャッシュフロー流列の推定は、即ち、当該企業のファンダメンタル評価である。当該企業の置かれた業種の将来性、業界での地位、競合企業の存在、参入障壁の分析、技術の分析など、あらゆる角度からの分析を通じて推定されるものである。一方、分母の問題は個別企業分析の枠を超える。分母の割引率は当該企業のリスクを表してはいるものの、それは当該企業のキャッシュフローのリスクそのものではなく、マーケットポートフォリオとどういった関係にあるかを考慮したリスクである。この理論の起源はそもそも1952年にマルコヴィッツ(H. Markowitz)が発表した”Portfolio Selection”にある。彼はこの論文で、それまでのポートフォリオの組み方に疑問を呈した。それまでにも、一般的なリスクとリターンのトレードオフ関係については広く認知されていたが、リスクは当該資産のリターンの分散（或いは標準偏差）と考えられ、過去の平均リターンが高く分散の小さい銘柄（多くは公益株であった）が好んで推奨されていた。そのような時代環境を背景として発表された”Portfolio Selection”の中で、マルコヴィッツは真のリスクは分散では測れない事、ポートフォリオのリスクを考える場合には個別企業のリスクが問題なのではなく、組み合わせたポートフォリオのリスクがどうなるかが問題である事などを主張した。彼に端を発したポートフォリオの選択に関連した問題を扱う理論体系は現代ポートフォリオ理論(MPT)と呼ばれ、「いかに資産を選択すべきか」の処方箋を書いた規範理論(normative theory)である。その後「どのような市場均衡価格が成り立っているか」という実際にある関係を明らかにする実証理論(positive theory)という性格を持った資本市場理論が発展した。その中核となっているのがシャープ(W.F. Sharpe)、リントナー(J. Lintner)、モッシン(J. Mossin)らによって考え出された資本資産評価モデル(CAPM)である。これは投資家がある期待リターンを最小の分散（標準偏差）で達成しようとするときには、その達成したいと考える期待リターンがいくらであろうとも、マーケットポートフォリオを所有することになるという理論である。全ての投資家は、彼（彼女）の期待効用関数がどのようなものであれ、リスクポートフォリオの一部にマーケットポートフォリオを持つのである。このため、世の中の資産のリスクはマーケットポートフォリオとどういった関係を持つかを表現するベータで表すことができるのである。これは非常に単純な数式で資産の均衡価格を表すことができるという利便性も兼ね備え、リスク指標として幅広く認知された。マルコヴィッツ、ミラー、シャープの3人はファイナンス理論の実務界への応用、発展に大きく寄与したことが認められ1990年にノーベル経済学賞を受賞したのである。

CAPMのような画期的な資本市場理論が世に出されて以降、米国のみならず世界中でCAPMとその前提となる効率的市場仮説(EMH)の検証が行われきた。夥しい数の実証結果が報告されているが、それらは大きく2つに分類できる。1つは、CAPMと効率的市場仮説のパラダイムの存立基盤を補強しながら保持に供す一群であり、もう1つはパラダイムそのものに疑問を投げかけ、その転換を示唆する一群である。理論で説明できない現象は異例（アノマリー、Anomaly）と呼ばれ、これまでも数多くのアノマリーが実証結果として報告されている。例

えば、企業規模を基準に投資対象を選別すると、優れた投資成果を得ることができたというように、経験的な異例(empirical anomaly)である。また低い株価収益倍率(PER)を持つ株式はベータ調整後も高い株価リターンを示すというヴァリュー株効果もその一つである。一般的によく知られているものに1月効果(January Effect)と呼ばれるものがある。小型株のパフォーマンスは大型株のそれよりも高いが、これは1月に小型株のパフォーマンスが特に良いからである。このようなアノマリーの報告はCAPMそのものを否定するものではない。これらの報告は、CAPMの論理的妥当性を認めながら、オペレーショナルな問題点があることを例示しているだけだからである。即ちモデルで説明できない資産価格の存在はCAPMの特定化の誤り(misspecification)に起因しているのであって、CAPMのパラダイムを揺るがすものではないという考え方である。CAPMの存立基盤をより強固なものにするために、パラダイム擁護派の研究者たちは数多くのアノマリー要因を同時に考慮して、どの要因が収益率を説明するものとして重要であるかを検討した。その代表的な論文はFama and French (1992, 1993)であり、規模と簿価時価比率が正しいリスクファクターであるとしている。彼らはこの2つのリスクファクターで調整したところ、1月効果は消え去るという事を報告している。すべてのアノマリーがこの2つのリスクファクターで説明できるわけではないが、パラダイム擁護派の研究者たちは現在まででわかっているリスクファクターで資産の収益率が説明できないことを以って、市場が効率的ではないという結論は導けないことを強調する。どのようなモデルを用いようとも特定化の誤りがある限り、市場が効率的であったとしても常に異常リターンが検出される可能性がある。Fama (1998)は短期的なイベントスタディで見られる異常リターンの発生は期間が短く、ただ単に情報に対する株価の反応が緩やかなだけであるとしている。一方長期的株価収益率のアノマリーについては、アノマリーが過小反応と過大反応に五分五分に発生していることを指摘しながら、市場は効率的であると主張している。つまりアノマリーが過大と過小にランダムに分かれるということ自体が、その超過リターンの発生がベンチマークの選定や方法論に起因するものであり、市場の効率性を疑うものではないというのである。そして将来的には未知のリスクファクターによって最終的には全てのアノマリーが説明できるであろうというのがFamaに代表される効率的市場仮説擁護派の見解である。

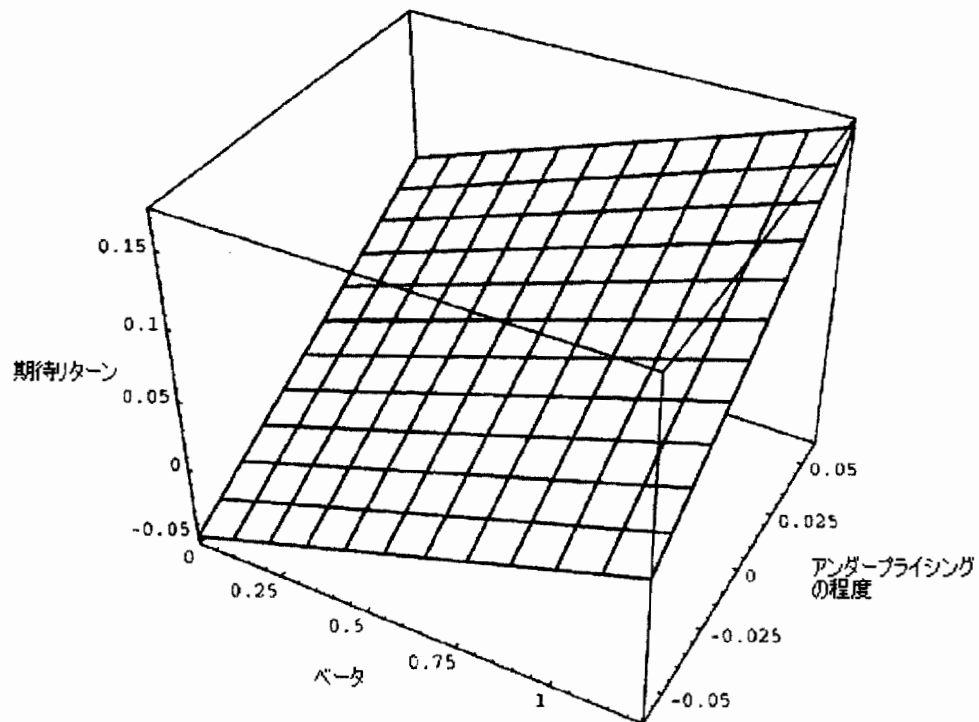
これに対し、モデルが不完全なのではなく、市場のあり方が非合理的なものだと考える研究者達も存在する。彼らは、そもそも投資家がリスクと期待リターンから構成される期待効用関数を、最大化させるように行動するという前提に疑問を呈するのである。期待効用理論に対する最も根源的な問いは、果たして人間は合理的に行動するのかということである。認知心理学者でもあったDaniel Kahnemanは投資家行動を心理学の立場から分析し、Tversky and Kahneman(1979)<sup>1</sup>においてプロスペクト理論を発表した。プロスペクト理論では投資家の期待効用は利得になる場合と、損失になる場合では投資家の効用関数が異なるという点を指摘する。利得の領域では投資家はリスク回避的な行動を取るが、損失となる領域ではリスク愛好的な意思決定を行うというのである。つまり、期待効用理論が前提とするように投資家は一律に行動せず、状況によってリスク回避的になったり、リスク愛好的になったりするるのである。この場合、均衡価格をリスクと期待リターンから特定することはできない。このことから新たなリス

---

<sup>1</sup> Kahnemanはプロスペクト理論が評価され2002年のノーベル経済学賞を受賞した。Tverskyは死去していたため受賞とならなかった。

クファクターの探求に努力するよりも、もっと基本的な投資主体である人間の心理に着目して研究を進めるべきであると主張するのである。Hirshleifer (2001)は『学界の使命は、資産価格はどのようにリスクと投資家の評価ミスを組み合わせられたものなのかを突き止めることにありと考えている。私の立場は効率的市場仮説が以前よりも増して、流動的になる可能性を持つ時期、即ちパラダイムシフトの時期が近いと考えている（筆者訳）』と述べている。彼の持つ新たなファイナンス理論のイメージは図1に示すようなものである。

図1



出典：Hirshleifer(2001)

これは CAPM の思考を応用し投資家が資産価格をミスプライスする場合のリスクとリターンの関係を三次元で表したものである。期待リターンはリスクと共に上昇するが、underpricing の程度とも関係がある。Underpricing の程度には book to market や market value, earnings/price などの変数や、数値化しにくい天候や相場の雰囲気のようなもの、自社株買いのようにミスプライスを利用するような企業側の行動などが反映されている。

効率的市場パラダイムの転換の時期が近いかどうかはともかく、もっと数多くの証拠が必要であることは間違いない。しかしながら、米国におけるアノマリーの報告や数多くの実証結果に比べ、日本の実証報告の数は稀少である。日米両国は基本的には類似した資本市場システムを持っているものの、文化圏が異なる2つの市場である。このような2つの市場で資産価格形成を分析することは、株価に影響を与えているのが未知なるリスクファクターなのか、あるいは

は投資家心理なのかということを考える上で、意味あることだと思われる。天候と株価の関係<sup>2</sup>のように、米国市場のアノマリーと同じような現象が日本市場でも観察される場合と、日本固有な結果が得られる場合がある。後者の場合は資産価格の決定プロセスの中で何が効いているのかということを理解する上で特に興味深いものであろう。

本論文で筆者は2つのイベントスタディを行う。一つは日経225指数銘柄入れ替え時における株価動向の分析であり、もう一つは上場変更が与える株価への影響についての分析である。この2つのイベントを取り扱う意義は大きく3つある。第一に2つの事象とも米国においては豊富な実証結果が報告されているにも関わらず、世界第二の規模を持つ日本市場のデータを用いた実証報告が少ないという事。第二に複数の仮説が並存しており、効率的市場の枠組み内の解釈をとるのか、パラダイムシフトのひとつの証左と考えるべきなのかについてコンセンサスが得られておらず、米国以外の市場より得られた新たな証拠の提出が大きな意味を持つという事。第三に2つの事象が1つはマーケットメカニズムによる株価評価に関わる問題であり、他方が企業経営者行動に関わる問題に絡むという事である。利益追求を第一義とする投資家の行動原理に日米の差異はそれほど多く存在するとは思えない。従って、前者のマーケットメカニズムによる株価評価については、根本的な差異はないのではないかと期待できる。もしなんらかの差異が存在するならば、それは日米の市場環境によるものだと考えることができ、そもそもなぜアノマリーが発生するかを特定する一助となるだろう。一方、日米の経営者行動について考えると、企業風土の相違は文化的背景に根ざしており、グローバル化が進んでいる現在でもその差は大きいと言わざるを得ない。イベントに対する経営者行動の差異が株式市場にどのように反映されるのかを観察することにより、経営者行動と株価評価についてあらたな切り口が提供できるのではないかと希望を持っている。

---

<sup>2</sup> Hirshleifer and Shumway(2003)は1982年から1997年までの期間で日本を除く26カ国の株式市場で天気の良い日の株価リターンを調査した。その結果取引コストが安いトレーダーであれば、天気情報に依拠して売買を繰り返すことによって異常リターンを稼ぐことができることを発見した。また日本市場においては加藤・高橋(2004)が同様の報告をしている。



## 第一章

### 要約

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。本章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 年までの 52 回の銘柄変更時に採用・除外された計 186 銘柄を検証した結果、採用銘柄についてはイベント後に正の超過リターンを維持するが、除外銘柄はイベント終了後 30 日で超過リターンがゼロになることがわかった。このような株価動向の非対称性は日米に共通するが、その理由が説明されない限り、株式の需要曲線を特定することはできない。Chen, Noronha and Singal(2004)では、Merton(1987)の認知度が割引率に影響するという視点で検証し、非対称性の説明に成功している。しかしながら日本市場において彼らの手法を踏襲して検証した結果、株価動向は似ているものの、認知度の差異で説明することはできなかった。

## 第一章

### 株式の需要曲線はフラットか。一日経 225 銘柄入れ替え時の株価動向からの考察

株価がどの程度ファンダメンタル価値を反映したものであり、またどの程度非合理的なノイズトレーダーによって形成されているものかについては、経済学者達によって長い間議論されてきた。例えば Keynes(1936)は、市場価格は無知な個人の非合理的な集団心理によって形成されていると考えたが、Friedman(1953)は洗練された合理的な投資家が非合理的な誤った投資行動から利益を得、そのプロセスが繰り返されることで最終的には非合理的投資家が駆逐され、ミスプライスが消滅する考えた。Shiller(1984)や De Long, Shleifer, Summers, and Waldman(1990)は合理的な投資家がいくら賢明であったとしても、非合理的投資家から必ずしも利益を上げることができない場合があると指摘した。それは、裁定取引にかかるコストが存在するからである。現実の市場では裁定取引を行うコストが存在し、それが裁定取引業者の参入を阻み、そのコストゆえにミスプライスが発生するというのである。価値＝価格が成立しないミスプライスされた代表的な金融商品は、上場クローズドエンドファンドである。この商品については、ファンドの純資産価値を大幅に下回る市場価格が形成されるというアノマリーが長い間観察されている。Pontiff(1996)はこのような所謂クローズドエンドファンドパズル<sup>3</sup>の分析を行い、合理的な投資行動にコストがかかる場合に、ディスカウント幅が大きくなる事実を発見した。

本章で扱う日経平均株価指数（日経 225）の構成銘柄変更は、指数銘柄変更時に株価が超過リターンを示すという点で Pontiff(1996)の扱ったクローズドエンドファンドパズルと同様、市場関係者には良く知られたアノマリーの一つである。しかしながら、クローズドエンドファンドパズルが裁定コスト<sup>4</sup>という概念で説明可能なことに異論がない一方、指数銘柄入れ替え時の株価動向については複数の仮説が提唱され、いまだにコンセンサスが得られていないのである。効率的市場仮説の枠組みのなかで、なぜ超過リターンが観察されるのかという点についてはっきりとした見解の一致が得られていないということは、そもそも投資家の行動を説明する尺度が間違っているという議論にも発展する。その意味で銘柄入れ替え時の株価動向を巡る論争は、効率的市場仮説が流動的になるか否かの学界における論争の一端を担っているといえるだろう。

#### 1. 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価格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。

<sup>3</sup>満期まで引き出せない型のファンド（クローズドエンド）のいくつかは、市場に上場され取引されている。しかしそこで成立している価格は多くの場合、当該ファンドの純資産価値（NAV）よりも低い。従って、ファンドを市場で購入し、ファンド保有ポートフォリオを売却すれば鞘が取れるように見える。このような不可解な価格形成がされることを、クローズドエンドファンドパズルという。

<sup>4</sup> 裁定コストとは合理的な投資家がミスプライスを是正しようとする裁定取引にかかるコストのことを指す。Pontiff (1996) の研究ではクローズドエンドファンドの持つ株式の流動性等がその代理変数として用いられたが、銘柄入れ替えでは「株式の代替証券の入手可能性」を裁定コストとして捉えている。

例えば Scholes(1972) は大口売買の実証研究により、株式の大口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。<sup>5</sup>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。

一般的に、銘柄入れ替えによって対象企業のファンダメンタル情報が伝えられるとは考えられない。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。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 and Gurel(1986)の S&P500 の採用銘柄における発見はこのようなものであり、これは価格圧力仮説(Price Pressure)と呼ばれている。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 and Whalery(1996), Lynch and Mendenhall(1997), Kaul, Mehrotra and Morck(2000), Wurgler and 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、この長期的下降需要曲線仮説(不完全代替仮説)を支持している。

ところが、銘柄入れ替えイベントが真に情報を一切含まない、information free event であるか否かについては、先行研究に意見の一致は見られない。Jain(1987), Dhillion and Johnson(1991), Denis et.al (2003)らは、銘柄入れ替えは何らかの情報を持つイベントであるという証拠を提出している。これは情報仮説と呼ばれるもので、銘柄入れ替え自体に将来キャッシュフローに対する情報コンテンツがあり、採用銘柄では将来キャッシュフローが増加し、除外銘柄では将来キャッシュフローが減少するという情報を伝えていると考えるのである。例えば、指数に採用されることで業界の代表企業であるというお墨付きが与えられ、資金調達が可能になる可能性が考えられる。このような場合、容易な資金調達により当該企業がより高い成長率を達成することになるのかもしれない。

本章ではまず日経 225 指数銘柄入れ替え時の採用銘柄と除外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&P500 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

<sup>5</sup> 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。

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である。

本章では 1991 年から 2004 年までの全 52 回の銘柄入れ替えを分析した。その結果、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し、除外銘柄は有意に負の超過リターンを示した。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、やはり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。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。

ここまでの実証結果からは、日本の株価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 and Zhuravskaya(2002)の報告と整合的な結果となった。しかし筆者はイベントウィンドウを前後 60 日まで拡大して観察を続けた。すると採用銘柄の超過リターンの推移に変化は認められなかったものの、除外銘柄については超過リターンが発生しないことが明らかとなったのである。もし株式の需要曲線が下降していることが超過リターンの発生原因だとすると、採用・除外銘柄が対称的な動きを示して然るべきである。ところが、現実には採用銘柄は長期的下降需要曲線を示唆し、除外銘柄は需要曲線がフラットであることを示すのである。

株価の需要曲線の形状を特定するためには、この非対称な株価形成の原因を探る必要がある。米国における指数銘柄入れ替えでは、Chen, Noronha and Singal(2004)が、日経 225 と同じように、採用銘柄と除外銘柄の非対称な株価動向を報告している。彼らは Merton(1987)の認知度という視点でこの現象を捉え説明を試みている。即ち、これまで指数に採用されていなかった銘柄は、指数に採用されることによって急速に投資家への認知度が高まる一方で、除外される銘柄の認知度がそれと対称的に急低下することはない、と考えたのである。そして、Kadlec and McConnell(1994)の手法で銘柄入れ替え前後の認知度の代理変数を算出したところ、確かに採用銘柄の認知度は急速に上昇したが、除外銘柄のそれにはあまり変化は見られなかったのである。更に、投資家の認知度の変化と超過リターンの発生に強い相関関係が認められた。このことから、非対称な株価動向は認知度の変化率によって発生している可能性があり、長期的下降需要曲線仮説（不完全代替仮説）に疑問を呈している。

筆者は彼らの手法を踏襲し、日本市場のサンプルで認知度の変化について検証した。認知度の変化について頑健性を高めるため、異なる 3 つの期間で測定して比較してみた。その結果、日本では米国の研究が示唆するような結果とはならなかった。採用銘柄の認知度は銘柄入れ替え後に確かに向上するが、除外銘柄のそれはより向上するという結果となったのである。超過リターンの発生パターンは、その非対称性の現れ方など米国の銘柄入れ替え時の株価動向と似通っているが、採用銘柄と除外銘柄の株価動向の差異を認知度の変化によって説明することは出来なかったのである。従って、Chen, Noronha and Singal(2004)が示唆する株価の需要曲線は長期的にはフラットであるという仮説(Price Pressure 仮説)は、日本市場では支持されず、非対称な超過リターンが観察される理由については、更なる研究が必要であることを示唆するに留まった。

本章の構成は以下の通りである。まず第 2 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 3 節ではデータと方法論について述べる。第 4 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 5 節では、米国の既存仮説について日経 225 での実証結果を用いて検証する。第 6 節では投資家の認知度と超過リターンの関係を探り、第 7 節で本章のまとめを行う。

## 2. 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、株式の需要曲線はフラットであると考えられる。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。仮にある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。仮にある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ようとする。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のである。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ことが、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のとおり、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、仮に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、その変動分はすぐに裁定業者が是正するであろう。

これに対して不完全代替仮説（長期的下降需要曲線仮説）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可能性があるという。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&P500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&P500種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&P500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 and 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ィー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ィー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 (Price Pressure 仮説, 短期的下降需要曲線仮説)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 and Gurel (1986)は1978年から1983年までのS&P500種の入れ替えを調査し、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。

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るのが、情報仮説の立場である。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で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&P500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&P500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&P500 種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。

### 3. データと方法論

#### 3-1 データ

本章では 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。日本経済新聞の記事を、日経テレコンを用いてサンプル期間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の情報が市場価格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、一部財務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 Financial Quest を用いた。

表 1-1 には 1991 年以降の 52 回におよぶ全ての銘柄入れ替えについて、除外銘柄数と採用銘柄数を記している。筆者の設定するサンプル期間では、除外企業 93 銘柄及び採用企業 93 銘柄の計 186 銘柄が入れ替えられた。この 186 銘柄には、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。また発表日から実施日までの期間は、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（土、日、祝日を含むカレンダーベース）となっている。

分析対象となるサンプルは 186 銘柄から次の 3 種類のサンプルを除外する。倒産したサンプル企業の場合は、極端に大きな負の超過リターンが発生するが、当然ながら銘柄入れ替えというイベントに対しての反応ではないため除外する。1993 年 4 月の山陽国策パルプや 7 月の日活、2001 年以降の新潟鉄工、青木建設、佐藤工業、フジタ、飛島建設等のケースがこれにあたる。次に、ベータの推定に必要な十分なヒストリカルデータが入手できないサンプルも除外する。第一勧業銀行、富士銀行、日本興業銀行の 3 行が合併して誕生したみずほ銀行などがそれに当たる。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ため除外する。この結果、52 イベントの内 32 イベント、183 銘柄の中から 157 銘柄を分析対象サンプルとすることとなった。

表1-1 日経平均株価指数銘柄入れ替えの軌跡

イベントNo	発表日	実施日	除外銘柄	採用銘柄	分析対象 除外銘柄	分析対象 採用銘柄	備考
1	1991.9.25	1991.10.1	6	6	6	6	
2	1992.9.18	1992.9.24	1	1	1	1	
3	1992.9.25	1992.10.1	3	3	3	3	
4	1993.3.26	1993.4.1	1	1	1	1	
5	1993.7.1	1993.7.2	1	1	0	0	*
6	1995.9.22	1995.10.2	1	1	1	1	
7	1996.3.19	1996.3.25	1	1	1	1	
8	1996.9.17	1996.9.24	1	1	1	1	
9	1997.9.17	1997.9.24	1	1	1	1	
10	1998.9.17	1998.9.24	2	2	2	2	
11	1999.3.16	1999.3.25	2	2	2	2	
12	2000.3.21	2000.3.28	1	1	1	1	
13	2000.4.14	2000.4.24	30	30	30	30	
14	2000.6.23	2000.7.3	1	1	1	1	
15	2000.9.8	2000.9.22	3	3	3	3	
16	2000.9.8	2000.9.26	1	1	1	1	
17	2000.9.8	2000.10.2	2	2	2	1	**
18	2001.3.9	2001.3.23	1	1	1	1	
19	2001.3.9	2001.3.27	6	3	6	3	
20	2001.3.9	2001.3.30	0	1	0	0	**
21	2001.3.9	2001.4.3	0	2	0	0	***
22	2001.9.11	2001.9.25	1	1	1	1	
23	2001.9.11	2001.10.1	2	2	2	2	
24	2001.11.27	2001.11.28	1	1	0	0	*
25	2001.11.26	2001.12.5	1	0	1	0	
26	2001.12.6	2001.12.7	1	1	0	0	*
27	2001.11.26	2001.12.12	0	1	0	0	***
28	2002.2.15	2002.2.25	1	0	1	0	
29	2002.2.22	2002.2.27	0	1	0	1	
30	2002.3.3	2002.3.4	1	0	0	0	*
31	2002.3.3	2002.3.6	0	1	0	1	
32	2002.3.19	2002.3.26	1	0	1	0	
33	2002.3.19	2002.4.2	0	1	0	0	***
34	2002.9.5	2002.9.6	1	0	0	0	*
35	2002.9.5	2002.9.11	0	1	0	0	***
36	2002.9.5	2002.9.19	3	3	3	3	
37	2002.9.5	2002.9.25	2	0	2	0	
38	2002.9.5	2002.9.25	0	2	0	0	***
39	2002.9.5	2002.10.2	2	2	2	1	***
40	2002.11.16	2002.11.26	1	0	0	0	***
41	2002.11.16	2002.12.3	0	1	0	0	***
42	2003.2.25	2003.3.6	1	0	0	0	***
43	2003.2.25	2003.3.13	0	1	0	0	***
44	2003.3.14	2003.3.26	1	0	0	0	***
45	2003.3.14	2003.4.2	0	1	0	0	***
46	2003.9.9	2003.9.22	1	0	0	0	***
47	2003.9.9	2003.9.25	1	1	0	1	***
48	2003.9.9	2003.9.30	0	1	0	0	***
49	2003.9.9	2003.10.1	1	1	1	1	
50	2004.3.16	2004.3.26	1	0	0	0	***
51	2004.3.16	2004.4.2	1	2	1	1	***
52	2004.9.7	2004.10.1	3	3	3	3	
合計			93	93	82	75	
平均			1.79	1.79	1.58	1.44	

(注)備考欄の\*記の意味は以下の通り。\*：倒産のため発表日と実施日が同一、\*\*：β推定に十分なストリカルデータが入手不可能、\*\*\*：吸収、合併、上場廃止等で銘柄入れ替えインパクト以外の要因が株価に影響を与えていると思われるもの、或いは新持ち株会社へ以降等の理由により株価の連続性が無いもの



## 3-2 日本の銘柄入れ替えの特徴

### 3-2-1 日経 225 指数の特徴

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&P500 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指数裁定取引をおこない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、指数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指数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指数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指数裁定取引実行時に確定することができるのである。その意味で指数裁定取引業者が参入しやすく、理論値からの乖離が起り難い市場のはずであるが、現実には巨額の指数裁定取引が行われている。

表 1-2 は東京証券取引所が発表している指数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。東京証券取引所は指数裁定取引が日経 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 に対する指数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 指数に対する指数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、市場の観測記事を集めた。その結果およそ 60% から 80% の指数裁定取引が日経 225 型であるという。そこで、本章では指数裁定残高の 80% が日経型であると前提して論を進める。<sup>6</sup>日経 225 は価格ウェート指数であるため、指数裁定残高から各銘柄にどの程度の指数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 1-2 の 3 列目は株数で表した指数裁定残高であり、AB 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、先物売りの指数裁定残高が 8293 億円、株数にして 6753 億株存在し、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。指数裁定取引と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。従って指数裁定取引実施時にはファンダメンタルとは無関係に指数銘柄への買い(需要ショック)が発生し、先物の満期時には指数銘柄への売り(供給ショック)が発生する。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 1-2 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

<sup>6</sup> 2002 年 12 月時点でドイツ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。

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指数裁定取引絡みの取引は SGX に移行している。<sup>7</sup>指数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>8</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。

---

<sup>7</sup> 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。

<sup>8</sup> 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。

表1-2 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。

### 3-2-2 入れ替え銘柄の特徴

銘柄入れ替えは定期的に行われるものと、構成銘柄の合併や倒産発表などで急遽行われるものがある。基本的には日本経済新聞社は日経225指数が、日本経済を常に代表する指数であるための調整を、定期的に行うとしている。指数からの除外や採用の基準は流動性、代表性という2つの大枠では決められている。例えば、構成銘柄の出来高が東証1部上場全銘柄のメジアン値を過去3年間連続で下回れば、指数からは除外される。しかしその他多くの質的な判断

基準があり、銘柄入れ替えを市場データから完全に予想することは困難である。

表 1-3 は入れ替え銘柄をサンプル別に分類したものである。上段は採用銘柄である 75 銘柄、下段は除外銘柄の 82 銘柄についてまとめたものである。時価総額で見ると、新たに採用される銘柄の時価総額の方が除外される企業よりも圧倒的に大きいのが分かる。やはり、日本企業を代表する企業だった会社も、属する業界が衰退し、業態が時代に合わなくなると企業規模も縮小し、やがては指数から除外されていくのであろう。採用される企業はその時代を新たに代表する企業であるから、企業規模も当然大きくなる。βについても明らかな差が存在する。採用銘柄は一般にβ値が高く、除外銘柄は低い。ただ興味深いのが、除外銘柄も採用銘柄も指数から除外されてからβ値が上昇することである。採用銘柄は指数の一部になるため、βが上昇するのは理解できるが、除外銘柄のβが顕著に上昇するのは、直感とは合致しない。株主構成を金融機関、外人投資家、その他法人、個人と分類したものを 6 列目以降に記しておいた。概して、採用銘柄の外人持ち株比率が高いようであるが、その他の株主構成で大きな差異は認められない。

表1-3 入れ替え銘柄企業の記述統計量

	時価総額 (億円)	Pre-AD β	Post-CD β	金融機関持 ち株比率 (%)	外人比率 (%)	その他法人 (%)	個人比率 (%)
採用銘柄	75	75	73				
サンプル数	75	75	73				
平均	15,425	0.997	1.070	41.66%	13.90%	24.24%	17.04%
メジアン	5,542	0.906	0.992	45.07%	10.56%	19.86%	14.38%
Max	359,100	2.340	2.234	67.10%	75.05%	68.98%	67.01%
Min	557	-0.049	0.068	11.11%	0.50%	1.02%	4.26%
標準偏差	-	-	-	13.75%	13.27%	17.21%	11.56%
除外銘柄	82	82	50				
サンプル数	82	82	50				
平均	4,300	0.598	0.814	39.64%	8.91%	25.76%	23.16%
メジアン	606	0.633	0.759	39.13%	7.52%	20.35%	22.85%
Max	56,620	2.137	1.495	66.01%	52.76%	57.20%	49.08%
Min	66	-0.411	0.362	15.37%	0.89%	1.53%	4.79%
標準偏差	-	-	-	10.47%	6.98%	14.73%	11.91%

(注)Pre-AD βはAD(-200,-1)の期間で推定した。Post-CD βはCD(+1,+200)の期間で推定した。採用銘柄では2銘柄が、除外銘柄では32銘柄が採用後200日の期間に上場廃止となった。

### 3-3 方法論

本章では各除外、採用サンプル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、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。

### 3-3-1 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10日前から209日前(AD-209,-10)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、無リスク利子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>9</sup>

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

但し

$AR_{it}$  は入れ替え  $i$  のポートフォリオの  $\tau$  日における超過収益率

$\hat{\beta}_i$  は  $i$  企業の推定ベータ

$R_{m\tau}$  は Topix の  $\tau$  日の収益率

$R_{it}$  は  $i$  ポートフォリオの  $\tau$  日の収益率

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)等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。

$$t_{AR_{it}} = \frac{AR_{it}}{\hat{\sigma}_i} \quad (1-2)$$

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

$\hat{\sigma}_i$  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

<sup>9</sup> Lynch and 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、本章では定数項はクロスセクションで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。

$$t_{CAR_{i\tau}} = \frac{CAR_{i\tau}}{\sqrt{t\text{日までの累積日数}\hat{\sigma}_i}} \quad (1-3)$$

で求められる。

但し、 $CAR_{i\tau}$  は入れ替え  $i$  の対象銘柄の  $\tau$  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。

$$MAR_{\tau} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n AR_{i\tau} \quad (1-4)$$

但し  $MAR_{\tau}$  は  $\tau$  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>10</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。

$$MCAR_{\tau_1, \tau_2} = \sum_{t=\tau_1}^{\tau_2} MAR_t \quad (1-5)$$

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、

$$MCAR_{AD, CD-1} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n CAR_{i, AD-CD-1} \quad (1-6) \text{ としている。}$$

### 3-3-2 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 and Gurel (1986)の方法に倣い、 $t$ 時点におけるク

<sup>10</sup> 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。

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。

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

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 and 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、本章では先行研究で最も頻繁に用いられている

Harris and Gurel(1986)の方法を用いることにした。<sup>11</sup>

### 3-3-3 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 先物と現物指数の指数裁定取引である。本章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、指数裁定取引に焦点を当てることにする。指数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 の先物との指数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%と日経 225 型指数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。

$$DS_{it} = \frac{Arb_{it} \times 0.8 / 225}{Out_{it}} \quad (1-8)$$

<sup>11</sup> Lynch and 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。

但し  $DSF_{it}$  は  $i$  証券の  $t$  時点での需要ショック,  $Arb_t$  は東証が公開する  $t$  時点での株数ベースの指数裁定取引残高,  $Out_i$  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、小さ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。

$$DSF_{it} = \frac{Arb_t \times 0.8 / 225}{Out_i \times (Foreign_i + Indiv_i + Other_i)} \quad (1-9)$$

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。

### 3-3-4 株式の代替性の計測

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  $\beta$  を計測し、その  $\beta$  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

$$\varepsilon_i = R_i - E(R_i) \quad (1-10)$$

で求められる。本章では、株式の代替性の代理変数として  $Arbrisk$  を用いることにする。つまりマーケットモデルで説明できない部分が多い証券ほど、代替証券が少ないという解釈である。 $Arbrisk$  は次の式で求められる。

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

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。



## 4. 実証結果

### 4-1 超過リターンの発生状況

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 1-4 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%、除外銘柄で -21.00% である。採用、除外銘柄とも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 and 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、いずれも場合の 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り、除外されることがネガティブな情報だ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、また除外銘柄では -11.07% の負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のである。逆に除外銘柄は指数から除外されるという情報を嫌気し、大幅にマイナスの反応を示す。採用銘柄と同様にその下落は発表日の翌日以降も継続するのである。指数に採用・除外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、除外銘柄にマイナ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（ネガティブニュース）に市場が反応している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。

表1-4 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	採用銘柄				除外銘柄			
	日数	n	MCAR	t-value	日数	n	MCAR	t-value
AD-CD-1	6.15	75	14.09%	15.876 ***	6.63	82	-21.00%	-8.866 ***
AD+1-CD-1	5.15	75	9.10%	11.202 ***	5.63	82	-11.07%	-5.104 ***
CD-CD+13(採用) CD-CD+8(除外)	14.00	75	-6.58%	-4.915 ***	9.00	51	8.66%	3.023 ***
AD-30-CD+30	66.14		14.62%	5.023 ***	66.63		0.17%	0.022
AD-60-CD+60	126.14		11.04%	2.745 ***	126.63		6.69%	0.623

(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。

次に実施以降のウィンドウで観察する。ここでは、採用銘柄と除外銘柄のウィンドウが異なる。採用銘柄については実施日以降 13 日目までを観察し、除外銘柄については実施日以降 8 日目までを対象とする。Lynch and 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。本章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、採用銘柄では CD-CD+13 であり、除外銘柄では CD-CD+8 であった。つまり、採用銘柄では銘柄入れ替えの需要ショックが実施日以降も 13 日間続いており、除外銘柄では 8 日間続いてきたことになる。この期間では、興味深いことに採用銘柄では負の超過リターンを示し、除外銘柄では正の超過リターンを示すのである。そのインパクトは採用・除外とも 1% の水準でそれぞれ有意であり、採用銘柄は実施日以降に下落し、除外銘柄は実施日以降に上昇するという事実が明らかになった。

銘柄入れ替えの株価に与える影響を見ることは、それが一時的な価格圧力なのか、銘柄入れ替えそのものに何らかのファンダメンタル価値を変化させる要因が含まれているのかを判定する上で重要である。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 では興味深い事実が明らかになった。即ち、採用銘柄については 1% の水準で有意となる大幅な正の超過リターンが認められた一方で、除外銘柄についてはほぼ超過リターンはゼロとなったのである。更に、前後 60 日のイベントウィンドウでは、採用銘柄の上昇幅が依然 1% 水準で有意となる正の超過リターンが発生しているが、除外銘柄では負の超過リターンは観察されず、正の超過リターンが認められたのである。除外銘柄の超過リターンは有意性においてはゼロと異ならないという結果となり、明らかに採用銘柄とは異なる株価動向を示している。

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。採用銘柄については AD の数十日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する傾向はあるものの、銘柄入れ替え時の株価動向が Price Pressure によってもたらされているのではないという証拠と考えられる。

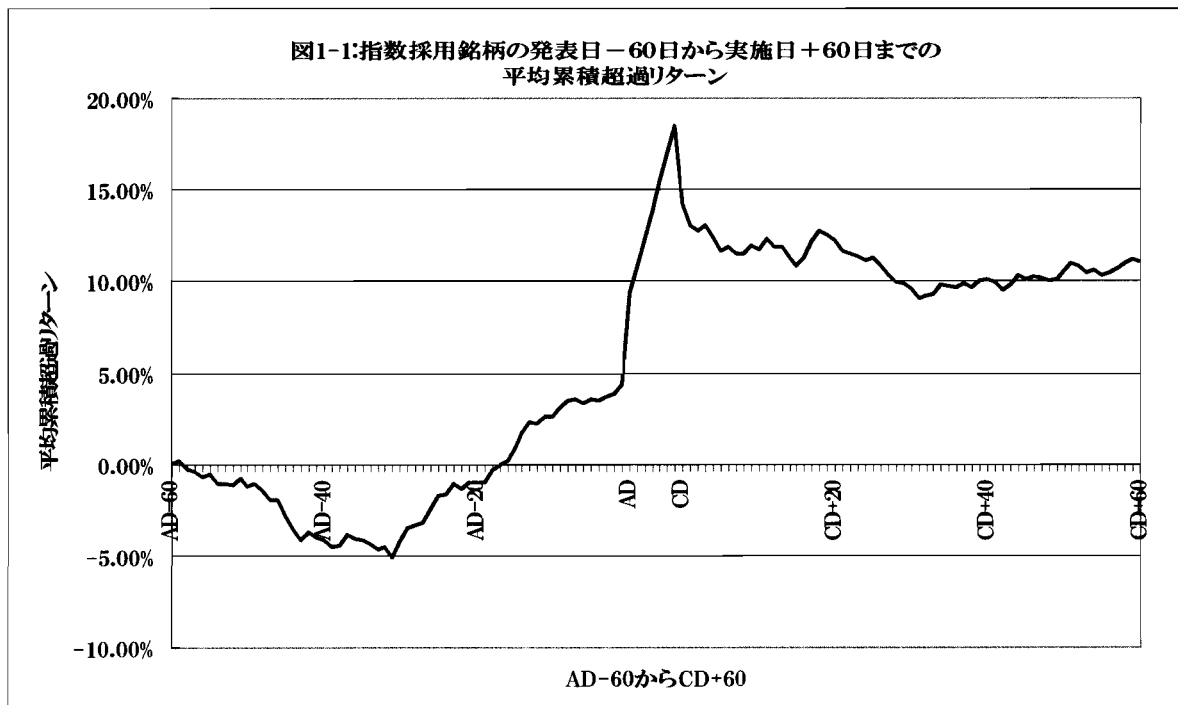


図 1-1 : 採用銘柄(n=75)の平均超過リターンを AD-60 から CD+60 まで累積したもの。但し、AD-CD-1 の期間については、イベント毎に日数が異なるため、各銘柄について AD-CD-1 までの累積超過リターンを求め、それをクロスセクションで平均することで平均累積超過リターンを求めた。AD-CD-1 の平均日数は 6.15 日であるから、当該期間の累積超過リターンを 6 で割った値を 1 日当たりの MAR としてグラフ化した。AD-CD-1 の期間が直線になるのは、このような操作の結果である。

図2は除外銘柄の動向を同じAD-60からCD+60の期間で観察したものである。採用銘柄の株価動向と対称となっていないことがわかる。除外銘柄は除外の発表と同時に急激に下落するが、その後実施日以降は緩やかに回復し、CD+30ではほとんど負の超過リターンは解消され、CD+60ではプラスの超過リターンが発生している。Shleifer(1986)がPrice Pressure 仮説の根拠とした実証結果では2週間で超過リターンが消えているが、日本市場では6週間程度かかっている。いずれにせよ除外銘柄についてはPrice Pressure と整合的な結果となっている。

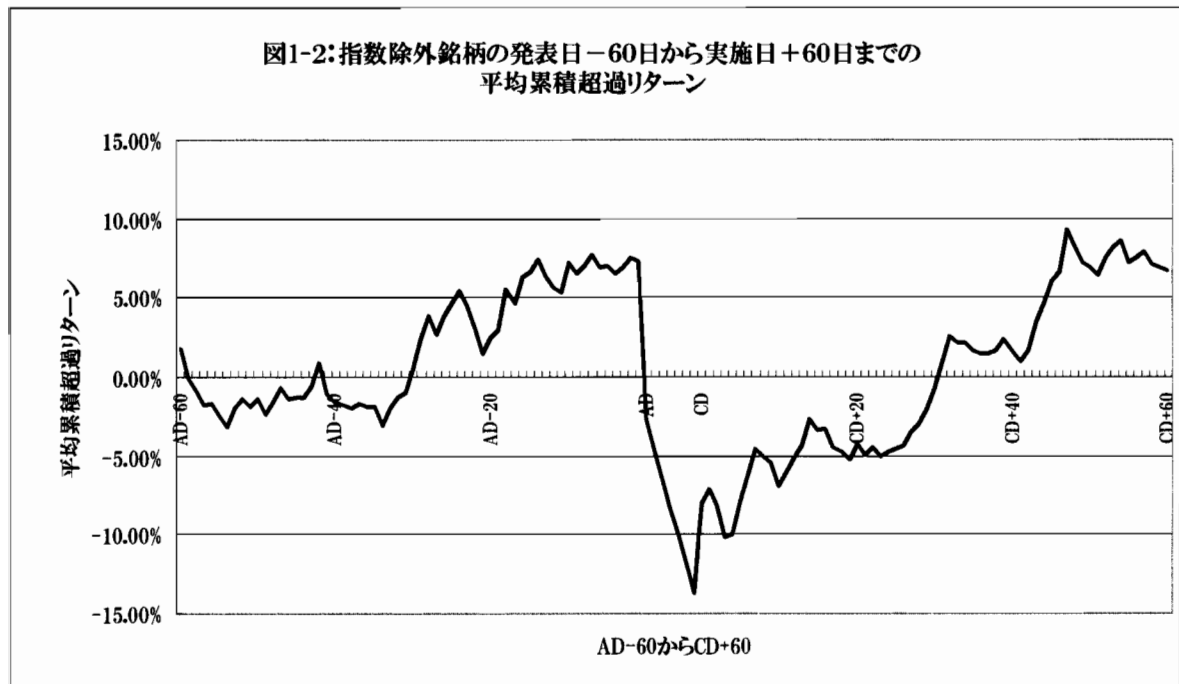


図1-2: 採用銘柄(n=82)の平均超過リターンをAD-60からCD+60まで累積したもの。但し、AD-CD-1の期間については、イベント毎に日数が異なるため、各銘柄についてAD-CD-1までの累積超過リターンを求め、それをクロスセクションで平均することで平均累積超過リターンを求めた。AD-CD-1の平均日数は6.63日であるから、当該期間の累積超過リターンを6で割った値を1日当たりのMARとしてグラフ化した。AD-CD-1の期間が直線になるのは、このような操作の結果である。

#### 4-2 出来高の変化

出来高についてはHarris and 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1-5はMean Volume Ratioを発表日前の10日間と、実施日以降の10日間を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を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1-5 Mean Volume Ratio の発表日、実施日前後の推移

相対日	採用銘柄			除外銘柄		
	サンプル数	MVR	t-value	サンプル数	MVR	t-value
-10	75	1.054	0.473	82	1.086	0.410
-9	75	1.014	0.126	82	0.864	-0.652
-8	75	1.031	0.270	82	0.912	-0.419
-7	75	1.027	0.232	82	1.278	1.326
-6	75	1.084	0.729	82	0.942	-0.276
-5	75	1.058	0.504	82	1.017	0.082
-4	75	1.067	0.583	82	1.178	0.850
-3	75	1.247	2.153 **	82	1.188	0.900
-2	75	1.157	1.369	82	1.408	1.948 **
-1	75	1.324	2.820 ***	82	1.869	4.147 ***
AD	75	4.298	28.752 ***	82	3.536	12.105 ***
CD	75	4.191	27.816 ***	51	6.999	28.639 ***
1	75	2.221	10.646 ***	51	4.047	14.546 ***
2	75	2.106	9.644 ***	51	3.737	13.069 ***
3	75	3.239	19.517 ***	51	3.143	10.229 ***
4	75	3.507	21.855 ***	51	3.020	9.644 ***
5	75	2.389	12.104 ***	51	2.027	4.904 ***
6	75	1.768	6.695 ***	51	1.786	3.755 ***
7	75	1.561	4.894 ***	51	1.989	4.724 ***
8	75	1.681	5.940 ***	51	1.873	4.169 ***
9	75	1.720	6.279 ***	51	1.327	1.559
10	75	1.439	3.828 ***	51	1.409	1.952

(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。

発表日の数日前から出来高は異常値を示す。除外、発表銘柄とも発表日の3日前から出来高が膨らみ初める。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行うが、その影響が現れている可能性はある。<sup>12</sup>実施日以降の出来高の上昇は顕著である。採用銘柄では有意な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。除外銘柄についても同様な現象が観察される。発表日の3日前から出来高が急激に増加し、CD+8まで継続するのである。

#### 4-3 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&P500種指数の銘柄入れ替え時の分析に於いて、Wurgler and 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指数採用による需要ショックの影響を受けやすく、その結果超過リタ

<sup>12</sup> 証券会社の予想が全体的中するとは限らないが、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。

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、ノイズトレーダーの存在(De Long et.al 1990)、空売り制限に加えて、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指数裁定取引を実施しやすいという点である。その特徴ゆえに指数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のパフォーマンスは実施日前日の引け値の行方に大きく左右されることになるだろう。引け値と買値(売値)の差が生じることで、日経平均指数を上回ったり、下回ったりすることになるのである。<sup>13</sup>従って、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>14</sup>

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。需要ショックの代理変数として本章では DS と DSF を用いる。DS は(1-8)式に示されるように、指数裁定取引残高から推定される裁定取引業者の需要量である。裁定取引業者は銘柄入れ替え時には必ず採用銘柄買い、除外銘柄売りの取引を行うので、裁定残高が多ければ多いほど、創造される需要ショックは大きい。DSF は(1-9)式に示されるように株式持合いを考慮して、株式に与えるインパクトを調整した代理変数である。同規模の需要ショックであったとしても、浮動株比率の低い(持ち合いの多い)株式ほど受けるインパクトは強いと考えられる。一方、株式の代替性については Arbrisk(裁定リスク)を以って代理変数とする。本章では Wurgler and Zhuravskaya(2002)とは異なり、(1-11)式に示すようにマーケットモデルを用いた手法を採用した。<sup>15</sup>

表 1-6 は需要ショックと裁定リスクをまとめたものである。採用銘柄の場合、後者の平均は前者の約 2 倍であるから、概ね浮動株は 50%であったことが分かる。

<sup>13</sup> 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

<sup>14</sup> 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。

<sup>15</sup> Wurgler and 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。

表1-6 需要ショックと裁定リスクの変数

		Mean	SD	Median	Max	Min
採用銘柄 (n=75)	DS	0.0222	0.0191	0.0182	0.1049	0.0009
	DSF	0.0441	0.0434	0.0297	0.2215	0.0014
	Arbrisk	0.0273	0.0083	0.0262	0.0526	0.0067
除外銘柄 (n=82)	DS	0.0421	0.0403	0.0346	0.2293	0.0008
	DSF	0.0766	0.0715	0.0580	0.3122	0.0014
	Arbrisk	0.0309	0.0109	0.0316	0.0666	0.0098

(注)DSは1銘柄当りの裁定残高を発行済株式数で除したもの。DSFは浮動株を考慮した場合の需要ショック・ArbriskはAD-1-AD-100の期間で推定したマーケットモデルがもたらす誤差項の標準偏差

表 1-7 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、なん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。

表 1-8 は同じ分析を、除外銘柄を対象に行った結果をまとめたものである。パネル A で示されている様に、発表日から実施日の前日までの下落は、需要ショックと裁定リスクによって説明されるのである。これは採用銘柄と対称的な動きであり、指数裁定取引業者の生み出す負の需要ショック（供給ショック）が大きい銘柄ほど下落率が高く、また裁定リスクの高い銘柄ほどショックに対する反応が大きいことを意味するのである。

パネル B は MCAR を発表日の翌日から累積したものである。表 1-7 の採用銘柄のケースとは異なり、需要ショックや裁定リスクが明らかに有意に効いていない。つまり市場に指数銘柄から除外されるというニュースが伝わる AD には株価が下落し、その要因はあきらかに需要ショックと裁定リスクに求められたのであるが、AD+1-CD-1 の期間では、MCAR は有意に負であるものの、その下落要因は指数裁定業者がもたらす需要ショックと裁定リスクでは説明できないのである。即ち、表 1-4 で示されている  $MCAR_{AD+1-CD-1}$  では採用銘柄は有意に上昇し、除外銘柄有意に下落しているため、対称的に見えるものの、その株価動向がもたらされている要因については、異なるという事である。

パネル C の実施後の期間では、DS も Arbrisk も有意ではないという結果になった。採用銘柄と同様、除外銘柄についても実施日前までに既に売却済みであり、指数裁定取引とは無関係なノイズトレーダーの取引で MVR は CD+8 まで高い値を示しているのであろう。DS については有意ではないが、モデル 2 の DSF については 10% の水準で有意という結果が出ている。



表1-7 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 ***
Arbrisk	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 ***
Arbrisk	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
Arbrisk	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及びArbriskを説明変数とし、モデル2は浮動株をベースとしたDSF及びArbriskを説明変数としている。\*\*,\*\*\*はそれぞれ5%, 1%の水準で有意であることを示す。

表1-8 除外銘柄の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=82				
	モデル 1		モデル 2	
	係数	t-value	係数	t-value
定数項	-0.033	-0.707	-0.025	-0.550
DS	-1.498	-3.737 ***		
DSF			-0.889	-4.014 ***
Arbrisk	-3.684	-2.490 ***	-3.766	-2.596 ***
R-square	0.26		0.28	

パネル B: MCARの回帰結果 (AD+1-CD-1) n=82				
	係数	t-value	係数	t-value
定数項	-0.043	-1.295	-0.041	-1.233
DS	-0.475	-1.678		
DSF			-0.260	-1.645
Arbrisk	-1.550	-1.484	-1.612	-1.555
R-square	0.08		0.08	

パネルC: MCARの回帰結果 (CD-CD+8) n=51				
	係数	t-value	係数	t-value
定数項	0.092	1.973 *	0.079	1.671
DS	0.455	1.251		
DSF			0.360	1.748 *
Arbrisk	-1.010	-0.805	-0.985	-0.802
R-square	0.04		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+8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及びArbriskを説明変数とし,モデル2は浮動株をベースとしたDSF及びArbriskを説明変数とする。\*,\*\*\*はそれぞれ5%,1%の水準で有意であることを示す。

## 5. 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わかった。更に,複数のイベントウィンドウの分析から,採用銘柄と除外銘柄では発表日から実施日の期間での超過リターンの発生状況が異なることも明らかになった。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。

### 5-1 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>16</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。本章の分析では、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。

採用銘柄の株価動向を見る限り、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 and Mendenhall (1997)や Wurgler and 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。

一方で、除外銘柄の株価動向は全くこの仮説を支持しない。確かに銘柄入れ替えの情報が市場に伝わった瞬間に対象銘柄の株価は大幅に下落する。その際の超過リターンは需要ショック、裁定リスクと有意な関係がある。しかしながら、このような株価動向は AD+1 には消滅する。AD+1-CD-1 の期間では有意に負の超過リターンは発生しているものの、需要ショックや裁定リスクとは無関係なのである。実施後の(CD-CD+8)の有意な正の超過リターンについても、裁定リスクとは無関係となった。更に、AD-60 から AD+60 の比較的長いイベントウィンドウで計測すると超過リターンそのものも消滅してしまうのである。従って、発表時の需要ショックに対して株価は一時的に反応するが、それは短期的な需要曲線の下降によるもので、長期的な需要曲線はフラット(弾力的)だという結論に導かれる。これは次に述べる価格圧力仮説と整合的な結果である。

### 5-2 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というのが、この仮説で期待される。米国においては Harris and Gurel (1986), Elliott and Warr (2003)が価格圧力と整合的な実証結果を報告している。本章の結果からは、除外

<sup>16</sup> 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。

銘柄については、一時的に価格が下落した後に、株価は次第に回復し負の超過リターンは消えてしまうことから、価格圧力仮説がこの現象を説明する。しかし、採用銘柄については、超過リターンが維持されるため、価格圧力仮説とは整合的ではない。

### 5-3 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 and 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には、需要ショックが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&P500 種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関する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。そこで本章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。

表 1-9 で示しているのは、採用・除外銘柄の発表前 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に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(Control Firm)で比較したものである。<sup>17</sup> 表 1-9 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だ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>18</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。同様に除外銘柄についても同じ分析を試みた結果、同じ

<sup>17</sup> 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。

<sup>18</sup> 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。

結論となった。増益率、株主資本成長率という項目でも、採用、除外という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。

表1-9 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
採用銘柄	増収率(前年比%)	Sample	5.83	8.06	-0.4565
		CF	2.66	3.48	
	増益率(前年比%)	Sample	12.79	3.36	1.5217
		CF	29.92	44.51	
	株主資本成長率(%)	Sample	6.79	6.25	0.0093
		CF	9.71	9.22	
除外銘柄	増収率(前年比%)	Sample	-3.16	0.43	-0.5666
		CF	1.12	3.21	
	増益率(前年比%)	Sample	29.81	40.59	-1.4426
		CF	20.95	-8.63	
	株主資本成長率(%)	Sample	7.94	4.44	0.3352
		CF	3.46	2.82	

(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。

## 6. 投資家の認知度と超過リターン

これまでの実証結果から、既存の仮説設定では説明が困難な株価動向が銘柄入れ替え時に発生していることがわかった。このような現象は日本市場特有のものではなく、米国においても報告されている。Chen, Noronha and Singal(2004)は米国における1962年から2000年までのS&P500種指数への採用銘柄と除外銘柄を網羅的に調査し、本章と同様の非対称な株価形成を報告している。この現象の説明のために彼らは投資家の認知度を調査してみることにした。彼らは、指数に採用されることで採用銘柄の投資家の認知度は上昇するが、従来の採用銘柄が除外されることで認知度が急速に低くはならない点に着目したのである。たとえ銘柄入れ替え自体に何の情報コンテンツもなく、採用銘柄の将来キャッシュフローに影響を与えないとしても、認知度の上昇は投資家の割引率を低下させ、株価の上昇をもたらす。従って、採用銘柄は上昇する。一方、除外銘柄は一時的な供給ショックで株価が下落するものの、除外の事実がなんら将来キャッシュフローに影響を与えるものではなく、また認知度も低下しないため投資家の割引率も不変である。従って、しばらく時間が経過すると元の水準にもどるのである。本章では

Chen, Noronha and Singal(2004)に倣い、彼ら援用した認知度という新たな視点を導入することで、採用及び除外銘柄の非対称な株価動向を説明できるかを検証する。

認知度については、Merton(1987)の提唱した影のコストの概念を応用した Kadlec and McConnell(1994)の手法に沿って、代理変数を算出し分析を進めていくことにする。

## 6-1 株主数

指数への採用は、何らかのファンダメンタル価値を伝えるものではないかもしれないが、投資家の認知度が向上することによって、一般投資家が株式を保有するなど、株主の裾野が広がる可能性は高い。そこで、本章では採用銘柄と除外銘柄双方の株主構成を調べることにする。

表 1-10 で示しているのは、採用・除外銘柄の発表前と発表後の株主数の変化である。発表前のデータは発表日時点の株主数であり、発表後はその翌年の有価証券報告書から明らかになった株主数である。例えば、2002年9月5日に採用銘柄となったCSKの場合、総株主数は発表日時点では74,490であった。これは2001年度(2002年3月末時点)の決算で発表された総株主数である。発表後の総株主数は63,967であり、2002年度(2003年3月末時点)の決算で発表された総株主数である。即ち、CSKの株主数は指数に採用されてから減少したのである。金融機関株主数も同様のプロセスで調査した。t値は入れ替え前と後という対応のあるサンプル企業がイベント前後で差があるかどうかを検定する統計量である。またサンプル数は157銘柄の中から以下の4つのいずれかに該当するものは除外した。①銘柄入れ替え後に上場廃止となっている企業、②データの欠損があるもの、③合併、公募増資、株式分割など銘柄入れ替えとは無関係に、株主数が変化したと考えられる企業、④金融業に属する企業。

表1-10 銘柄入れ替え前後の株主数の変化

		入れ替え前1年	入れ替え後1年	%Chg	t値	
採用銘柄 (n=45)	総株主数	平均	54,699	52,793	-3.48%	0.9177
		メジアン	29,578	32,711	10.59%	
	金融機関株主数	平均	166	165	-0.88%	0.4523
		メジアン	147	153	4.08%	
除外銘柄 (n=46)	総株主数	平均	15,519	17,319	11.60%	-6.0438***
		メジアン	13,119	15,597	18.89%	
	金融機関株主数	平均	62	57	-8.43%	5.9089***
		メジアン	60	56	-6.72%	

(注)銘柄入れ替え実施後に上場廃止となっていないサンプルの中から、それぞれの項目のデータが入手可能なものだけを対象とした。また合併や公募増資、株式分割など銘柄入れ替え以外の理由で株主数が変動しているサンプルについても除外した。t値は入れ替え前と入れ替え後のサンプルが同じ母集団に属するかを検定する統計量である。\*\*\*は1%水準で有意であることを示す。

表 1-10 から明らかになる日本市場の特徴がいくつかある。Chen, Noronha and Singal(2004)の調査によれば、米国の S&P500 種への採用銘柄は、1989年から2000年までの期間で銘柄入れ替えの前後1年間で約16%株主数が増加しているが、日本では逆に3.48%減少している。除外

銘柄については、5.2%株主数の減少が見られたが、日本では逆に11.6%増加している。金融機関株主数(institutional holdings)で比較しても、米国では採用銘柄において22%の上昇、除外銘柄において34%下落という結果になっているが、日本の場合は採用銘柄においてほぼ横ばい、除外銘柄においては8.43%減少している。このように日本市場では、米国のように銘柄入れ替えが採用銘柄の株主ベースを拡大し、金融機関の投資対象となるという説明は困難である。除外銘柄に関しても、株主数と金融機関株主数の変化率の符号が逆になっており、銘柄入れ替えが与えた影響を読み取ることは困難である。

## 6-2 影のコスト(Shadow Cost)

1987年の米国ファイナンス学会のスピーチでR.Mertonは次のように述べた。「他の条件を一定とすれば、投資家の裾野が広がることで企業の資本コストは低下し、時価総額は増加する」。彼のこのモデルはMerton(1987)に発表され、その基本的な考え方は以下のようなものである。即ち、投資家は自らが認識しているリストの中から株式の銘柄選択を行う為、その存在が認知されているか否かによって、同一のファンダメンタル価値を持つ証券であっても値段が異なるというものである。投資家に広く認知されていない株式は、認知度の高い株式よりも高い期待リターンを要求されるというのだ。<sup>19</sup>換言すれば、認知度が低い企業は高い影のコスト(Shadow Cost)を支払っており、認知度の高い企業は影のコストが低いのである。

Sharpe, Lintner and MossinのCAPMとMerton(1987)のモデルの違いは、CAPMがすべての資産に分散可能な完全情報(complete information)の世界を前提とするのに対して、投資家は全ての選択肢の存在を知らない(incomplete information)世界で、自らの知る範囲でしか分散投資ができないことを考慮している点にある。Merton(1987)によれば、仮に投資家はその株式の存在を知っていたとしても、一部の年金基金のように投資可能対象を限定している場合には、結果として影のコストは発生するとしているという。このような影のコストはマーケットリスクとともに期待リターンに影響を与える。Merton(1987)によれば、 $k$ 証券の影のコストは

$$\lambda_k = \frac{\delta \sigma_k^2 x_k (1 - q_k)}{q_k} \quad (1-12)$$

で表される。但し、 $\delta$ はリスク回避度、 $\sigma_k^2$ は $k$ 証券固有リスク(分散)、 $x_k$ は市場全体の時価総額に占める $k$ 証券の比率、 $q_k$ は全投資家に占める $k$ 証券への投資家層の比率である。

Kadlec and Mcconnel(1994)はこのMerton(1987)のモデルの影のコストの代理変数を次の方法で算出している。

$$\lambda_j = \frac{\text{Res var}_j \times \text{Mktval}_j}{\text{Shareholders}_j} \quad (1-13)$$

<sup>19</sup> 高い期待リターンが要求されるということは、同じファンダメンタル価値であっても低い価格で取引されるということである。

但し,  $Res\ var_j$  はマーケットモデルから算出される  $j$  証券の残差項の分散,  $Mktval_j$  は S&P500 種指数の時価総額に対する  $j$  証券の規模の比率,  $Shareholders_j$  は  $j$  証券の株主数である。彼らは店頭市場からニューヨーク証券取引所(NYSE)へ上場変更した銘柄が, 短期的に上昇する事実を発見し, その現象を上場変更に伴う影のコストの減少で説明している。<sup>20</sup> 日本市場のデータで検証したものは筆者の知る限り, Amihud, Mendelson and Uno (1999)まで待たねばならない。彼らは, 最低取引単位(MTU)が引き下げられた銘柄について実証分析を行っている。最低取引単位が引き下げられることによって, 株式保有の投資家層の裾野が広がり, それが超過リターンの発生に結びついていると結論づけている。

本章では Kadlec and Mcconnel(1994)及び, Chen Noronha and Singal(2004)に依拠して, 対象銘柄の銘柄入れ替え前の影のコストを以下の式で求めることにする。

$$ShadowCost = \frac{R.S.D \times Mktval}{Shareholders} \quad (1-14)$$

但し  $R.S.D$  はマーケットモデルの残差項の標準偏差である。  $Mktval$  は銘柄入れ替え発表時点の 225 構成銘柄の時価総額に対するサンプル企業の規模の比率であり,  $Shareholders$  は株主数である。銘柄入れ替えイベントの影のコストへの影響を調査するために, 銘柄入れ替え発表前と実施後の影のコストを比較する必要がある。そこで, (1-14)式に従って, 発表前と実施後の影のコストを算出する。発表前と実施後の期間はそれぞれ次の3つの期間を選択する。まず Chen, Noronha and Singal(2004)と同じ前後1年, 次いで前後半年, 最後に前後2ヶ月である。  $R.S.D$  と  $Mktval$  についてもこの期間に応じて適当な数値を用いる。例えば, 前後半年の影のコストは, AD-120-AD-1 の期間の平均時価総額をサンプル企業と日経平均について求め,  $Mktval$  を計算する。  $R.S.D$  についても同期間のマーケットモデルで推定する。こうして得られる値が発表前の影のコスト( $ShadowCost_{pre}$ )である。実施後は CD+1 から CD+120 の期間で実施後の影のコスト ( $ShadowCost_{post}$ ) を求める。この2つの値の差 (実施後－発表前) が影のコストの変化 ( $dShadow$ ) である。

表 1-11 は(1-14)式で求めた影のコストを $10^9$ 倍した値を比較したものである。採用銘柄で見れば, 1年, 半年, 2ヶ月の期間でも一様に影のコストは低下しているが, その程度は除外銘柄

<sup>20</sup> 上場変更については第二章でも詳しく見るが, Dharam and Ikenberry(1995)によって, 長期的には下落するという報告がなされている。



の低下には及ばない。これは Chen, Noronha and Singal(2004)の実証結果とは反対の結果である。1989年から2000年までのS&P500種の銘柄入れ替えでは、採用銘柄の影のコストが31.2%減少し、除外銘柄のそれが25.1%上昇している。株主数や金融機関株主数でもそうであったが、超過リターンの発生パターンは似ているものの、影のコストの変化のパターンは異なるようである。

表1-11 銘柄入れ替えによる影のコストの変化

			銘柄入れ替 え前	銘柄入れ替 え後	%Chg	t値
採用銘柄 (n=45)	前後1年	平均	3.04	2.65	-12.9%	1.7407*
		メジアン	1.85	1.40	-24.6%	
	前後半年	平均	3.12	2.79	-10.3%	1.3334
		メジアン	1.82	1.44	-21.0%	
	前後2ヶ月	平均	2.98	2.92	-2.0%	0.2830
		メジアン	1.67	1.50	-10.2%	
除外銘柄 (n=46)	前後1年	平均	0.85	0.44	-47.9%	3.8094***
		メジアン	0.29	0.18	-38.1%	
	前後半年	平均	0.64	0.42	-34.2%	4.9697***
		メジアン	0.31	0.14	-53.4%	
	前後2ヶ月	平均	0.65	0.43	-33.8%	5.0074***
		メジアン	0.27	0.15	-43.6%	

(注)影のコストは(1-14)式で求めた値を10の9乗倍したもの。t値は入れ替え前後の影のコストが同じ母集団に属するかを検定する統計量である。

### 6-3 影のコストと超過リターン

もし影のコストが日経225の指数銘柄入れ替え時の超過リターンに影響を与えているとすれば、超過リターンと影のコストの変化がなんらかの相関を持つはずである。影のコストが超過リターンにどのような影響を与えているかを考察するため、本章では発表前の影のコストと発表後の影のコストの差をサンプル企業の超過リターンに回帰させて分析を進める。回帰モデルは

$$CAR = \alpha + \beta(dShadow) + \varepsilon \quad (1-15)$$

である。但しCARは累積超過リターン、dShadowは発表後の影のコストから発表前の影のコストを引いたものである。これも影のコストと同様dShadow×10<sup>9</sup>の値を用いて説明変数として用いる。前節で述べたように、影のコストの変化については、3つの期間に分類してその影響を観察する。前後1年の影のコストの変化(dShadow1Y)、前後半年(dShadow6M)、及び前後2ヶ月(dShadow2M)である。また、被説明変数には次の3期間の累積超過リターンを用いる。AD-CD-1の期間、発表日効果を除いたAD+1-CD-1までの期間。最後にAD-60からCD+60(CAR120)である。

表1-12はそれぞれの説明変数の係数とt値をまとめたものである。採用と除外をプールしたパネルAと採用及び除外に分類したパネルB、Cである。全体として影のコストが一貫した影響を与えているとは考え難い結果である。影のコストの推定期間によって、結果が変わる状況が存在するからである。どの期間をみても同じ方向に有意に効いてはいない。Chen, Noronha and

Singal(2004)においては、 $dShadow1Y$ だけを調査し、採用銘柄にも除外銘柄にも有意に負の係数が得られていたが、日本の市場では $dShadow1Y$ に限れば採用・除外ともに有意に正の係数となっている。これは影のコストの上昇が、超過リターンと正の相関を持つということであるが、期間の取り方によって変動するため、因果関係については疑わしい。

表1-12 影のコストと超過リターン

	説明変数		
	dShadow 1Y	dShadow6M	dShasdown2M
パネルA 全サンプル (n=91)			
AD:CD-1	-0.0086	-0.0264	-0.0002
	-0.3755	-1.1409	-0.0093
AD+1:CD-1	-0.0077	-0.0246	-0.0066
	-0.5642	-1.7926*	-0.4347
CAR120	0.0561	0.0303	-0.0121
	2.3974***	1.2428	-0.0121
パネルB 採用銘柄 (n=45)			
AD:CD-1	0.0021	-0.0151	-0.0124
	0.1951	-1.5589	-1.1200
AD+1:CD-1	0.0022	-0.0172	-0.0155
	0.2254	-1.9497	-1.5295
CAR120	0.0336	0.0218	0.0097
	2.0116**	1.3603	0.5264
パネルC 除外銘柄 (n=46)			
AD:CD-1	-0.0601	-0.0983	-0.0450
	-2.238**	-1.4696	-1.1302
AD+1:CD-1	-0.0533	-0.1061	-0.0097
	-2.7379***	-2.1979	-0.3219
CAR120	0.1501	0.3441	-0.2192
	2.3448**	2.2112**	-2.4095***

(注) 上段は係数, 下段はt値である。\*, \*\*, \*\*\*は各々10%, 5%, 1%水準で有意であることを示す

## 7. 結論

本章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存在した。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、ということである。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、裁定コストに依存しているかもしれない。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、需要ショックと裁定リスクが共に有意な関係にあり、株価の長期的下降需要曲線の存在や、銘柄入れ替え時の株価形成は不完全代替仮説と整合的証拠が発見されたのである。

ところが、除外銘柄の分析からは同じような結果は得られなかった。除外銘柄については、発表から実施までの期間では採用銘柄と逆の負の超過リターンを示すのであるが、実施後しばらく経過してから、徐々に株価が回復する。銘柄入れ替え実施後 1 ヶ月程度経過すれば、それまでの負の累積超過リターンをほぼ消してしまうのである。即ち、供給ショックによる株価の下落は一時的であり、短期的下降需要曲線の存在と整合的な株価動向が観察されたのである。

このように、採用銘柄と除外銘柄が非対称な株価動向を示す限り、株式の需要曲線の形状について結論は出ない。Chen, Noronha and Singal (2004)は米国の S&P500 種銘柄入れ替えを分析し、同様の非対称な超過リターンの発生パターンを報告している。彼らはその非対称性の原因として投資家の認知度の変化を考え、認知度の変化と超過リターンの相関関係を指摘しながら、採用銘柄の持つ正の超過リターンは認知度向上の結果であると結論づけている。日本市場でも同じ説明が可能であるかを試すために、彼らの手法を踏襲しながら認知度の変化について調査してみた。しかしながら、日本市場では同じ手法では非対称性を説明できなかった。認知度の代理変数を算出する前段階の株主数の動向でも、米国とは反対の結果となった。従って、Chen, Noronha and Singal(2004)らの株価の需要曲線は長期的にはフラットという立場を擁護する米国市場での結論は、日本市場では支持されず、非対称な超過リターンが観察される理由については、更なる研究が必要であることを示唆するに留まった。

## 第二章

### 要約

米国では古くから上場変更と株価動向に関する実証研究が蓄積され、その数は膨大な量にのぼる。最近では、上場変更後に長期に亘って株価が低迷し、負の超過リターンを示すことが Post-Listing Puzzle として多くの学者の研究対象となっている。今のところ Dharan and Ikenberry(1995)が提唱する Managers' Opportunism 仮説がこのパズルに対する有力な解釈とされている。本章の目的は日本市場でこの仮説を検証することにある。1989年から2002年までの691社について検証を行った結果、米国で一般的に見られる Post-Listing Negative Drift は見られなかった。むしろ日本市場では上場変更企業の正の有意な超過リターンが検出され、Managers' Opportunism 仮説は当てはまらないのである。また、1999年に実施された東証への上場基準緩和の影響についても検証したが、基準緩和が上場変更企業のパフォーマンスに大きな影響を与えていることがわかった。

## 第二章 上場変更と株価の長期パフォーマンス

### 1. はじめに

上場変更とは上場企業が取引市場を移動することである。米国では店頭株市場（NASDAQ）からニューヨーク証券取引所（NYSE）やアメリカン証券取引所（ASE）への上場変更が頻繁に行われ、日本では店頭株市場（店頭市場）から東京証券取引所市場第二部（東証 2 部）及び市場第一部（東証 1 部）へ毎年 10 社以上が移行している。近年では上場変更企業の数が増加し、多い年には 100 社を超える場合も見られる。株式市場が効率的であれば、同じファンダメンタルズを持つ企業は上場場所に関係なく、ファンダメンタル価値が変わらない限り一定の価値を持つはずであるが、現実にはそうなっていない。上場変更に関わる株価動向は、市場の効率性検証も含め米国においては 60 年以上も前から取り組まれているテーマなのである。様々な分析期間や分析手法が用いられているものの、米国における大多数の発見の共通点は、上場変更のアナウンスメントがあってから株価が上昇し、上場日以降は株価が下落するというものである。最近の研究は比較的短期間の株価動向に着目し、超過収益率の発生原因を個別株式の特性を分析することにより探ろうとする研究と、上場後の長期の株価リターンに注目する研究の 2 つに大別できる。本章は後者に属し、日本における上場変更銘柄の長期株価リターンを明らかにしようとするものである。Dharan and Ikenberry (1995) は上場後 36 ヶ月に亘って上場変更した企業の株価を調査した。そして、上場場所を変更した企業の株価は 3 年もの長期間にわたって負の超過リターンを示し続けるという事実を発見したのである。この長期間の株価の低迷は Post-Listing Puzzle と呼ばれ、多くの研究者が様々な仮説をたてて説明しようとして試みている。

本章の目的は、日本市場で上場変更企業の株価パフォーマンスを、12 ヶ月、24 ヶ月、36 ヶ月の長期間で分析することである。日本市場でこの実証分析を行う意義には大きく 3 つある。一つは日本と米国の市場構造の違いが、日米で株価にどのように影響するかを見ることができると言う点である。マイクロソフトやインテルといった巨大企業が NASDAQ に上場している米国と異なり、日本の市場はヒエラルキー構造がはっきりしている。ソフトバンクの例を挙げるまでもなく、店頭市場にあって急成長を遂げた企業はいち早く東証に上場変更するのが一般的である。このようにヒエラルキー構造がはっきりしている日本の株式市場は、企業経営者の上場変更へのインセンティブがより強い環境と言え、企業経営者側の動機付けがはっきりしているという分析上のメリットがある。第二に、米国の先行研究の蓄積に比較して、日本市場のデータを扱った研究が稀少であるという点である。Hwang and Jayaraman (1993) と宇野他 (2004) が僅かに日本の上場変更を取り扱っているだけである。更に、この 2 つとも株価の短期的動向を分析したものであり、長期の株価パフォーマンスを扱ったものは筆者の知る限り皆無である。最後に、東京証券取引所が 1999 年に大幅な上場要件の緩和を実施するというイベントに恵まれていることである。これにより、上場要件の緩和がどのような影響を株価に与えたのか、あるいは与えなかったのかを検証することができる。

Dharan and Ikenberry (1995) は上場変更企業の長期パフォーマンスの低下を Managers Opportunism 仮説で説明している。上場変更を企画する企業経営者は、業績が一番良い時期を

見計らって上場変更の申請をするのではないかと、という仮説である。つまり、上場変更が業績の一番良い時期に行われているのであれば、変更後に当該企業の株価が低迷するのは至極当然のことだと考えたのである。彼らは小型株や機関投資家の持ち株比率が少ない株式の方が上場後のパフォーマンスが悪いという事実を指摘しながら、この仮説を提唱している。Papaioannou, Travlos and Viswanathan (2003) は、上場変更企業の業績を調査し、確かに上場変更企業は新市場への移行後に業績が悪化することを発見し、この仮説を支持している。もしも日本市場で同様の Managers' Opportunism が発生しているのであれば、米国よりも強い市場ヒエラルキー構造を持つ日本の企業経営者達は、より積極的な上場へのインセンティブを有すると考えられ、Post-Listing Negative Drift はより大きな負の値を伴って発生するだろうと想像できる。

株価の長期パフォーマンスを計測する場合、方法論には十分な注意を払わなければならない。Fama and French (1992, 1993) や Lakonishok, Shleifer and Vishny (1994) らは、株式収益率は株式の規模や簿価時価比率 (book-to-market ratio) と深い関係がある事を示しており、日本市場でもこの2つのファクターが有効であることが多くの研究で立証されている。従って、ベンチマークの選択はこれらの点を考慮すべきである。また Barber and Lyon (1997) や Kothari and Warner (1997) は、長期の超過リターンに t 検定を用いると、検定量の特定化の誤り (特定化の誤り) が生じる可能性があることを示した。そのため、本研究では Ikenberry, Lakonishok and Vermaelen (1995) などで用いられているブートストラップ法によって、上場変更後における長期超過リターンの有意性検定を試みた。

日本市場での実証結果には2つの大変興味深い発見があった。第一に、米国で数多く報告された Post-Listing Negative Drift は発生していなかったのである。当初予想したヒエラルキー構造による、より強い Post-Listing Negative Drift は全く観察されず、むしろ統計的に有意な正の超過リターンが検出されたのである。正の超過リターンは店頭市場から東証2部への移行では全ての期間で観察された。また、東証2部から東証1部への移行については12ヶ月と24ヶ月の期間で、店頭市場から東証1部への移行については12ヶ月を除く全ての期間で正の超過リターンが観察されたのである。日本ではその市場構造上、企業経営者により強い上場変更へのインセンティブが与えられているにもかかわらず、上場変更企業は変更後も正の超過リターンを示すのである。第二に、上場要件の緩和が与えた影響が大きいということである。上場要件緩和以前の株価パフォーマンスは非常に強い正の超過リターンを示したが、上場要件緩和後は一転負の超過リターンを示すようになるのである。これらの事実から、日本市場では企業経営者側の Opportunism は発生していないこと、上場変更後の株価パフォーマンスについては、取引所側の上場審査、上場要件が深く関係しているということが出来る。

以下2節で、先行研究の要約と検証仮説について述べ、3節でデータと方法論について紹介する。4節で実証結果を示し、5節では結論を述べる。

## 2. 先行研究

### 2-1 短期的株価動向の分析と仮説

米国においては、上場変更時の株価動向分析の歴史は長い。古くは Ule (1937) が 1934-37年の間に店頭市場から NYSE へ上場変更した企業のパフォーマンス分析を行っている。ここで

発見された、市場変更前に株価が上昇し、市場変更後に下落するというパターンはその後の発見でも繰り返されている。Sanger and McConnell (1986) は 1966 年から 1977 年の期間に店頭市場から NYSE に上場変更となった企業の株価について分析しているが、彼らのイベント期間の途中に NASDAQ<sup>21</sup>市場が導入された。導入後も上場変更のアナウンスメント時の株価上昇は見られたが、導入後はその程度が軽減された。このことから、NASDAQ 導入以前は市場の流動性が低く、投資家が流動性プレミアムを要求していたが、導入後は NASDAQ とその他市場の流動性の差が小さいために、それほど大きく株価が反応しないのではないかと主張している。確かに、このような流動性仮説で NASDAQ 導入前後の変化は説明できるが、導入後も変更アナウンスメントがある度に株価が上昇することについては説明できていない。そこで彼らはこれを説明するため、シグナリング仮説を持ち出した。即ち、上場変更は当該企業の将来キャッシュフローに対する企業経営者の自信を市場にシグナルしているというのである。Grammatikos and Papaioannou (1986) は 1975 年から 1981 年までのサンプル企業を四半期毎の成長率に分類し、上場変更アナウンスメント時の株価反応を比較してみた。その結果、成長率の低い企業の方が上場アナウンスメントに対してより強い正の超過リターンを示すことがわかったと報告している。業績が今一步伸び悩んでいる企業は株価も低迷しているが、上場変更という企業経営者のポジティブなシグナルによって市場が再評価すると彼らは解釈し、シグナリング仮説を支持している。しかしこの仮説では、アナウンスメント時の株価反応については説明できても、上場変更後の株価の下落については説明できていない。McConnell and Sanger (1987) は上場後 1 年に及ぶ株価の下落についてその発生メカニズムについては明らかにできていないものの、かなり詳細にその性格を特徴づけている。しかしながら、上場変更後の下落がなぜそれほどまでに長期に渡るのかという点に関しては、パズルであると結んでいる。

## 2-2 長期的株価動向の分析と本章の検証仮説

Dharan and Ikenberry (1995) は McConnell and Sanger (1987) の分析を拡張し、1962 年から 1990 年までの期間に上場変更した 2889 企業の上場後 3 年に渡る長期株価分析を行った。彼らは、上場変更企業サンプルの多くが小型株であることや、簿価時価比率が低い企業が多い点に留意し、超過リターンを計測する際に、規模と簿価時価比率で調整したポートフォリオを用いて累積超過リターンを算出している。その結果、上場変更企業は総じて長期間に渡りベンチマークを下回る低い収益率しか示さないことがわかった。彼らはこうした長期間の下落傾向 (The Long-Run Post-Listing Negative Drift) について、一つの仮説を提示している。企業経営者は自らの企業の業績が最も良い時期を見計らって上場申請を行っているという、Managers' Opportunism 仮説である。この仮説を裏付ける証拠として、彼らは機関投資家の持ち株比率の小さい企業や、規模の小さい企業ほど The Long-Run Post-Listing Negative Drift が大きいと報告している。即ち、規模の小さい会社や機関投資家の保有比率の小さい企業は、上場要件の達成に背伸びをし、上場後は実態を反映する株式評価が定まるから下落するというのである。

もしもこのような Managers' Opportunism が株価の長期的下落の原因であるとすれば、日本市

<sup>21</sup> 1968 年 12 月に NASDAQ 株式市場 (コンピューターセンター) の建設がコネチカット州で始まり、1971 年 2 月 8 日に全米 500 強のマーケットメーカーの端末が市場に接続され、約 2500 の株式について取引が始まった。

場における上場変更企業は、より強い Post-Listing Negative Drift を発生させているに違いないというのが、当初の筆者の予想である。何故なら、米国との比較では、日本の株式市場構造の方が、はるかに階層制（ヒエラルキー）がきついためである。米国においては必ずしも NASDAQ から NYSE に企業の成長と共に上場変更することが一般的ではない。マイクロソフトやインテルといった巨大企業でさえ NASDAQ に留まっているのは周知の事実である。一方、日本では店頭市場において成長した企業はかならず東証 2 部或いは、東証 1 部へ移行していく。東証 1 部を頂点とするヒエラルキーを持つ日本の市場においては、多くの企業が東証 1 部へ上場することを目指しているといえるだろう。従って企業経営者側ではできるだけ早急により高いランクの市場に上場しようというインセンティブが強くなる。このため、Managers Opportunism が介在する余地は大きいのである。筆者の予想どおり、より強い Post-Listing Negative Drift が生じるのか否か、以下で見ていくこととする。

### 3. データと方法論

#### 3-1 日本の市場と上場審査

日本には各大都市に証券取引所が存在するが、今回サンプルの対象とするのは東京証券取引所と店頭市場とする。東京証券取引所にはマザーズ、東証 2 部、東証 1 部の 3 市場があるが、マザーズは 1999 年に創設された市場であり、筆者の設定するサンプル期間内には上場変更を行った企業は無かったため、分析対象外とする。従って、店頭市場から東証 2 部に上場変更した企業、東証 2 部から東証 1 部に変更した企業、店頭市場から東証 1 部に変更した企業の 3 パターンについて分析することとした。期間については 1989 年から 2002 年までをサンプル期間とし、その間に移動した全 691 社をサンプルとする。サンプルの抽出は東京証券取引所が発行する東証要覧から抜粋した。サンプル企業の株価<sup>22</sup>、時価総額、簿価等のデータは野村総合研究所の AURORA データベースを使用した。これら 691 社のサンプルにおいて、店頭市場から東証 2 部に上場変更した企業の中に、短い期間で東証 1 部へと移行した企業も多く存在する。本章のイベント期間中に更に上場場所の変更があった企業については分析対象から除外した。従って、12 ヶ月では 616 社、24 ヶ月では 515 社、36 ヶ月では 430 社が分析対象となっている<sup>23</sup>。

<sup>22</sup> 株価はサンプル企業、市場ユニバースとも配当修正後株価を使用している。

<sup>23</sup> サンプル企業の中には、上場変更後 12 ヶ月に満たずに買収されてしまった企業や、別の市場に移ってしまった企業が存在する。12 ヶ月の CAR と BHAR を計算するために、それらの企業のリターンは RP で代替して計算している。ただし、24 ヶ月 BHAR の算出サンプルとしては扱われない。例えば、あるサンプル企業 A 社が東証 2 部に変更後 11 ヶ月で東証 1 部に移行してしまった場合、A 社の 12 ヶ月目のリターンは A 社の該当する RP のリターンを以って代替している。A 社は 24 ヶ月の BHAR 算出のサンプルとしては用いられない。24 ヶ月、36 ヶ月についても同様である。



表2-1 市場別の上場要件

	JASDAQ	マザーズ	東証二部	東証一部
上場株式数	-	上場時に1,000単位以上の公募又は公募及び売出し	上場時に4,000単位以上	上場時に100,000単位以上(但しマザーズ或いは二部から上場する場合は20,000単位以上)
株主数	300	300	800	2200
少数特定者持株数	-	-	75%以下	70%以下
上場時価総額	10億円以上	10億円以上	20億円以上	500億円以上
設立後経過年数	-	-	3年	3年
利益	上場前年利益が5億円以上	-	a.最近2年間に於いて、最初の1年間は1億円以上、最近の1年間は4億円以上。 b.最近3年間に於いて、最初の1年間は1億円以上、最近の1年間は4億円以上かつ、最近3年間の利益の合計が6億円以上。	同左

(注) 市場別の上場要件を2003年4月現在でまとめたものである。上場に際しては上記以外に満たさなければならない条件があるが、ここでは代表的な要件のみを比較した。

上場審査に関しては、店頭市場やマザーズが緩く、東証2部、東証1部と階層があがるにつれて厳格になる。表2-1は各市場の上場基準をまとめたものである。上場審査基準が緩い店頭市場やマザーズで取引されるベンチャー企業は、取引所が定める7項目の形式基準を満たし且つ定性的審査に合格すれば東証2部市場に上場が認められる。その後しかるべき期間を経て更に東証1部への審査を受ける資格を得るという手順である。1998年以降は店頭市場から直接東証1部への移行が認められた。

表2-2 上場変更件数の推移とその業種

	合計	JASDAQから 東証2部	東証2部から 東証1部	JASDAQから 東証1部
パネルA	691	277	380	34
年				
1989	26	1	25	0
1990	34	6	28	0
1991	39	6	33	0
1992	13	6	7	0
1993	12	5	7	0
1994	16	12	4	0
1995	28	11	17	0
1996	55	12	43	0
1997	59	35	24	0
1998	48	26	21	1
1999	75	44	23	8
2000	126	49	62	15
2001	95	38	50	7
2002	65	26	36	3
パネルB				
業種	691	277	380	34
小売業	110	52	50	8
卸売り業	90	42	43	5
サービス	89	47	36	6
電気機器	71	25	43	3
機械	42	15	26	1
建設	35	10	24	1
その他製品	29	13	15	1
通信	29	6	23	-
不動産	26	11	13	2
その他金融	25	11	14	-
化学	24	8	14	2
食料品	21	8	12	1
その他	100	29	67	4

表2-2のパネルAは1989年から2002年までの各年毎の上場変更件数とそのブレイクダウンである。バブル経済の崩壊後上場変更件数は減少傾向にあるが、1995年から徐々に回復している。その後1999年8月に東京証券取引所は上場要件の大幅な緩和に踏み切った。より多くの企業に資金調達の手を貸すという取引所側の思惑があり、表2-2に示されている様に、規制緩和前3年間の平均上場企業数の約3倍が2000年に上場変更している。東京証券取引所は上場に際し、形式的に次の項目について基準を設けている。上場時の株式数、少数特定者持株数<sup>24</sup>、株主数、設立後経過年数、時価総額、株主資本、利益の7項目である。これらの形式的審査に定性的審査を加えて上場の可否を判断していたが、1999年8月以降は大幅に緩和された。特に

<sup>24</sup> 少数特定者持株数とは、持株数が上位10番目までの株主の持株、および役員の保有する持株数を指す。

旧基準で最もハードルが高いと考えられていた株主数や、一株当たりの利益等の項目が緩和ないしは廃止された事は上場数を増加させる上で効果的であった。

表 2-2 のパネル B は東証 33 業種の分類基準に基づいて作成した業種のばらつきである。小売業、卸売業、サービス業の上場変更が多いのがわかる。

### 3-2 方法論

長期的な株価の分析には、方法論の選択は重要である。短期的な株価の分析では一般的には株価指数をベンチマークとして用い、マーケットモデルで超過リターンを測定し、 $t$  検定でその有意性を検定するという手順が一般的に用いられる。しかし長期的な株価の分析では、まずどのベンチマークを用いるかを慎重に考えなければならない。Dharan and Ikenberry (1995) が指摘したように、上場変更企業はその多くが規模の小さい小型株であり、簿価時価比率の低い銘柄である場合が多い。このような場合、株価指数をベンチマークとすればサンプルバイアスが生じてしまう。Fama and French (1992,1993) で指摘されているように、株式のリターンとその規模、簿価時価比率には深い関係がある。そこで筆者は規模と簿価時価比率を反映させたレファレンスポートフォリオ (RP) を構築し、これをベンチマークとすることでこの問題の解決を試みる。Dharan and Ikenberry (1995) ではベンチマークとして RP を使用しているものの、超過リターンについては累積超過リターン (CAR) を測定し、 $t$  統計量で検定した。しかしながら、長期間の超過リターンの検証に  $t$  検定を用いると、特定化の誤りが生じる可能性がある事が Barber and Lyon (1997) や Kothari and Warner (1997) らの研究で明らかにされてきた。Kothari and Warner (1997) は、長期超過リターンに  $t$  検定を用いると特定化の誤りを引き起こす危険性があるため、ブートストラップ法による検証を推奨している。一方、Barber and Lyon (1997) では、コントロールファームを用いた場合に限り  $t$  検定を用いても特定化の誤りを引き起こさないと主張した。しかし、この場合でも検定力 (power) が低下する事実は認めており、コントロールファームを用いた  $t$  検定について積極的に推奨しているわけではない。彼らのその後の研究である Lyon, Barber and Tsai (1999) では、RP を用いて算出した超過リターンを、ブートストラップ法で有意性をチェックすることを推奨している。この方法を用いる事で、特定化の誤りの問題を回避でき、更に検定力においてもコントロールファームの  $t$  検定のそれよりも上回るため、長期の株価パフォーマンス計測には有効であるとして推奨している<sup>25</sup>。

以上の点を踏まえ、筆者は主に次の方法で超過リターンの計測をする。超過リターンについてはベンチマークとして RP を使い CAR と BHAR の両方を測定する。Lyon, Barber and Tsai (1999) では投資家の得る真のリターンに近いことから BHAR が推奨されているが、本章の目的の一つが Dharan and Ikenberry (1995) の Managers' Opportunism 仮説の検証であるから、超過リターンとしては日米市場の比較を容易にするため、彼らの用いた CAR も併せて計測する。但し、検定については BHAR のみを対象としたブートストラップ法を用いる。具体的には、ラ

<sup>25</sup> Lyon, Barber and Tsai (1999) では、コントロールファームをベンチマークとして  $t$  検定した場合と、RP をベンチマークとしてブートストラップ法の経験的  $p$  値を求めた場合の検定力 (power) を比較している。彼らは、後者の検定力が前者と比較して常に高く、超過リターンが大きくなればなるほど検定力の差は歴然となる事を報告している。山崎 (2005) は日本市場で彼らの方法論を踏襲し同様の分析を行った。その結果、日本においても米国と同じように、RP をベンチマークとしてブートストラップを行う方法の検定力の方が、コントロールファームを用いた  $t$  検定より高いことを報告している。

ンダムに作成する擬似ポートフォリオ 1000 個の BHAR を計算し、その分布の中でサンプル企業の BHAR が何処に位置するかを観察し有意性を測る。

### 3-2-1 CAR と BHAR

分析期間は 12 ヶ月、24 ヶ月と 36 ヶ月の 3 つの期間で超過リターンを観察する。超過リターンは CAR と BHAR の両方を計算する。i 企業の  $\tau$  ヶ月の CAR は

$$CAR_{i\tau} = \sum_{t=1}^{\tau} AR_{it} \quad (2-1)$$

である。但し

$$AR_{it} = R_{it} - E(R_{it}) \quad (2-2)$$

である。  $R_{it}$  は i 企業の  $t$  時点のリターンであり  $E(R_{it})$  は i 企業の  $t$  時点の期待リターンである。

また、i 企業の  $\tau$  ヶ月の BHAR は

$$BHAR_{i\tau} = \prod_{t=1}^{\tau} [1 + R_{it}] - \prod_{t=1}^{\tau} [1 + E(R_{it})]. \quad (2-3)$$

と表すことができる。

### 3-2-2 RP (レファレンスポートフォリオ) の構築

本章の研究対象は、店頭市場から東証 2 部、東証 2 部から東証 1 部、店頭市場から東証 1 部への上場変更銘柄である。従って、マーケットユニバースとして、この 3 つの株式市場を合計したものを用いる。この 3 つの市場を合計した 3000 余銘柄を、以下の手順に従って分割し、合計 25 のポートフォリオを作成する<sup>26</sup>。

1. 東証 1 部、東証 2 部、店頭市場の全銘柄について、毎年 8 月末時点<sup>27</sup>での時価総額及び簿価時価比率を計算する。
2. 東証 1 部銘柄を大きい順に 5 分割<sup>28</sup>し、各グループの境界にある分位点の時価総額を計算する。
3. 規模で 5 分割された各ポートフォリオを更に簿価時価比率で 5 分割し、各グループの境界にある分位点の簿価時価比率を計算する。従って、市場全体を 5x5 の 25 分割することにな

<sup>26</sup> RP を構築する際にはまず東証 1 部で規模と簿価時価比率の各分位点を特定する。そして各々の規模及び簿価時価比率の分位点を基準に JASDAQ 銘柄と東証 2 部銘柄を割り当てる。この手法を取ることで、規模の小さい RP がほとんど JASDAQ 銘柄や東証 2 部銘柄で埋め尽くされるという事態を回避している。

<sup>27</sup> Fama/French (1992, 1993) では毎年 6 月末の時価総額で規模ポートフォリオを構築している。これは 12 月決算の米国企業の場合、6 月であれば規模の情報が十分に投資家に浸透していると判断されるからである。日本は 3 月決算であるため、8 月末時点で時価総額を計算することとした。

<sup>28</sup> Fama/French (1992, 1993) では規模で 10 分割しているが、上場企業数が日本の場合は米国よりも少ないため、10 分割すると十分に RP の分散効果が確保されないという懸念がある。従って 5 分割することにした。

る。

4. 東証 2 部, 店頭市場銘柄を, 各分位点を基準にそれぞれ該当する規模と簿価時価比率で区分された 25 個のポートフォリオに割り振る<sup>29</sup>。
5. 各年の 9 月から翌年の 8 月まで, 25 個の RP のそれぞれに対して等加重平均による月次リターンが計算され, 翌年 9 月に再構築される。

このように構築された RP は, 規模や簿価時価比率を考慮したベンチマークとして用いられる。25 の RP 中に含まれる銘柄数は 44 から 453 銘柄と幅広い。これは小型株の数が大型株と比べて圧倒的に多く, 規模の大きい RP に店頭市場や東証 2 部の銘柄はほとんど選ばれないからである。

### 3-2-3 コントロールファーム(Control Firm)の選択

Barber and Lyon (1997) では, レファレンスポートフォリオ (RP), CRSP 等加重インデックス, コントロールファーム等のベンチマークについて, その検定量の有効性について検証している。彼らはランダムに 200 企業抽出し, それを 1 サンプルとして, 1000 サンプル観察し, 超過リターンは 0 であるという帰無仮説が  $t$  検定によって何サンプル棄却されるかをテストした。その結果, コントロールファームを除いた全てのベンチマークについて, 理論的有意水準を大幅に越える数のランダム・サンプルが棄却されたのである。山崎 (2005) では, 同じ手法を用いて, 1970 年から 2003 年までの日本市場のデータに基づき TOPIX, RP, コントロールファームで検証を行っている。その結果コントロールファームが米国と同様歪みの最も少ないベンチマークであると報告している。これをベースに本章では以下の 4 つのコントロールファームを選択して, 超過リターンを測定することにした。

1 つは, コントロールファームの選択に, 規模と簿価時価比率だけを判断基準とする方法である。これは Barber and Lyon (1997) でも用いられている選択方法である。

2 つ目に, 業種, 規模, 簿価時価比率を基準としてコントロールファームを選択する方法である。まずサンプル企業が属する業種を特定する。業種分類には東証 33 業種分類を使用した。市場ユニバースの 3000 余社からサンプル企業と同業種に属する企業群を特定し, その時価総額がサンプル企業のその 70% から 130% までの企業群を選び出す。そしてその中で簿価時価比率がサンプル企業に最も近い 1 社を選択し, コントロールファームとする。こうして全サンプルについてコントロールファームを選択し, 株価リターンの差を超過リターンとして集計するのである。

3 つ目の方法として, 規模, 簿価時価比率に加え 1 株当たりの収益 (EPS), の 3 つの基準を用いてコントロールファームの選択を行う<sup>30</sup>。1999 年に東証が実施した上場基準の緩和は複数の項目にわたるが, その中でも株価パフォーマンスと関係の深い項目と考えられるものに, 1 株当たりの収益基準の撤廃がある。規制緩和以前は, 東証への上場要件として, ある一定の利益

<sup>29</sup> 東証 2 部や JASDAQ 銘柄は時価総額が小さいものが多いため, 小規模ポートフォリオに分類される銘柄が多くなる。従って, 銘柄数で見れば大規模企業ポートフォリオよりも小規模企業ポートフォリオの方が多くなる。

<sup>30</sup> 本章では規模を表す時価総額, 簿価時価比率, EPS の 3 つの項目について対数を取り, その対数値とサンプル企業の対数値を比較した。そしてそれぞれの対数値の差の合計が最も小さくなるような 1 社を選出するという方法でコントロールファームを決定している。

を定められた期間内に出しており、且つ EPS の値が基準値を満たした企業のみが上場を許可されていた。規制緩和後は、前者だけ満たしていれば上場できるように変更されたのである。1999 年の規制緩和以降、上場変更企業数は急増するが、これは宇野他（2004）が指摘するように、最大のハードルであった 1 株当りの収益基準が撤廃されたことで、多くの企業が東証に上場しうようになった結果と見ることができよう。1999 年の規制緩和では EPS 基準の撤廃以外にも変更点はあるが、本章では東証への上場基準（eligibility）という観点から影響が大きかったと考えられる EPS を以って、上場基準の厳格さの代理変数とし、その影響をコントロールすることにした。従って筆者は、EPS と規模、簿価時価比率の 3 つの基準を指数化し、最も近い企業を抽出するという方法でコントロールファームを選ぶことにした。

最後に、3 つめの方法に業種を反映させ、業種、規模、簿価時価比率、1 株当たりの収益、の 4 つの基準でコントロールファームを選択した<sup>31</sup>。

### 3-2-4 超過リターンの測定法

サンプル企業の CAR の測定は、以下の手順で行う。

1. サンプル企業の上場月の翌月から 36 ヶ月間にわたり、(2-2) 式を用いて各サンプルの月次異常リターンを求める。その際、各月の期待リターンは、その月に当該サンプル企業が属する RP（あるいはコントロールファーム）の平均月次リターンを適用する。
2. 各月にわたり、全サンプル間のクロスセクショナルな平均月次異常リターンを計算する。
3. ステップ 2 で求めた各月の平均月次異常リターンを、(2-1) 式を用いて 36 ヶ月にわたって累計していくことで CAR を測定する。

サンプル企業の BHAR の測定は、以下の手順で行う。

1. サンプル企業の上場月の翌月から 1 年目、2 年目、3 年目までの一年間の買い持ち投資収益率（Annual Buy and Hold Return ,ABHR）をそれぞれ計算し、サンプル全体で平均する。各年度の計算に用いられるサンプルはその年度における測定開始時点でサンプルに残っている企業である（従って、全ての上場変更のパターンをサンプルとした場合、3.1 で示したように 1 年目では 616 社、2 年目では 515 社、3 年目では 430 社が分析対象となっている）。さらに、測定期間中に買収されるなど企業の連続したデータが取れない場合、その欠損期間は直前まで当該企業が属していた RP の平均月次リターンで代替する。

$$ABHR_1 = \frac{1}{n_1} \sum_{i=1}^{n_1} \left[ \prod_{t=1}^{12} (1 + R_{it}) - 1 \right] \quad (2-4)$$

$$ABHR_2 = \frac{1}{n_2} \sum_{i=1}^{n_2} \left[ \prod_{t=13}^{24} (1 + R_{it}) - 1 \right] \quad (2-5)$$

<sup>31</sup> まず業種を特定し、その業種の中から時価総額、簿価時価比率、EPS の 3 つの項目について対数を取り、その対数値とサンプル企業の対数値を比較した。そしてそれぞれの対数値の差の合計が最も小さくなるような 1 社を選出するという方法でコントロールファームを決定している。

$$ABHR_3 = \frac{1}{n_3} \sum_{i=1}^{n_3} \left[ \prod_{t=25}^{36} (1 + R_{it}) - 1 \right] \quad (2-6)$$

但し、 $n_1$ は上場変更後1年目までに分析対象となる企業数、 $n_2$ は2年目までに分析対象となる企業数、 $n_3$ は3年目までに分析対象となる企業数である。

2. ベンチマークは各月にサンプル企業が属するRPの平均月次リターンを使用し、ステップ1と同じ要領で計算する。

$$E(ABHR_1) = \frac{1}{n_1} \sum_{i=1}^{n_1} \left[ \prod_{t=1}^{12} (1 + R_{RP_i,t}) - 1 \right] \quad (2-7)$$

$$E(ABHR_2) = \frac{1}{n_2} \sum_{i=1}^{n_2} \left[ \prod_{t=13}^{24} (1 + R_{RP_i,t}) - 1 \right] \quad (2-8)$$

$$E(ABHR_3) = \frac{1}{n_3} \sum_{i=1}^{n_3} \left[ \prod_{t=25}^{36} (1 + R_{RP_i,t}) - 1 \right] \quad (2-9)$$

但し、 $R_{RP_i,t}$ はt月時点でi企業を含むRPのt月の単純平均リターンである。

3. 各年度のABHARを複利計算することで、12ヶ月、24ヶ月、36ヶ月BHARを計算する。例えば36ヶ月BHARの場合、以下の式となる。

$$36\text{ヶ月BHAR} = \prod_{y=1}^3 [1 + ABHR_y] - \prod_{y=1}^3 [1 + E(ABHR_y)] \quad (2-10)$$

### 3-3 統計的有意性検定

先に触れたようにt検定を用いた有意性の検証は、長期的な株価超過リターンの場合、特定化の誤りを引き起こす可能性がある。そのため、本研究ではIkenberry, Lakonishok and Vermaelen (1995)などで用いられているブートストラップ法によって、上場変更後における長期超過リターンの有意性を検証する。

まず測定開始時点におけるサンプル企業の規模と簿価時価比率から、サンプル企業の属するRPを特定し、そのRPの中からランダムに1企業を選出する。サンプル企業の全てについて、それぞれの属するRPからランダムに1企業選出することによって、上場変更を行ったサンプル企業のポートフォリオと対になるような擬似ポートフォリオを作成する。こうしたランダムな選択作業を1000回繰り返し、1000個の擬似ポートフォリオを作成する。そして、1000個の擬似ポートフォリオそれぞれについて、3.2.2で挙げた方法でBHARを測定する<sup>32</sup>。こうして計

<sup>32</sup> 従って、擬似ポートフォリオ構築のためのランダム・サンプリングは年度開始時点ごとに行う。

算された 1000 個の擬似ポートフォリオの BHAR から分布を作成し、その分布の中でどこに平均サンプル BHAR が位置するかを見ることで、統計的有意性を検証する。

#### 4. 実証結果



図 2-1: 1989 年から 2002 年までの期間に上場変更した企業の、上場変更後 36 ヶ月間の累積超過リターンの推移を表したもの。超過リターンは規模と簿価時価比率で分類された 25 の RP をベンチマークとして算出している。

##### 4-1 日本市場における CAR で測定した Post-Listing Return

図 2-1 は 1989 年 3 月から 2002 年 12 月までの期間に、上場変更した企業の CAR を示したものである。Dharan and Ikenberry (1995) も同様な 36 ヶ月の CAR 推移グラフを掲載しているが、彼らの場合規模を 10 分割した RP を用いて超過リターンを計測しているのに対して、筆者は規模と簿価時価比率で 25 分割した RP を用いて超過リターンを算出している。この図で明示されているように、日本の上場変更銘柄は Post-Listing Negative Drift は一切示さないのである。米国での発見とは対称的に、日本市場における上場変更は長期に亘って正の超過リターンを示すのである。これは米国では支配的な Managers' Opportunism 仮説が日本企業においては当てはまらない事を示しており、上場変更の Post-Listing Puzzle に対して日本市場での発見は Managers' Opportunism 以外の別なメカニズムの存在を示唆するものである。



表2-3 日本の上場変更企業のPost-Listing Return

パネルA		サンプル数	サンプル企業の各年のABHR	RPの各年のABHR	BHAR	経験的p値
全体	1年目	616	-1.59%	-6.99%	5.40%	0.009**
	2年目	515	7.60%	3.16%	4.44%	0.051
	3年目	430	10.55%	10.34%	0.20%	0.443
東証2部から東証1部	1年目	345	-6.52%	-9.90%	3.38%	0.042*
	2年目	329	3.74%	0.92%	2.82%	0.108
	3年目	290	7.09%	7.55%	-0.46%	0.494
店頭から東証2部	1年目	239	7.95%	-0.85%	8.80%	0.017**
	2年目	157	14.11%	11.81%	2.29%	0.286
	3年目	112	20.89%	17.11%	3.78%	0.203
店頭から東証1部	1年目	32	-19.66%	-21.50%	1.84%	0.354
	2年目	29	16.19%	-18.30%	34.50%	0.0001***
	3年目	28	5.00%	12.24%	-7.24%	0.222
パネルB		サンプル数	サンプル企業の複利で計算したBHR	RPの複利で計算したBHR	BHAR	経験的p値
全体	12ヶ月	616	-1.59%	-6.99%	5.40%	0.009**
	24ヶ月	515	5.89%	-4.05%	9.94%	0.003***
	36ヶ月	430	17.06%	5.87%	11.19%	0.02**
東証2部から東証1部	12ヶ月	345	-6.52%	-9.90%	3.38%	0.042*
	24ヶ月	329	-3.03%	-9.07%	6.04%	0.027*
	36ヶ月	290	3.84%	-2.21%	6.05%	0.082
店頭から東証2部	12ヶ月	239	7.95%	-0.85%	8.80%	0.017**
	24ヶ月	157	23.18%	10.86%	12.32%	0.048*
	36ヶ月	112	48.91%	29.83%	19.08%	0.04*
店頭から東証1部	12ヶ月	32	-19.66%	-21.50%	1.84%	0.354
	24ヶ月	29	-6.65%	-35.86%	29.22%	0.005***
	36ヶ月	28	-1.98%	-28.01%	26.04%	0.041*

(注) 上場変更後1年目、2年目、3年目の各年毎のBHAR(パネルA)と、1年目のABHRに2年目のABHRを掛けて算出した複利の2年間BHR, 更に3年目のABHRを掛けて算出した複利の3年間BHRを基準に計算したBHARを示す(パネルB)。\*,\*\*,\*\*\*は各々両側10%,5%,1%の有意水準でBHAR≠0である事を示す。

#### 4-2 BHAR で測定した Post-Listing Return

表2-3は1年目、2年目、3年目の年間BHARと12ヶ月、24ヶ月、36ヶ月のBHAR、及びその経験的p値を記したものである。パネルAは1年目から3年目までの各一年間のサンプル企業のBHRと、該当するRPのBHRとの差として計算された各年別BHARを掲載している。パネルBでは12ヶ月から36ヶ月までの期間のBHARを一年複利で求めて表している。即ち、サンプル企業の各年のBHRを複利計算で算出し、同様に計算したRPのBHRを差し引いて12ヶ月、24ヶ月、36ヶ月のBHARとしたものである。具体的に12ヶ月のBHARを見てみよう。12ヶ月の分析期間では、全サンプル691企業の内、2004年6月時点で証券取引コードを維持し

ている企業で且つ、上場変更後 12 ヶ月以内に更に別の市場へ移動していない銘柄 616 社が分析対象である。この 616 社の上場変更後 12 ヶ月の BHR は-1.59%であり、616 社にそれぞれ該当する RP の BHR は-6.99%である。従って 12 ヶ月 BHAR は+5.40%となる。この数値が統計的に有意であるか否かをブートストラップ法で検定した。これは 1000 個の擬似ポートフォリオから算出される BHAR 観測値分布の中で、+5.40%が何処に位置するかを確認するという作業である。その結果+5.40%は最も高い観測値から 9 番目の値であった。従って経験的 p 値は 0.009 となり、これは両側検定で 5%の有意水準でゼロとは異なると判断できる。同様のプロセスで 24 ヶ月 BHAR の 9.94%は 1%の有意水準でゼロとは異なり、36 ヶ月 BHAR の 11.19%は 5%の有意水準でゼロとは異なることがわかった。

全サンプルでは全ての期間で、正で且つ有意な BHAR が観察されたが、市場間ではどのような特徴があるのだろうか。店頭市場から東証 1 部への移動についてはサンプル数が 30 前後と少ないので、大幅な上昇を示した銘柄に強い影響を受けている可能性がある。この事から、12 ヶ月では有意な正の BHAR は観察されず、24 ヶ月で大きな正の BHAR が発生している。店頭市場から東証 2 部へ上場変更したものや、東証 2 部から東証 1 部へ上場変更したものは総じて正の BHAR を示しており、そのほとんどが有意な結果となっている。

#### 4-3 業種別で測定した Post-Listing Return

ある特定の業種が突出して上昇し、概ねそれ以外の業種については Post-Listing Negative Drift が発生している可能性もある。従って業種別の BHAR を確認しておく必要がある。筆者は東証 33 業種分類に従ってサンプル企業を分類し、上位 10 業種とその他業種の BHAR を観察した。小売業が銘柄数では最も多く、12 ヶ月、24 ヶ月で有意な正の超過リターンが観測されている。またその他金融業についても 12 ヶ月で有意な正の超過リターンが観測されている。一方、建設セクターについては、36 ヶ月で有意に負の超過リターンが発生している。全業種を概観してみると、半分以上の業種で正の超過リターンが発生しており、突出した業種が多くの業種の Post-Listing Negative Drift を覆い隠しているわけではないということが確認できた。

#### 4-4 東京証券取引所の規制緩和以前と以後の Post-Listing Return の比較

1998年8月の上場要件の緩和が、上場変更企業の株価にどのような影響があるのかを調査するために、上場要件緩和前の10年間で上場変更したサンプル企業と、緩和後3年間のサンプル企業の長期パフォーマンスを比較した。表2-4は上場変更した企業のサンプルを1989年3月から1999年7月までのサンプルと、1999年8月から2002年12月までのサンプルに分割し、それぞれ1年目、2年目、3年目の年間BHAR及び、12ヶ月、24ヶ月、36ヶ月のBHARを求めたものである。緩和以前のサンプルでは、12ヶ月、24ヶ月、36ヶ月のBHARはそのどれもが二桁の大きな値を示し、1%の水準で統計的に有意であった。また2年目や3年目だけの年間BHARを見ても7.23%、3.9%といずれもプラスであった。2年目の年間BHARや3年目の年間BHARは統計的に有意ではないものの、上場後2年経過後の3年目の1年間でさえベンチマークを大幅に上回るということは、当該企業群が高い成長を継続していると考えられる。これらの数値から、厳しい審査をパスして上場変更した企業群は上場変更後も非常に高いパフォーマンスを示すことが理解できよう。

一方、上場要件緩和後のサンプルでは対称的な結果となった。12ヶ月、24ヶ月、36ヶ月のいずれのBHARも負となったのである。統計的に0と有意には異ならないが、規制緩和以前の大幅にプラスの超過リターンが、一切観察されないのは興味深い結果である。年別のパフォーマンスを比較しても、1年目と3年目にベンチマークを下回っている。上場審査が緩くなった結果、上場後の企業のパフォーマンスが悪化したのかもしれない。

表2-4 上場要件の緩和以前と以後のパフォーマンス比較

緩和以前		サンプル数	サンプル企業のBHR	RPのBHR	BHAR	経験的p値
各年毎のABHR	1年目	304	11.93%	-2.82%	14.75%	0.003***
	2年目	262	9.91%	2.68%	7.23%	0.06
	3年目	246	7.69%	3.79%	3.90%	0.149
複利計算したBHR	1年	304	11.93%	-2.82%	14.75%	0.003***
	2年	262	23.02%	-0.21%	23.23%	0.001***
	3年	246	32.48%	3.57%	28.91%	0.002***
緩和以後		サンプル数	サンプル企業のBHR	RPのBHR	BHAR	経験的p値
各年毎のABHR	1年	312	-14.76%	-11.06%	-3.70%	0.124
	2年	253	5.21%	3.65%	1.55%	0.235
	3年	184	14.37%	19.10%	-4.73%	0.159
複利計算したBHR	1年	312	-14.76%	-11.06%	-3.70%	0.124
	2年	253	-10.32%	-7.81%	-2.51%	0.445
	3年	184	2.56%	9.80%	-7.24%	0.223

(注) 上場変更後1年目、2年目、3年目の各年毎のBHARと、1年目のABHRに2年目のABHRを掛けて算出した複利の2年間BHR、更に3年目のABHRを掛けて算出した複利の3年間BHRを基準に計算したBHARを、1999年8月の上場要件緩和以前と以後で比較したものである。\*、\*\*、\*\*\*は各々両側10%、5%、1%の有意水準でBHAR≠0である事を示す。

#### 4-5 コントロールファームをベンチマークとして測定した Post-Listing Return

図 2-2 は、業種、規模、簿価時価比率の 3 つを基準としてコントロールファームを選択した場合の超過リターンの動向である。全サンプルの動向は太い実線で示しており、点線は 1999 年 8 月の規制緩和以前に上場変更したサンプルの超過リターンを表している。また細い実線は規制緩和以後のサンプルである。この図から明らかなように、日本市場では業種をコントロールしても、未だにプラスの超過リターンが観察されるのである。特にこの傾向は規制緩和以前のサンプルについて顕著である。規制緩和前のサンプルでそれぞれ 15%前後の超過リターンが発生しているのに対して、規制緩和後のサンプルでは-5%を超える負の超過リターンが発生しているのである。

図 2-3 は、業種を考慮せず、規模と簿価時価比率の 2 つを基準としてコントロールファームを選択した場合の超過リターンの動向である。図 2-2 と同様に太い実線は全サンプル、点線は規制緩和以前のサンプル、細い実線は規制緩和以後のサンプルである。業種をコントロールした場合よりも、規制緩和後のサンプルで下落率が多少小さくなる等の変化は認められるが、基本的には図 2-2 とほぼ同様な結果になっている。

次に、規制緩和によって撤廃された 1 株当りの収益 (EPS) をコントロールしてみる。図 2-4 は規模、簿価時価比率、EPS の 3 つをコントロールしたものである。この場合もやはり規制緩和前のサンプルでは 36 ヶ月で 13%程度の正の超過リターンが観察され、それに対して規制緩和後のサンプルでは 2%程度の超過リターンが見られるだけであった。図 2-5 は業種、規模、簿価時価比率、EPS の 4 つをコントロールしたが、結果は図 4 よりも顕著に正の超過リターンが観察された。規制緩和前のサンプルで 21%超の超過リターンが見られ、規制緩和後のサンプルでは 2%程度の超過リターンが見られたのである。このように EPS をコントロールしても、米国で報告された Post-Listing Negative Drift とは様相を異にしている。日本市場の実証結果からは、米国で報告されたような長期間に亘って下落し続けるという現象は、コントロールファームをベンチマークとしても確認できなかったのである。

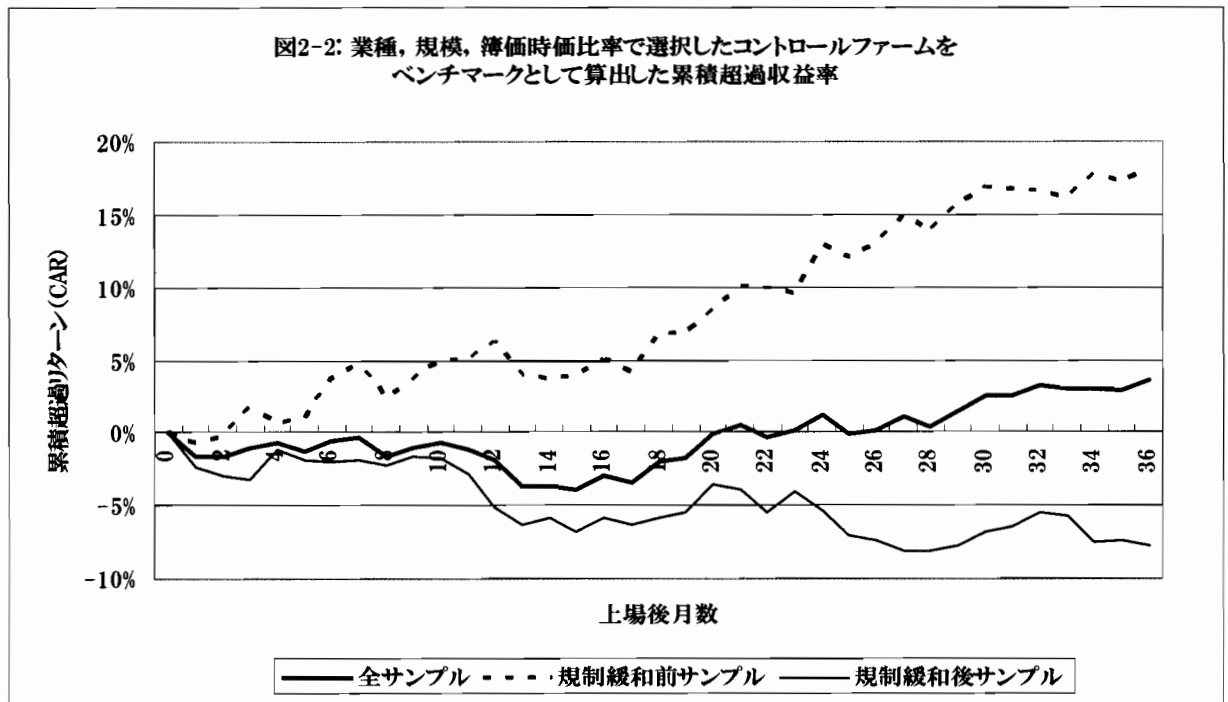


図2-2: 業種, 規模, 簿価時価比率の3段階で市場ユニバースから1社を選択し, その差を超過リターンとしてプロットしたもの. 太い実線は全サンプル, 点線は規制緩和以前のサンプル, 細い実線は規制緩和以後のサンプルについて算出したものである.

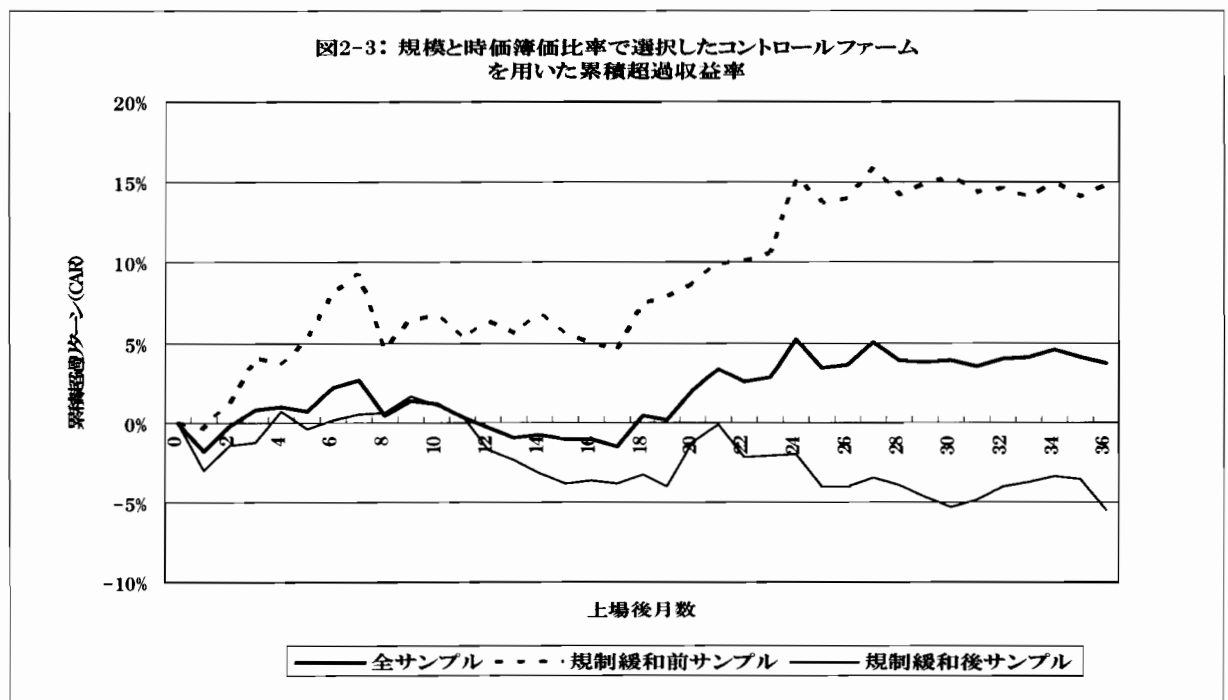


図2-3: 規模, 簿価時価比率の2段階で市場ユニバースから1社を選択し, その差を超過収益率としてプロットしたもの. 太い実線は全サンプル, 点線は規制緩和以前のサンプル, 細い実線は規制緩和以後のサンプルについて算出したものである.

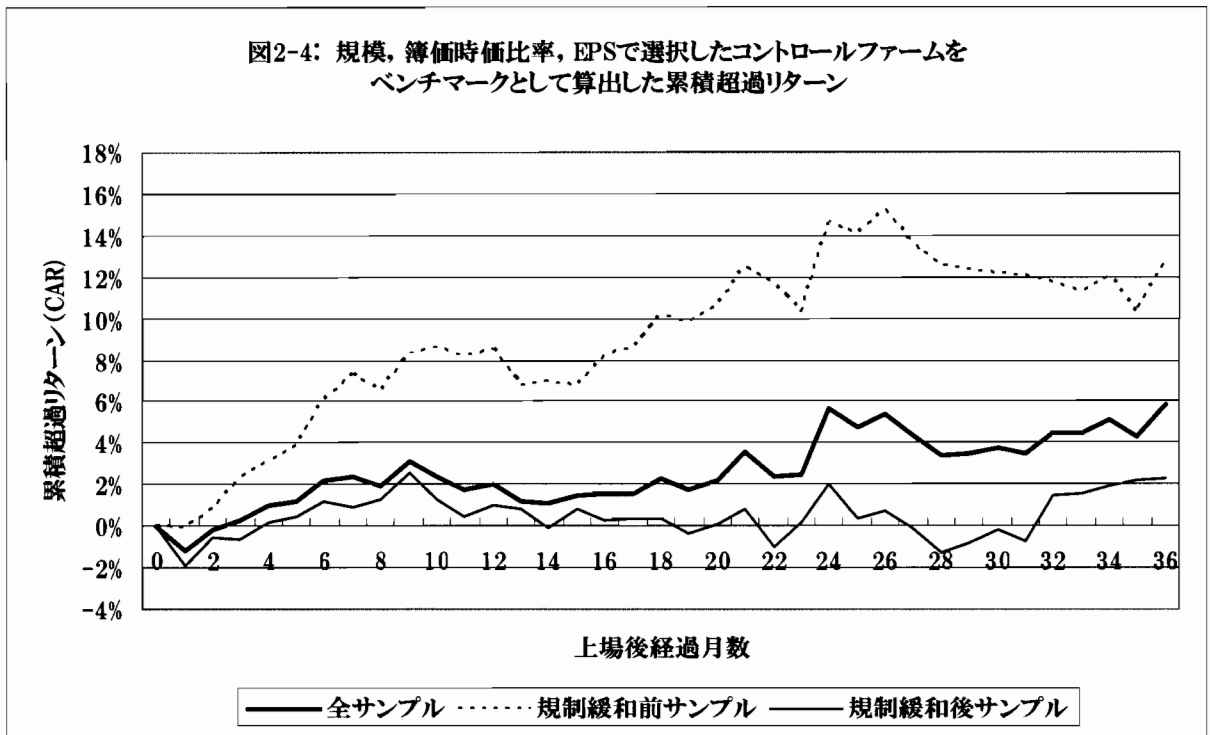


図2-4: 規模, 簿価時価比率, EPS の3つの基準で市場ユニバースから1社を選択し, その差を超過収益率としてプロットしたもの. 太い実線は全サンプル, 点線は規制緩和以前のサンプル, 細い実線は規制緩和以後のサンプルについて算出したものである.

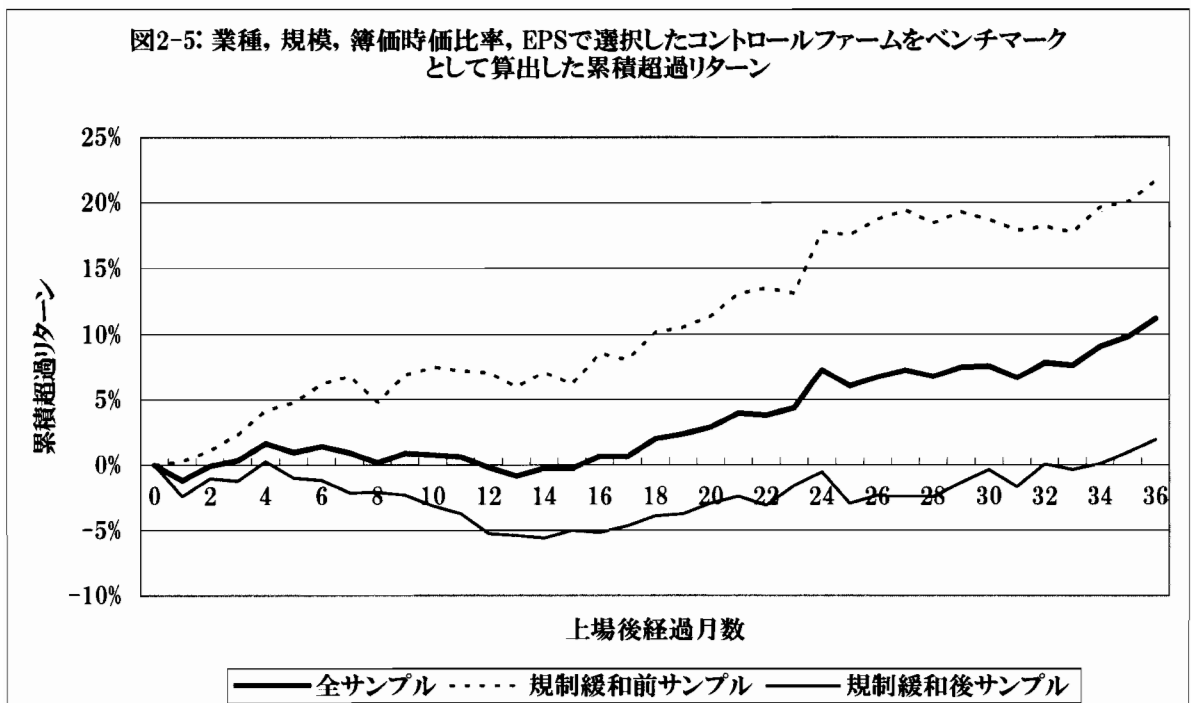


図2-5: 業種, 規模, 簿価時価比率, EPS の4つの基準で市場ユニバースから1社を選択し, その差を超過収益率としてプロットしたもの. 太い実線は全サンプル, 点線は規制緩和以前のサンプル, 細い実線は規制緩和以後のサンプルについて算出したものである.

## 5. 結論

本章の主たる目的は、Dharan and Ikenberry (1995) の提唱している Post-Listing Puzzle に対する彼らの解答であるところの、Managers' Opportunism 仮説を日本市場で検証することにある。米国に比べて顕著なヒエラルキー構造を持つ日本市場では、経営者がより高いレベルの市場へ上場変更する強いインセンティブを持つ。即ち、日本では Managers Opportunism の介在する余地が大きいと考えることができる。筆者の当初の予想では、このような環境下にある日本企業の上場変更サンプルで同様の分析をすれば、米国よりも強い Post-Listing Negative Drift が観察されるだろうというものであった。長期の株価リターンを分析する場合、累積超過収益率 (CAR) よりも Buy and Hold Abnormal Return (BHAR) を用いるべきであるという、Lyon and Barber and Tsai (1999) らの研究に触れながらも、CAR でも超過リターンを算出したのは、Dharan and Ikenberry (1995) との差異を小さくし、できるだけ同じ土俵で比較検討するためである。こうして、米国の実証研究と同様の手法で分析した結果、当初の予想と全く反対の株価動向を示すことが明らかになった。日本市場では Managers' Opportunism は見られず、むしろ上場変更企業は新市場への上場後に更に上昇し、正の超過リターンをあげることが明らかとなったのである。投資家への真の利回りに近い Buy and Hold Return (BHR) を測定し、規模と簿価時価比率を考慮したレファレンスポートフォリオ (RP) をベンチマークとして計算した BHAR でも結果は同様であった。12ヶ月、24ヶ月、36ヶ月のいずれの期間で測っても、BHAR は統計的に有意にプラスなのである。日本の企業経営者たちは、より強い高位の市場への上場インセンティブを持ちながらも、その目的達成のために企業パフォーマンスが一番良いタイミングを見計らって、何とか上場させようという行動には出ていないと考えられる。日本の上場変更企業のパフォーマンスが米国とは対称的に、有意に正の超過リターンを示すのであるから、少なくとも上場変更前に良いニュースばかりを企業経営者が機会主義的に発信していたとは考えられないのである。

東京証券取引所が実施した 1999 年 8 月の規制緩和は、上場要件とその後の株価のパフォーマンスを見る上で、非常に興味深いイベントである。上場変更企業のサンプルを規制緩和以前と以後で分割して、それぞれ 12ヶ月、24ヶ月、36ヶ月で長期超過リターンを調査したところ、規制緩和以前では非常に大きな正の超過リターンが観察され、緩和以後は全く対称的に、統計的に有意ではないものの負の超過リターンを示すようになった。この対称的な株価動向は、上場審査の厳格さが、将来の上場後のパフォーマンスを決定づけている可能性を示唆している。この点を明らかにする為に、筆者は上場審査の厳格さをコントロールした後も超過リターンが観察されるかどうかを検証した。上場審査は定量的な基準審査と定性的な審査を併せて行われるため、その厳格さを完全にコントロールすることは困難である。しかしながら、最もハードルが高いと考えられていた 1 株当りの収益 (EPS) 基準の撤廃が、上場企業数の増加に結びついたという背景に鑑み、EPS を上場基準の厳格さの代理変数と捉え、コントロールすることにした。結果は業種、規模、簿価時価比率、EPS の全てをコントロールしてもなお、全体では緩やかな正の超過リターンが発生していることがわかった。

## 第三章

### 要約

第二章では米国の上場変更企業が Post-Listing Negative Drift を示すのに対し、日本では Post-Listing Positive Drift が発生している事実を指摘した。しかし、Managers Opportunism が日本市場で発生していないと断言する証拠としては充分ではない。そこで本章では、会計学の領域で扱われる裁量的会計発生高の概念を援用し、それを時系列で観察することで日本の上場変更企業経営者に Managers Opportunism があるか否かを検証することにした。その結果、経営者は上場変更前から利益増加型の利益調整を行い、上場変更以後も利益増加型の利益調整を継続していることが明らかとなった。また上場変更前後の多くの年で、業種、規模、簿価時価比率で選択したコントロールファームと比較しても有意な利益増加型の利益調整を行っている証拠が発見された。更に、裁量的会計発生高と超過リターンとの関係について調査してみた結果、12ヶ月の Post-Listing Return においては有意に正の関係が見られ、24ヶ月と36ヶ月でも正の関係が見られた。米国とは対称的な Post-Listing Positive Drift を示す背景には、上場変更企業経営者の継続的な利益調整行動が関係している可能性がある。



### 第三章

#### 上場変更企業における Managers Opportunism の検証 - 利益調整(Earnings Management)の視点 -

##### 1. はじめに

第二章で述べたように、米国においては、上場変更企業の株価は長期間に亘って負の超過リターンを生む。このような株価の長期低迷傾向を Post-Listing Negative Drift と呼び、複数の仮説が提唱されている。その中で最も多くの研究者に支持されている仮説が Managers Opportunism 仮説である。即ち、企業経営者達は高位の市場への上場インセンティブがあるため、上場変更前にポジティブなニュースばかりを公開し、ネガティブなニュースを出来るだけ伝えずに企業価値を高くみせようと努力するというのである。上場変更達成後には、インフレートされた企業価値が、企業本来の実体に即した価値に回帰するため、そのプロセスで価格が下落し Post-Listing Negative Drift が発生するという主張である。しかしながら、第二章で示した日本の上場変更企業についての実証結果は米国の仮説では説明できない現象であり、次の2つの疑問を投げかけている。一つは、もし Managers Opportunism が上場変更時の負の超過リターンの原因であるならば、上場変更という同じイベントに対して、何故日本の経営者は Opportunistic に行動しないのかという疑問である。二つ目に、上場変更へのインセンティブが日米両国で差がない事実に鑑みて、米国での Post-Listing Negative Drift は Managers Opportunism が原因ではないかもしれないという疑問である。即ち、第二章で明らかとなった事実からは、日米の経営者行動に違いがあるのか、或いは日米の経営者は同じような行動を取っているが、何らかの別の要因で株価反応が逆になっているのかが判然としないのである。そこで筆者は、より直接的に経営者行動を分析する必要があると考えるに至った。

企業経営者が自社の経営状態をよりよく見せようと考えたとき、合法的で実行可能な手法は利益調整(Earnings Management)であろう。もし上場変更企業が上場変更前に利益増加型の利益調整をしているとすれば、それは Managers Opportunism 仮説と整合的であり、第二章で得られた実証結果が対称的であるにも関わらず、背後にある経営者行動に差異はないと推論することができる。しかし利益減少型の利益調整が行われていた場合や、全く利益調整行動が見られなかった場合には、上場変更企業経営者の opportunism は否定され、少なくとも日本の経営者には Managers Opportunism は存在しないと結論づけることができる。

本章では利益調整の尺度として、裁量的会計発生高<sup>33</sup>に着目する。裁量的会計発生高の測定方法については、会計学の領域で複数のモデルが提示されている。代表的なものに、Healy モデル、DeAngelo モデル、Jones モデルなどがある。そのいずれが正確な利益調整を把握するかについては、Dechow Sloan and Sweeney(1995)が米国のサンプルを用いて検証を行っている。その結果、Jones(1991)によって考案されたモデルを修正した、いわゆる修正 Jones モデルが第二種の誤り、即ち、利益調整が行われているにも関わらずそれを検出できないというリスクが最も低いモデルであるということが明らかになった。従って、本章では裁量的会計発生高の算出

<sup>33</sup> 裁量的会計発生高とは、企業経営者の裁量的会計報告手段の選択によって発生する発生高である。例えば、利益増加型の会計を目的とする経営者ならば、減価償却を定額法でおこない、加速償却は選択しない。しかし利益増加型の利益調整を行ったとしても、一時的に会計上増加した利益は、他の要因を一定とすると、後年にマイナス要因となる。

に、Jones モデルをベースとした4つのモデルで推定を行い、経営者の利益調整行動の有無を検証することにする。4つのモデルとは、オリジナルの Jones モデル、修正 Jones モデル、Jones モデルに営業キャッシュフローの変化額の項を加えた CFO Jones モデル、修正 Jones モデルに営業キャッシュフローの変化額を加えた CFO 修正 Jones モデル、いわゆる Kasznik (1999)のモデルを指す。これらの Jones モデルをベースとする推定モデルには、時系列の推定を行う TS-Jones モデル(Time Series Jones Model)と、同時点のクロスセクションで推定を行う CS-Jones モデル(Cross Section Jones Model)の2種類がある。時系列回帰を用いて推定するモデルは、少なくとも1企業6年間の財務データが必要となる。上場変更企業の中には公開後短期間に上場変更し、東証1部まで上りつめる企業が少なからず存在する。さらに変化の激しいIT業界に属する企業などは、財務データの定常性確保が困難でもある。これらの理由から本章ではすべてのモデルについて、クロスセクションでの推定を行うものとする。

本章の構成は以下のとおりである。第2節で先行研究のレビューを方法論研究と実証研究に分けてまとめる。第3節ではサンプルと方法論について説明し、第4節では実証結果について考察する。結論は第5節で述べる。

## 2. 先行研究

### 2-1. 方法論に関する先行研究

中村(1999)によると、発生主義会計で算定される利益とキャッシュフローの相違は、費用を消費基準などで認識し、収益を販売基準などで認識することによって生じる。この相違する部分を会計発生高 (Total Accounting Accruals,  $TA$ ) と呼ぶ。従って、会計上の利益は営業によりもたらされるキャッシュフローとこの会計発生高を加えたものである。会計発生高は経営者の意図的な裁量行動によって左右できる裁量的会計発生高(Discretionary Accruals,  $DAC$ )と、通常の業務から必ず発生する非裁量的会計発生高(Nondiscretionary Accruals,  $NDAC$ )に分類することができる。

Healy (1985)はボーナス制度のある企業の利益が目標利益額を超え、かつ当初設定した上限額を下回る場合には、その企業の経営者は利益増加型の会計手続きを選択しているのではないかという仮説を立てた。これを検証するために、サンプル企業の会計発生高に着目したのである。本来ならば会計発生高の中から非裁量的会計発生高を控除した裁量的会計発生高を用いて検証すべきであるが、彼の前提は、企業は毎年システムティックに利益調整をしているというものである。従って、サンプル企業の会計発生高を時系列で平均した値と、イベントがあった年の会計発生高を比較することで企業経営者の裁量的行動を測ることができるとするものである。

即ち、 $NDAC_t = \frac{\sum TA_t}{T}$  と考えるのである。Healy のモデルは会計発生高を全て裁量的会計発生

高と扱っている点で荒削りではあるが、着想において先駆的であり、その後の利益調整研究に大きな影響を与えた。

DeAngelo(1986)のモデルは裁量的会計発生高 (DAC)を当期の会計発生高と前期の会計発生高

の差と規定したものである。即ち、 $NDA_t = TA_{t-1}$ と考えるのである。換言すれば、裁量的会計が全く行われていない企業においては、当期と前期の差の期待値はゼロであるという前提に立つモデルである。HealyのモデルもDeAngeloのモデルも推定期間における会計発生高を用い、それを裁量的会計の代理変数として用いている。非裁量的会計発生高(NDAC)が時間に関係なく一定であり、かつ非裁量的会計発生高の推定期間における平均値がゼロであるならば、この2つのモデルとも正しい非裁量的会計発生高を捉えることができる。しかしながら、非裁量的会計発生高が時間の経過と共に変化する性質を持つならば、2つのモデルとも測定誤差を持つ。どちらのモデルがより正確かは、非裁量的会計発生高が時系列でどのような発生の仕方をしていくかによる。一定の平均値を中心にホワイトノイズ過程で発生していれば、Healyモデルが適当であろうし、全くのランダムウォークであればDeAngeloモデルがより適している。

現実的には非裁量的会計発生高は景気変動とともにシステムティックに変化する可能性がある。つまり、景気変動で営業活動と投資活動の水準が変化すれば、売上高や減価償却費の一部分もそれに伴って変動する、と考えられる(須田1999, p327)。Jones(1991)は以上の2つのモデルとは異なり、非裁量的会計発生高が一定であるという条件を必要としないモデルを考案した。彼女のモデルでは非裁量的会計発生高は、 $NDAC_t = \alpha_1 + \alpha_2(\Delta REV_t) + \alpha_3(PPE_t)$ で

表される。但し、 $\Delta REV_t$ は当期の売上高-前期の売上高、 $PPE$ は償却性固定資産である。このJonesモデルの前提は、売上高については全て非裁量的なものであるとしていることである。しかしながら、経営者が年度末直前に意図的に多くの商品売り、それに対する支払いがされていない状況は十分に想定できる。このような場合、その売上高は非裁量的な経営者行動によってもたらされていることを確実にする必要がある。この目的のために、売上高から売上債権の項目を控除したものをを用いることになった。これが修正Jonesモデルである。修正Jonesモデルは、 $NDAC_t = \alpha_1 + \alpha_2(\Delta REV_t - \Delta REC_t) + \alpha_3(PPE_t)$ で表される。但し、 $\Delta REC_t$ は当期の売掛債権である。

Jonesモデルや修正Jonesモデルに営業キャッシュフロー(CF)を説明変数に加えたものが、CFO Jonesモデルであり、CFO修正Jonesモデルである。前者の推定式は、

$NDAC_t = \alpha_1 + \alpha_2(\Delta REV_t) + \alpha_3(PPE_t) + \alpha_4(CF_t)$ であり。後者の推定式は

$NDAC_t = \alpha_1 + \alpha_2(\Delta REV_t - \Delta REC_t) + \alpha_3(PPE_t) + \alpha_4(CF_t)$ である。これはKasznik(1999)

で用いられたモデルでもあり、Kasznikモデルとも呼称される。

## 2-2. 利益調整とリターンに関する実証研究

Papaipannou and Viswanathan(2003)は、1978年から1996年までの期間にNASDAQからAMEX 或いはNYSEへ上場変更した1703社を対象に営業利益を調査した結果、上場変更した企業は、上場前に営業利益が向上し、上場変更後に悪化するという事実を発見した。しかし彼らはただ

単に営業利益を比較しただけであり、企業経営者が Opportunistic に行動したかどうかを直接調査したわけではない。筆者の調査した限り、上場変更企業の Post-Listing Return と利益調整 (Earnings Management) の関係を扱った先行研究は見当たらない。しかしながら、資本市場の利益調整動機<sup>34</sup>として、新規公開 (IPO) 企業についてはいくつかの先行研究がある。Teoh, Welch and Wong (1998) は IPO 企業の利益操作と長期株価パフォーマンスについての研究を行っている。

IPO 企業については、Ritter(1991)が 1975 年から 1983 年の 1526 社の IPO を調査し、新規上場後の 3 年間で平均 -27%、メジアンで -55% もの下落を示すことを明らかにしている。これは一般に IPO パズルと呼ばれているが、Ritter(1991)は、投資家は若い成長企業に対して過度に楽観的になっている、と解釈している。Teoh, Welch and Wong (1998)はこのような下落の原因が公開前の投資家の単なる楽観にあるのではなく、投資家をミスリードするなんらかの要因があったのではないかと考える。もし IPO 企業の経営者達が利益増加型の利益調整を行い、公開される会計数値がその企業の実体よりも高くすることが可能になるとすれば、投資家はその過大評価された会計数値に誘導され、ファンダメンタル価値よりも高い価格で取引を行うことになるかもしれない。その後、時間の経過とともにアナリストレポートや、翌期や翌々期の決算内容が明らかになるが、当然インフレートされた当初の会計数値からは収益のモメンタムが失われる。この段階で投資家の将来キャッシュフローへの期待値が低下し、株価は下落するというのである。従って、その他の条件が一定だとすれば、公開前の段階で利益調整 (Earnings Management) が行われている程度が大きければ大きいほど、公開後の株価の下落が激しいと考えられる。彼らは、利益調整の程度を裁量的会計発生高を算出することで捉え、裁量的会計発生高が公開後の IPO 企業の負の超過リターンを予測するかどうかをテストしたのである。

その結果、裁量的会計発生高は IPO 後 3 年間のパフォーマンスを非常によく予測していたことが明らかになった。サンプル企業の中で公開時点において最も裁量的会計発生高の多い上位 4 分の 1 (積極的利益調整企業) のグループの公開後リターンは下位 4 分の 1 (保守的利益調整企業) のグループを累積比較で 20% から 30% も低くなったのである。また時価総額規模で \$20M 未満の小規模クラス、\$20M-\$100M の中規模クラス、\$100M 超の大規模クラスのいずれの規模についてもこのような差異は存在したが、特に中規模クラスのサンプル企業間の差異は大きかったと報告している。更に、利益減少型の利益調整 (保守的利益調整) を行っているサンプル企業は、上場後も株式発行を繰り返す傾向が強いこともわかった。彼らの実証結果は少なくとも次の三つの含意をもつ。第一に利益増加型の調整を積極的に行っていることが、Ritter(1991)の報告した IPO パズルの原因ではないかということ。第二に利益増加型の調整を行う企業は、企業経営者が積極的に公開時点で株価を高めているという意味で、一時的に大量の資金調達を行おうと考えている企業であり、公開時点の Managers Opportunism が強い企業であるということ。第三に、保守的利益調整企業は公開時点の株価を高めに誘導しようという Managers Opportunism が弱く、その証拠に公開後にも増資による資金調達 (SEO) を行っているのである。

日本市場における株価リターンと利益調整の関係については Suda, Kubota and Takehara(2005)

---

<sup>34</sup> Healy and Wahlen(1999)は経営者の利益調整の動機を、①資本市場の動機、②契約上の動機、③規制の動機の 3 つに分類している。資本市場の動機は MBO, IPO などに直面して公表利益を裁量的に操作したがることを指し、契約上の動機は経営者のパフォーマンスベースのボーナス支給に絡むものである。規制の動機は取引所や監督官庁の規制をクリアする為に行う利益調整である。上場変更時の経営者の動機は資本市場の動機と規制の動機に当てはまると考えられる。

が、1980年から2002年までの期間の東証1部企業について、CS-CFO修正Jonesモデルを用いて調査している。その結果、裁量的会計発生高が高い企業のリターンは高くなり、それが株価の予測可能性を持っていることがわかった。更に、利益増加型の裁量的会計を行う企業は、その後、アナリストの下方修正を受けやすい点を指摘しながら、市場が裁量的会計発生高をミスプライスしていると主張している。

このように先行研究では、米国及び日本で、企業の利益調整と株価リターンの深い相関関係が指摘されている。企業経営者が上場要件を満たすという動機のために利益調整を行っているとするれば、上場変更以後に米国で観察されたようなPost-Listing Negative Driftや、日本で見られたようなPost-Listing Positive Driftが発生したとしても不思議ではない。

### 3. 方法論

#### 3-1 サンプル

本章の目的は、上場変更を達成するために企業経営者がOpportunisticに行動しているかどうかを検証することであるから、サンプルについては、基本的に第二章で扱ったものと同じ企業を使用する。即ち、店頭市場から東京証券取引所市場第二部（東証2部）に上場変更した企業、東証2部から東京証券取引所市場第一部（東証1部）に変更した企業及び店頭市場から東証1部に変更した企業の3パターンについて分析することにする。但し、銀行、証券、保険の3業種に属するサンプルは除外する。何故なら、これらの業種の有価証券報告書の構成が事業会社のそれとは異なり、会計発生高を算出するための必要項目が入手できないからである。またサンプル企業の中で、流動資産と流動負債の項目が入手できない等のデータ欠損についても除外した。従って最終的なサンプル数は、東証2部から東証1部への変更企業356社、店頭市場から東証1部への33社、店頭企業から東証1部への275社の合計664社となった。

次にJonesモデルをベースにした4つの非裁量的会計発生高(NDAC)推定モデルは、全上場企業をベースとしてサンプル企業の属する業種のすべての企業の有価証券報告書の会計数値を必要とする。18の必要項目は全て日経NEEDS Financial Questから入手した。但し、東証外国部に属する企業については、業種の特定ができないという理由で全企業のユニバースからはずした。現在既に消滅している企業でもかつて上場していたことがある企業を含め、全4760社をユニバースとして使用する。また業種分類の基準として、日経35分類を採用することとする。但し、表3-1にも示す様に、造船業や空運業などの一部業種には、クロスセクションでの推定が困難な企業数しか属さない業種が存在する。須田・首藤(2001)では、類似企業をまとめるという方法で24業種にし、全業種に十分な企業数を確保するよう努めているが、本章の扱うサンプル企業にはこれらの業種に属する企業は存在しないため、このままの業種分類で推定を行うことにした。

#### 3-2 会計発生高の算出

会計発生高(Total Accruals, TA)と営業キャッシュフロー(CF)は須田・首藤(2001)に準拠し、以下のように定義する。

$$\text{会計発生高} = (\Delta \text{流動資産} - \Delta \text{現金預金}) - (\Delta \text{流動負債} - \Delta \text{資金調達項目}^{35}) - (\Delta \text{貸倒引当金} + \Delta \text{賞与引当金} \cdot \text{未払賞与} + \Delta \text{その他の短期引当金} + \Delta \text{退職給付引当金} + \Delta \text{その他の長期引当金} + \text{減価償却費}) \quad (3-1)$$

$$\text{営業キャッシュフロー} = \text{当期純利益} - \text{特別利益} + \text{特別損失} - \text{会計発生高} \quad (3-2)$$

但し、 $\Delta$ は期中の増減額を示す。<sup>36</sup>こうして求めた会計発生高は、裁量的会計発生高(DAC)と非裁量的会計発生高(NDAC)に分類できる。最終的に裁量的会計発生高(DAC)を求めたいのであるが、そのためには非裁量的会計発生高(NDAC)の推定が必要である。以下の4つのモデルで非裁量的会計発生高(NDAC)の推定を行うことにする。推定に用いる全ての変数は期首の総資産で標準化する。

表3-1 ユニバースの業種別分布

業種	企業数	業種	企業数
食品	176	建設	289
繊維	92	商社	510
パルプ・紙	46	小売業	325
化学	258	銀行	150
医薬品	62	証券	38
石油	17	保険	22
ゴム	29	その他金融	112
窯業	110	不動産	123
鉄鋼	74	鉄道・バス	35
非鉄金属	167	陸運	52
機械	297	海運	31
電気機器	361	空運	8
造船	9	倉庫	47
自動車	101	通信	43
輸送用機器	27	電力	11
精密機器	70	ガス	13
その他製造	146	サービス	754
水産	14	その他	126
鉱業	15	合計	4760

(注) 業種別分類は日経NEEDS社の業種分類コード(日経業種コード)に従った

<sup>35</sup>  $\Delta$ 資金調達項目 =  $\Delta$ 短期借入金 +  $\Delta$ コマーシャルペーパー +  $\Delta$ 1年内返済の長期借入金 +  $\Delta$ 1年内返済の社債・転換社債

<sup>36</sup> 各項目のNikkei NEEDS Financial Questにおける項目番号は以下の通り。流動資産=FB001、現金・預金=FB003、流動負債=FB068、短期借入金=FB074、コマーシャル・ペーパー=FB075、1年内返済の長期借入金=FB076、1年内返済の社債・転換社債=FB077、貸倒引当金=FB060、賞与引当金・未払賞与=FB093、その他の短期引当金=FB095、退職給付引当金=FB107、その他の長期引当金=FB109、減価償却費=FE011、当期純利益=FC058、特別利益=FC030、特別損失=FC038

### 3-3 4つの推定モデル

通常業務で発生するだろうと考えられる会計発生高の期待値は、同業種に属する企業群の会計発生高 (TA)、および売上高 (Rev)、売上債権(Rec)、償却性固定資産(PPE)、営業キャッシュフロー(CF)から推定する。τ 期に上場変更した業種 *j* に属する *i* 企業の裁量的会計発生高を求めするために、まず *j* 業種全体の期待会計発生高 (非裁量的会計発生高) をモデルで推定する。Jones モデルによる推定式は次の通りである。

$$\frac{TA_{i,j}}{A_{i,j,\tau-1}} = \alpha_j + \beta_j \left( \frac{Rev_{i,j}}{A_{i,j,\tau-1}} \right) + \gamma_j \left( \frac{PPE_{i,\tau}}{A_{i,j,\tau-1}} \right) + \varepsilon_{i,j} \quad (3-3)$$

$$E\left(\frac{TA_i}{A_{i,\tau-1}}\right) = \hat{\alpha}_j + \hat{\beta}_j \left( \frac{Rev_i}{A_{i,\tau-1}} \right) + \hat{\gamma}_j \left( \frac{PPE_i}{A_{i,\tau-1}} \right) \quad i \in j \quad (3-4)$$

但し、*i* (1,2,3…*i<sub>j</sub>*) であり、 $TA_{i,j}$  は(3-1)式に基づいて算出したτ 期に上場変更した業種 *j* に属する *i* 企業の会計発生高である。また、 $Rev_{i,j}$  と  $PPE_{i,j}$  は業種 *j* に属する *i* 企業の売上と償却性資産である。Rev と PPE を説明変数としてそれぞれを期首の総資産 ( $A_{i,\tau-1}$ ) で標準化し、同様に標準化した TA を被説明変数とすることで、クロスセクション回帰を行う。最初に述べた様に、時系列での推定ではなくクロスセクション回帰による推定を選択した。何故なら、数年単位の長期間では経営環境が大幅に変化するだろうと考えたからである。経営環境の変化にも関わらず経営者行動の非裁量的な部分が一定であるという前提をもつ時系列での推定は、グローバル化が進み経営環境の変化が激しい昨今では非現実的であると判断した。<sup>37</sup> また、上場変更企業という時系列で変化が起こりやすい企業群をサンプルとしていることも考慮した。ここで推定した係数を用いて(3-4)式で示すように、サンプル企業の期待標準化発生高を算出する。これが非裁量的会計発生高である。

2 番目の推定モデルは修正 Jones モデルである。売上は経営者が裁量的に水増しすることが可能であると考え、売上から売上債権を控除した説明変数で推定する。推定式は以下の通りである。

$$\frac{TA_{i,j}}{A_{i,j,\tau-1}} = \alpha_j + \beta_j \left( \frac{Rev_{i,j} - Rec_{i,j}}{A_{i,j,\tau-1}} \right) + \gamma_j \left( \frac{PPE_{i,\tau}}{A_{i,j,\tau-1}} \right) + \varepsilon_{i,j} \quad (3-5)$$

$$E\left(\frac{TA_i}{A_{i,\tau-1}}\right) = \hat{\alpha}_j + \hat{\beta}_j \left( \frac{Rev_i - Rec_i}{A_{i,\tau-1}} \right) + \hat{\gamma}_j \left( \frac{PPE_i}{A_{i,\tau-1}} \right) \quad i \in j \quad (3-6)$$

<sup>37</sup> クロスセクションで回帰する手法にも、同業種、同時点の企業経営者の非裁量的行動範囲は一定であるという前提があり、これが必ずしも現実的ではないという議論もある。

である。

3番目のモデルとして、説明変数に営業キャッシュフローを加えた CFO Jones モデルで推定する。Kasznik(1999)を参考にした推定式は以下の通りである。営業キャッシュフロー (CF) (3-2)式にあるように、税引き後経常利益<sup>38</sup>から会計発生高を控除したものとする。

$$\frac{TA_{i,j}}{A_{i,j,\tau-1}} = \alpha_j + \beta_j \left( \frac{Rev_{i,j}}{A_{i,j,\tau-1}} \right) + \gamma_j \left( \frac{PPE_{i,j}}{A_{i,j,\tau-1}} \right) + \delta_j \left( \frac{CF_{i,j}}{A_{i,j,\tau-1}} \right) + \varepsilon_{i,j} \quad (3-7)$$

$$E\left(\frac{TA_i}{A_{i,\tau-1}}\right) = \hat{\alpha}_j + \hat{\beta}_j \left( \frac{Rev_i}{A_{i,\tau-1}} \right) + \hat{\gamma}_j \left( \frac{PPE_i}{A_{i,\tau-1}} \right) + \hat{\delta}_j \left( \frac{CF_i}{A_{i,\tau-1}} \right) \quad i \in j \quad (3-8)$$

である。

最後に CFO 修正 Jones モデルによる推定式は以下の通りである。

$$\frac{TA_{i,j}}{A_{i,j,\tau-1}} = \alpha_j + \beta_j \left( \frac{Rev_{i,j} - Rec_{i,j}}{A_{i,j,\tau-1}} \right) + \gamma_j \left( \frac{PPE_{i,j}}{A_{i,j,\tau-1}} \right) + \delta_j \left( \frac{CF_{i,j}}{A_{i,j,\tau-1}} \right) + \varepsilon_{i,j} \quad (3-9)$$

$$E\left(\frac{TA_i}{A_{i,\tau-1}}\right) = \hat{\alpha}_j + \hat{\beta}_j \left( \frac{Rev_i - Rec_i}{A_{i,\tau-1}} \right) + \hat{\gamma}_j \left( \frac{PPE_i}{A_{i,\tau-1}} \right) + \hat{\delta}_j \left( \frac{CF_i}{A_{i,\tau-1}} \right) \quad i \in j \quad (3-10)$$

但し、 $E\left(\frac{TA_i}{A_{i,\tau-1}}\right)$  は  $j$  業種に属するサンプル  $i$  企業の  $\tau$  時点における非裁量的会計発生高

( $NDAC_{i,\tau}$ )である。従って、裁量的会計発生高 ( $DAC_{i,\tau}$ ) は、

$$DAC_{i,t} = \frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} - NDAC_{i,t} \quad (3-11)$$

である。

例えば、2002年8月に東証2部から東証1部へ上場変更した(株)メガネトップの裁量的会計発生高の算出は以下のプロセスで求める。同社が上場変更した時点における最新の会計数値は、2002年3月末の決算発表時に公開された有価証券報告書の数値である。期中の増減値を求めるために2001年3月末に公開された有価証券報告書の数値を入手し、(3-1)式に代入する。ここで求められた会計発生高を2001年3月末の貸借対照表の総資産で標準化する。<sup>39</sup>(3-1)式で求められた会計発生高は、裁量的会計発生高と非裁量的会計発生高の両方が含まれているため、裁量的会計発生高を抽出する必要がある。そこで、次のステップとして(株)メガネトップの非裁量的会計発生高を求めることにする。小売業に属する同社の非裁量的会計発生高は、小売業界の企業が通常業務に従事する場合に発生するだろう、と考えられる会計発生高の期待値で

<sup>38</sup> 税引き後経常利益=当期純利益 (FC058) -特別利益 (FC030) +特別損失 (FC038)

<sup>39</sup> 以後『標準化』とは記さないが、全ての裁量的会計発生高、非裁量的会計発生高、売上高、償却性資産、売上債権、キャッシュフローは期首の総資産で標準化されているものを扱う。



ある。期待値の推定方法には先に示したように複数存在するが、ここでは Jones モデルの場合を例示する。2002 年 8 月時点で小売業に属する全企業 325 社の会計発生高を、(3-1)式に従いサンプル企業と同じプロセスで求める。ここで求められた 325 の会計発生高を被説明変数とし、(3-3)式に従い、325 社の売上高、償却性資産の 2 つの説明変数を用いてそれぞれクロスセクション回帰を行う。この結果推定された  $\hat{\alpha}_{\text{小売業}}$ 、 $\hat{\beta}_{\text{小売業}}$ 、 $\hat{\gamma}_{\text{小売業}}$  の 3 つの値は、小売業の非裁量的会計発生高を求める為の係数である。この係数を (3-4)式にそれぞれ代入し、(株)メガネトップの、売上高及び償却性固定資産の値を入れて計算することで、同社の非裁量的会計発生高が求められるのである。(3-11)式で示すように、(3-1)式で求めた会計発生高から、(3-4)式で求めた非裁量的会計発生高を控除した部分が(株)メガネトップの Jones モデルで推定した裁量的会計発生高である。同様のプロセスで(3-5)から(3-10)を用いて修正 Jones モデル、CFO Jones モデル、CFO 修正 Jones モデルでそれぞれ裁量的会計発生高を推定する。

### 3-4 仮説の設定

Dharan and Ikenberry(1995)は、Managers Opportunism は上場要件をようやく満たすことが出来る程度の小さい企業や、機関投資家の持株比率の低い企業ほど発揮されやすいと述べている。そのような企業ほど上場変更後の Post-Listing Negative Drift の程度が大きいことがこの仮説の根拠となっている。この仮説が正しいとするならば、上場変更企業は上場要件を満たすために、利益増加型の利益調整を行っていると考えられる。市場は、上場変更企業が利益増加型の利益調整を行っているかどうかは知る由もないため、増加した利益を将来も継続的に期待できるものとして評価し、これが株価の過大評価に繋がる。この市場によるミスプライスの部分が、時間の経過と共に剥落する過程が Post-Listing Negative Drift である。これは情報の非対称性が大きい小型株によりその傾向が顕著であるという事実とも整合的である。第二章で見たように、日本の上場変更企業については変更後にプラスの超過リターン(Post-Listing Positive Drift)を示すが、果たして日本の上場変更企業ではどのような利益調整を行っているのであろうか。ここでいくつかの仮説を考えることができる。

仮説 1：日本の上場変更企業は利益減少型の利益調整を行っている。上場変更後はその反動で Post-Listing Positive Drift が発生する。

仮説 2：日本の上場変更企業は利益増加型の利益調整を行っているが、上場変更後も利益増加型の利益調整を行うため、Post-Listing Positive Drift が発生する。

第二章では、規制緩和以前と以後でサンプルを分割し、その Post-Listing Performance に大きな違いがあることを明らかにした。規制緩和以前のサンプルと規制緩和以後のサンプルを比較した場合に、更に 2 つの仮説を設定することができる。

仮説 3：規制緩和以前のサンプルにおいては利益減少型の利益調整が行われているため、上場変更後はその反動で Post-Listing Positive Drift が発生するが、規制緩和以後のサンプルにおいては、利益調整は行われていないため Post-Listing Return は有意に正でも

有意に負でもない。

仮説 4：規制緩和以前のサンプルにおいては、利益増加型の利益調整が行われているが、上場変更後も利益増加型の利益調整を行うため、Post-Listing Positive Drift が発生する。規制緩和以後のサンプルにおいては、利益調整は行われていないため Post-Listing Return は有意に正でも有意に負でもない。

## 4 実証結果

### 4-1 モデルの選択について

前節でも述べたように、本章では対象銘柄が上場変更企業であるという性質に鑑みて、クロスセクションの推定方法を用いて非裁量的会計発生高を推定する。まず4つのすべてのモデルで、上場変更年( $t=0$ )時点の財務データを用いて分析する。表 3-2 はサンプル企業が属する業種の全企業をクロスセクション回帰することによって、当該業種の非裁量的会計発生高を推定し、それをサンプル企業の会計発生高から控除して求めた裁量的会計発生高である。Jones モデルが推定した裁量的会計発生高の平均値が 0.0036、メジアンが 0.0013 である。サンプル企業 664 社の中で最も利益増加型の利益調整を行った企業の裁量的会計発生高は 0.6681 であり、最も利益減少型の利益調整を行った企業の裁量的会計発生高は -0.4654 であった。表には記していないが、全サンプルの中で裁量的会計数値の部分が正の値であったものは 50.90% であり、約半分は利益減少型の利益調整に従事していた。また東証 2 部から東証 1 部、店頭市場から東証 2 部、更には店頭市場から直接東証 1 部への上場に分類してもほぼ同じような結果であった。 $t$  値はサンプル企業の平均値がゼロであるという帰無仮説を検定する統計量である。

2 列目は売上高から売上債権を控除して係数の推定を行う、修正 Jones モデルにおける結果である。修正 Jones モデルにおいては、全体の利益増加型の裁量的会計発生高が Jones モデルの推定値よりも大きくはなっているが、 $t$  値は 1.3904 であり裁量的会計発生高がゼロであるという帰無仮説を棄却するまでには至っていない。また全サンプルの中で裁量的会計数値の部分が正の値であったものは 51.05% であり、やはり約半分は利益減少型の利益調整に従事していることがわかった。3 列目は売上高、償却性固定資産に加えて営業キャッシュフローを説明変数に加えて係数の推定を行う、CFO Jones モデルにおける結果である。CFO Jones モデルにおいては、全体の利益増加型の裁量的会計発生高が Jones モデルの推定値よりも大きくはなっているが、 $t$  値は 1.3246 であり裁量的会計発生高がゼロであるという帰無仮説を棄却するまでには至っていない。また、全サンプルの中で裁量的会計数値の部分が正の値であったものは 51.51% であった。4 列目の CFO 修正 Jones モデルは、CFO Jones モデルの説明変数である売上高から売上債権を控除して推定を行うものである。全体的に利益増加型の裁量的会計発生高が高くなっているが、 $t$  値で 1.5360 と帰無仮説を棄却するには至らず、正負の企業数もほぼ同数であった。

パネル A で見たように、全サンプルでの分析においては、平均的に利益増加型の利益調整をしているようであるが、統計的に有意ではない。そこで、より顕著な Post-Listing Positive Drift が観察された規制緩和以前のサンプルで、同様の分析を試みた。その結果はパネル B で示している。修正 Jones モデルと CFO 修正 Jones モデルにおいて、その平均値がゼロであるとする帰無仮説を 5% 水準で棄却することが明らかになった。正、負いずれの方向への Post-Listing Drift

が観察されない規制緩和以後のサンプルについては、パネルCで示すように、利益調整は行われていないのである。

このように、あるモデルでは、利益調整が行われていると判断され、別のモデルでは利益調整はないと判断される。ではどのモデルを選択すれば良いだろうか。須田・首藤(2001)ではここで扱う4つのモデルについて、日本市場の15700強のデータを用いて裁量的会計発生高を求めている。そして、CFO Jones モデルとCFO 修正 Jones モデルの決定係数が平均で0.62程度なのに対して、Jones 及び修正 Jones では0.18であったと報告している。また Dechow et.al.(1995)では、利益調整が行われていないという帰無仮説が偽のときに棄却しない第二種の誤りについて、Jones モデルよりも修正 Jones モデルの方にそのリスクが少ないと報告している。従って、本章では更なる分析をCFO 修正 Jones モデルに依拠して行い、議論を進めていくことにする。

表3-2 4つのモデルによる裁量的会計発生高

パネルA:全サンプル(n=664)				
	Jones モデル	修正 Jones モデル	CFO Jones モデル	CFO修正Jonesモデル
平均	0.0036	0.0053	0.0048	0.0057
メジアン	0.0013	0.0014	0.0021	0.0009
最大	0.6681	0.6933	0.6685	0.6932
最小	-0.4654	-0.4766	-0.4597	-0.4804
標準偏差	0.0958	0.0985	0.0939	0.0960
t値	0.9760	1.3904	1.3246	1.5360
パネルB:規制緩和前(1989年1月から1999年7月までのサンプル n=331)				
平均	0.0051	0.0087	0.0057	0.0084
メジアン	0.0026	0.0037	0.0030	0.0034
最大	0.4319	0.5290	0.4294	0.5244
最小	-0.2111	-0.2232	-0.2017	-0.1993
標準偏差	0.0708	0.0737	0.0700	0.0715
t値	1.3043	2.1505**	1.4762	2.1408**
パネルC:規制緩和後(1999年8月から2002年12月までのサンプル n=333)				
平均	0.0031	0.0040	0.0019	0.0022
メジアン	-0.0019	0.0009	-0.0025	-0.0031
最大	0.6932	0.6685	0.6933	0.6681
最小	-0.4804	-0.4597	-0.4766	-0.4654
標準偏差	0.1154	0.1128	0.1181	0.1155
t値	0.4826	0.6428	0.2986	0.3460

(注) 裁量的会計発生高がゼロであるという帰無仮説をt統計量で検定する。\*\*は5%の有意水準で帰無仮説を棄却することを意味する。

#### 4-2 CFO 修正 Jones モデルによる裁量的会計発生高の時系列推移

##### 4-2-1 全体サンプル

上場変更企業の経営者が上場変更する前から企業業績をよく見せようという行動に出ていれば、利益増加型の利益調整が上場変更前から観察されるはずである。表3-3は上場変更前3年から変更後3年までの期間について、裁量的会計発生高の推移を見たものである。上段はサン

ブル企業の裁量的会計発生高推移である。ここに示されるように、すべての観察期間について利益増加型の利益調整を行っている実態が明らかとなった。その程度は、とりわけ上場変更 2 年前、1 年前、に顕著であり、変更後 1 年経過しても有意に利益増加型オペレーションをしている。

更に、各サンプル企業に対してコントロールファームを選択して比較することにした。コントロールファームは、サンプル企業と同じ業種に属し、規模や簿価時価比率が最も近い 1 社を選択するという、3 段階の基準を用いた。コントロールファームはサンプル企業と対をなすものであるから、上場変更 3 年前であれば 578 社のコントロールファームを選択したことになる。下段に示されているのは、こうした時系列のコントロールファームの裁量的会計発生高推移である。平均値の差の項目では、サンプル企業の裁量的会計発生高とコントロールファームの裁量的会計発生高が等しいという帰無仮説を検定する t-統計量を示した。その結果、上場変更前後 3 年では概ねサンプル企業の利益増加型の利益調整の実態があることがわかった。特に、上場変更の前年や変更後 1 年、3 年では非常に強い有意な値となっており、上場変更後も利益増加型の利益調整に従事していることがわかった。<sup>40</sup>

図 3-1 は裁量的会計発生高の推移をグラフ化したものである。サンプル企業を表す青線が、コントロールファームを表す赤線をどの年度についても上回っており、上場変更企業経営者が利益増加型の利益調整に傾倒している様子がよくわかる。2 つのグループの差が特に大きいのが変更の前年と変更後の翌年、3 年後なのである。この結果は仮説 2 と整合的である。日本の上場変更企業経営者は上場変更後も利益増加型の利益調整を行い、それが Post-Listing Positive Drift の原因になっている可能性がある。

表3-3 裁量的会計発生高(DAC)の上場変更年前後3年の推移

相対年	-3	-2	-1	0	1	2	3
n	578	602	631	664	631	563	432
サンプル	0.0106	0.0198	0.0222	0.0057	0.0167	0.0039	0.0059
t-値	1.571	3.424***	4.63***	1.536	3.507***	0.965	1.456
コントロールファーム	0.0029	0.0144	0.0053	0.0031	-0.0072	-0.0046	-0.0134
t-値	0.626	2.341***	1.126	0.588	-2.104**	-1.352	-3.473***
平均値の差の検定	0.934	0.633	2.521***	0.401	4.075***	1.610	3.453***

(注)表は上場変更年=0で前後3年間のDACの推移。サンプル企業のDAC=0を帰無仮説とするt検定量が上段のt値である。業種、規模、簿価時価比率の3つの基準で選択したコントロールファームの平均DACは下段に示しており、下段のt値はコントロールファームのDAC=0を帰無仮説とするt検定量である。平均値の差はサンプル企業とコントロールファームのDACに平均値の差=0を帰無仮説とするt検定量である。\*\*\*はそれぞれ5%、1%の有意水準で帰無仮説を棄却することを意味する

40 裁量的会計発生高は、経営者が裁量的に利益増加型の会計手法を選択することにプラスに現れる。しかし、そのプラスの裁量的会計発生高は、本来翌期以降に得られたであろう利益を、その期に認識することを意味する。サンプル企業の平均裁量的会計発生高は6年間を通じてプラスであった。しかし、異常値を除いて集計すると、上場変更前と+1年のプラス有意は変わらないものの、+2年でゼロ +3年でマイナスとなり、上場変更前の利益増加型裁量会計の戻りが発生している。

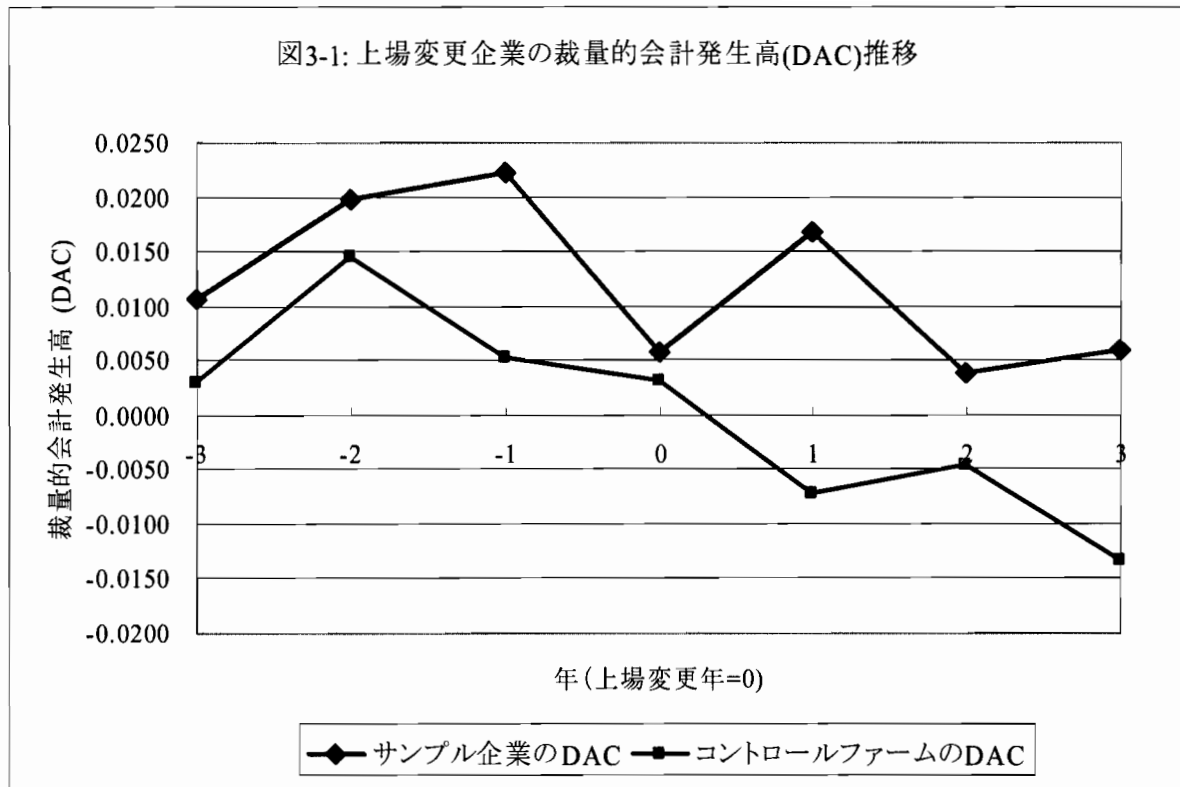


図 3-1: 上場変更年 (t = 0) 前後 3 年の DAC の時系列推移. CFO 修正 Jones モデルで求めたサンプル企業の裁量的会計発生高 (青線) と業種, 規模, 簿価時価比率の 3 つの基準で選択したコントロールファームの裁量的会計発生高(赤線)

#### 4-2-2 規制緩和を基準に分類したサンプル

第二章で, 規制緩和を境にして Post-Listing Return が対称的となることは既に述べた. また表 3-2 で示すように, 上場変更年については, 規制緩和以前のものでは有意に利益増加型の利益調整を行っているが, 規制緩和以後のサンプルでは利益調整は行われていなかった. そこで, 規制緩和を基準にサンプルを分割し, CFO Jones モデルをベースとして上場変更前後 3 年で観察したものが表 3-4 である. パネル A は規制緩和前のサンプルを対象とした時系列の推移であり, パネル B は規制緩和後のそれである. 規制緩和前のサンプルについての裁量的会計発生高は, 概ね全ての期間で利益増加型だと言えるだろう. しかし, 同期間のコントロールファームも同様に強い利益増加型の利益調整を行っており, その差については全期間で有意であるとは言えない. それでも上場変更後 1 年や 3 年目については, 有意に利益増加型の利益調整を行っている. 一方, 規制緩和後のサンプルについては, 規制緩和前そのそれと比べると利益増加型の利益調整の程度は弱まっている. 上場変更前年や変更後 1 年では利益増加型であるという値になっているが, その程度は弱い.

図 3-2 の実線が規制緩和前のサンプル (青) とコントロールファーム (赤) の裁量的会計発生高の推移を示し, 点線が規制緩和後のそれを示す. ほとんどの期間で青線が赤線よりも高く, 実線が点線よりも高い. 統計的有意性持つ年と持たない年があるが, 裁量的会計発生高は上場変更企業において高く, 規制緩和前において更に高いという傾向が確認できた.

表3-4 規制緩和前後で2分割した裁量的会計発生高(DAC)時系列推移

相対年	-3	-2	-1	0	1	2	3
パネルA (規制緩和前)							
n	245	269	298	331	333	333	333
サンプル	0.0130	0.0219	0.0232	0.0084	0.0305	0.0097	0.0076
t-値	2.060**	3.575***	4.555***	2.141**	4.794***	2.030**	1.600
コントロールファーム	0.0074	0.0098	0.0156	0.0147	0.0012	0.0009	-0.0172
t-値	1.493	2.098**	3.094***	3.294***	0.315	0.213	-3.923***
平均値の差の検定	0.696	1.572	1.063	-1.058	3.910***	1.342	3.831***
パネルB (規制緩和後)							
n	333	333	333	333	298	230	99
サンプル	0.0087	0.0181	0.0214	0.0031	0.0014	-0.0046	-0.0001
t-値	0.816	1.962*	2.715***	0.483	0.193	-0.660	-0.021
コントロールファーム	-0.0004	0.0182	-0.0039	-0.0084	-0.0167	-0.0125	-0.0006
t-値	-0.055	1.733*	-0.507	-0.876	-2.900***	-2.432***	-0.071
平均値の差の検定	0.707	-0.008	2.301**	0.997	1.980**	0.923	0.0394

(注)表は上場変更年=0で前後3年間のDACの推移。サンプル企業のDAC=0を帰無仮説とするt検定量が上段のt値である。業種、規模、簿価時価比率の3つの基準で選択したコントロールファームの平均DACは下段に示しており、下段のt値はコントロールファームのDAC=0を帰無仮説とするt検定量である。平均値の差はサンプル企業とコントロールファームのDACに平均値の差=0を帰無仮説とするt検定量である。パネルAは規制緩和前のサンプルとそのコントロールファームについてのDACであり、パネルBは規制緩和後のサンプルとそのコントロールファームについてのDACである。\*,\*\*,\*\*\*はそれぞれ10%,5%,1%の有意水準で帰無仮説を棄却することを意味する。

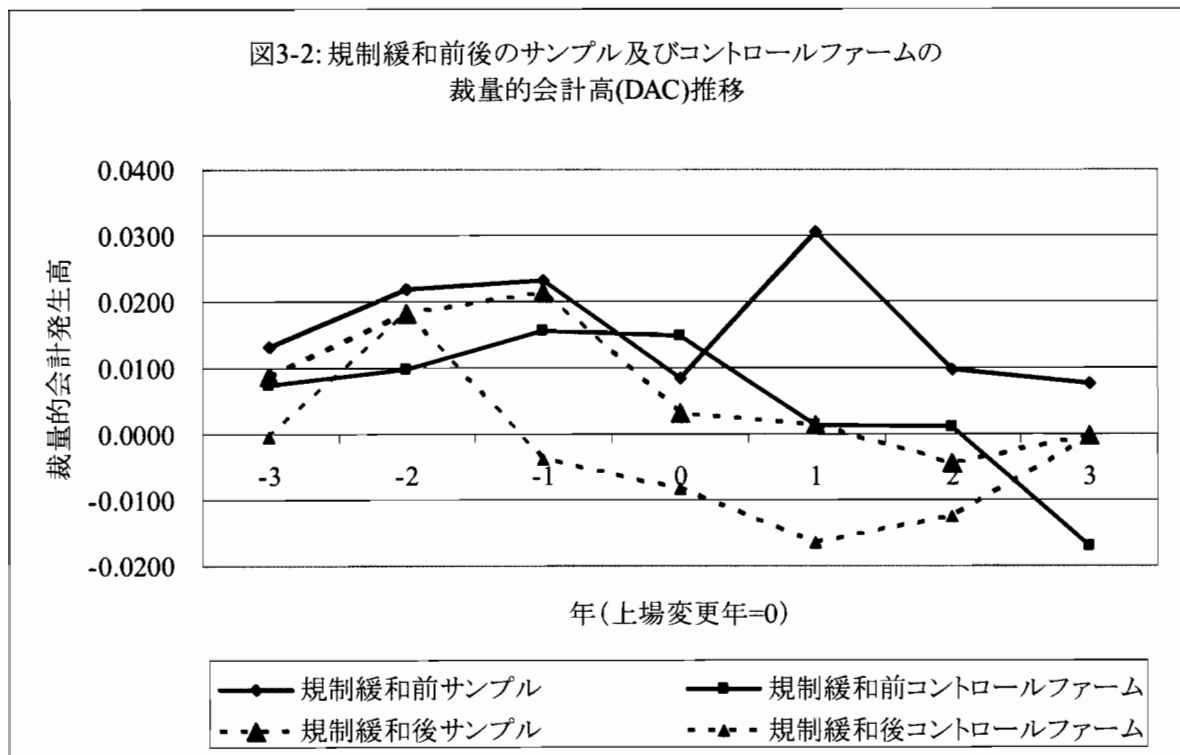


図 3-2: 上場変更年 ( $t=0$ ) 前後 3 年の DAC の時系列推移. 全サンプルを規制緩和前と後に分類し, それぞれのサンプルと, 業種, 規模, 時価簿価比率の 3 つの基準で選択したコントロールファームを求めた. 図はそれぞれの DAC を CFO 修正 Jones モデルで求めて示したものである. 規制緩和前のサンプル企業の DAC (青実線), 規制緩和前のコントロールファームの DAC (赤実線), 規制緩和後のサンプル企業の DAC (青点線), 規制緩和後のコントロールファームの DAC (赤点線) の 4 つである.

#### 4-3 裁量的会計発生高と超過リターン

##### 4-3-1 5 分位に分割した裁量的会計発生高と超過リターン

前節までの分析から, 上場変更企業の裁量的会計発生高は, 上場変更年前後 3 年間を含む計 7 年間の期間に亘って平均的に利益増加型の利益調整をしていることが明らかになった. 本章の仮説 1 から仮説 4 までは, Post-Listing Positive Return の原因として, 利益調整の有無が影響しているのではないかというものであるから, 利益調整と Post-Listing Return の関係について調査する必要がある. そこで本節では, サンプル企業を上場変更前年の裁量的会計発生高によって, 5 分位に分類し, それぞれについて BHAR と CAR を観察することにした. その結果は表 3-5 に示すとおりである.

上場変更年 1 年前のサンプル企業の裁量的会計高を高い順に並べ, それぞれの分位には同数のサンプル企業が入るように分類した. 従って, 第 1 分位には最も利益増加型の利益調整を行った企業群が分類され, 第 5 分位には利益減少型の利益調整を行った企業群が分類されることになる. 表 3-5 から第 1 分位に属する企業群の 12 ヶ月 Post-Listing BHAR が 20%であり, 第 5

分位の属する企業群のそれが3.22%であることが分かる。t-値は第1分位の Post-Listing Return と第5分位のその平均値が同じであるという帰無仮説を検定する統計量である。表に示すように、12ヶ月 CAR については、利益増加型企業が5%水準で有意に利益減少型企業の CAR よりも大きいという結果になっている。他の期間では有意とはなっていないものの、概ね第1分位の企業群の Post-Listing Return が12ヶ月、24ヶ月、36ヶ月のいずれの期間を取っても、最も大きい。一方、第1分位から第5分位まで順に Post-Listing Return が小さくなっているという序列関係は見られない。むしろ利益減少型の利益調整を行う企業群の Post-Listing Return がその他の分位のよりも大きくなっている場合が多い。これは、利益減少型の利益調整をしたサンプル企業の、その後の利益が増加するからだと推測できる。<sup>41</sup>

このように、上場変更前年の裁量的会計発生高とその後の Post-Listing Return の間に、はっきりとした線形関係があるとは言えないが、利益調整が Post-Listing Return を左右しているのは明らかであろう。従って、4-2-1の結果と併せて考えると、上場変更企業は利益増加型の利益調整を上場変更以後も継続するので、Post-Listing Positive Drift が発生すると考えられる。これは仮説2と整合的な結果である。また、4-2-2の結果と併せて考えると、規制緩和以前のサンプル企業がより強い利益増加型の利益調整を行うことが、大きな Post-Listing Positive Drift の原因となっていると考えられ、仮説4と整合的な結果といえることができる。

表3-5 上場変更1年前の裁量的会計発生高による5分位分類

	BHAR			CAR			規模 (百万円)	BPR
	12m- BHAR	24m- BHAR	36m- BHAR	12m-CAR	24m-CAR	36m-CAR		
第1分位 (利益増加型)	20.00%	30.43%	15.82%	9.58%	13.46%	15.32%	68,933	0.610
第2分位	3.89%	2.92%	-15.80%	-2.06%	-6.04%	-14.52%	53,841	0.630
第3分位	0.02%	0.81%	-9.72%	-0.96%	-3.31%	-11.55%	48,290	0.664
第4分位	-0.75%	2.33%	-2.28%	-1.40%	0.68%	-0.15%	62,881	0.636
第5分位 (利益減少型)	3.22%	6.71%	2.96%	-2.71%	0.54%	5.11%	69,440	0.661
t-値	1.536	0.874	0.916	1.958**	0.997	0.597	-0.518	-0.792

(注)BHARは第2章で求めた上場変更後12ヶ月の複利による累積超過リターン、CARは加算方式による累積超過リターン、規模・簿価時価比率は共に上場変更時点の時価×前年度決算時の発行済株式数で算出した。BPRについては、サンプル平均より3標準偏差を目安として異常値を除去した。t-値は、最も利益増加型の利益調整を行っている企業と(第1分位)、最も利益減少型の利益調整を行っている企業(第5分位)との間に、BHAR、CAR、利益成長率、規模、簿価時価比率に差異がないという帰無仮説を検定したものである

#### 4-3-2 利益増加型企業のその後の利益調整行動

4-3-1では、上場変更前年の裁量的会計発生高の大きい順に5分位に分類したが、必ずしもこの前年時点の順位がその後も継続されるわけではない。前年に利益増加型の利益調整した企業が、翌年には利益減少型の利益調整を行う場合も考えられるわけである。そこで、上場変更前年時点の分類で5分位に分けた企業が、その後でどういう利益調整を行うのかということ考

<sup>41</sup> 利益減少型の利益調整を行った企業は、他の条件を一定とすれば、いつか将来の時点でそれだけの利益増加要因を抱えることになるからである。



える必要がある。

表 3-6 は上場変更前年を基準に裁量的会計発生高を 5 分位に分類し、その後の裁量的会計発生高を算出したものである。従ってそれぞれの分位には同じ企業群が属していることになる。上場変更前年で利益増加型の利益調整をしていた企業群は、上場変更年においても利益増加型の利益調整を行い、上場変更翌年、更に 2 年、3 年という期間をとっても利益増加型の利益調整を行っていることがわかる。第 1 分位と第 5 分位の差異については、上場変更年のみ統計的に有意な数値となっているが、その後も第 1 分位企業の平均値が第 5 分位企業の平均値を下回るという事態は、上場変更後のいずれの期間においても観察されない。これらの事実から、上場変更前年で利益増加型の利益調整を行っている企業群は、その後も継続的に利益増加型の利益調整を行っていることが明らかとなった。この事実と 4-3-1 の Post-Listing Return と利益調整の関係に鑑みれば、日本の上場変更企業の Post-Listing Positive Drift の背景には、継続的な利益増加型の利益調整が影響していると考えることができる。これは、仮説 2 及び仮説 4 と整合的な結果である。

表3-6 上場変更前年時点で5分位した企業群のその後の動向

相対年	-1	0	1	2	3
第1分位(利益増加型)	0.1777	0.0189	0.0298	0.0080	0.0165
第2分位	0.0454	0.0130	0.0208	0.0001	0.0219
第3分位	0.0044	-0.0047	0.0055	0.0065	0.0100
第4分位	-0.0235	0.0113	0.0113	0.0084	-0.0155
第5分位(利益減少型)	-0.0948	-0.0099	0.0150	-0.0034	-0.0006
t-値		1.966**	0.721	0.726	1.044

(注) 表は上場変更前年(t=-1)の裁量的会計発生高をベースに5分位し、その後の推移をみたもの。下に示すt値は第1分位と第5分位の裁量的発生高の平均値に差がないという帰無仮説を検定する統計量である。\*\*は5%の有意水準で帰無仮説を棄却することを意味する。

## 5. 結論

第二章の実証結果が米国と全く逆の結果となったため、Managers Opportunism が上場変更企業経営者に蔓延しているという仮説に対しては、日本市場では当てはまらないことがわかった。しかし第二章の結果からは、企業経営者の行動に違いがあるために日米の差異が存在するのか、その他未知の原因の反映であるのかが判然としない。そこで本章では会計学のモデルを援用することで、直接企業経営者の行動を検証することにした。

まず会計学で用いられている4つのモデルで上場変更企業の裁量的会計発生高を推定した。そして、日本市場で当てはまりが良いとされ、先行研究によって絞りこまれた2つのモデルから、第2種の誤りのリスクが最も少ないとされるCFO修正Jonesモデルを選択し、詳細な分析を進めることにした。上場変更企業の利益調整は、変更を企画した時点から始まる可能性が高いため、変更の数年前に遡って観察する必要がある。このため、上場変更の3年前から変更後3年間の期間で観察することにした。その結果、上場変更企業は有意に利益増加型の利益調整を変更前から行い、変更後数年間も継続的に同様の利益調整を行っていることが判明した。更に、業種・規模・簿価時価比率の3つの基準で選択したコントロールファームと比較しても、有意に利益増加型の利益調整を行っていた。また、上場基準の緩和以前と以後のサンプルで分類して観察したところ、規制緩和以前のサンプルでより強い利益増加型の利益調整が見られた。

次に、利益調整とPost-Listing Returnの関係を見るために、裁量的会計発生高で5分位に分類して、分析を重ねた。そこから、裁量的会計発生高によって利益増加型の利益調整をしていると考えられる企業群と、逆に利益減少型の調整をしている企業群とでは有意に差があることがわかった。更に、上場変更以前から利益増加型の調整を行う企業群は、上場変更後も利益増加型の調整を行う傾向があることがわかり、利益調整の方向性に一定の慣性がある可能性を示唆している。

これらの事実から、仮説2と仮説4が支持された。即ち、日本の上場変更企業がPost-Listing Positive Driftを示すのは、企業経営者が利益増加型の利益調整に従事しており、上場変更以後も同じ方向での利益調整を継続するからである。この傾向は規制緩和以前の企業群により顕著に見られ、これが第二章で観察された、強いPost-Listing Positive Returnの背景にあると考えられる。

## 結び

市場の効率性検証は、ファイナンスのみならず会計学の分野を含む周辺学問領域においても、非常に重要な役割を担う。例えば会計学の領域では、可能な限り忠実に企業の実態を表すように、様々な角度から会計基準が検討され、設定される。しかし仮に会計数値が正しく公開されていたとしても、市場が非効率的であれば、その証券価格が適正に会計数値を反映しているかどうか分からない。従って、投資家は投資を実行する前に膨大な情報処理をする必要に迫られる。市場が効率的であるということは、証券価格にその膨大な情報が適確に反映されているということであるから、投資家は純粋に当該企業の将来キャッシュフローの推定と将来ディスカウントレートの推定に集中することができるのである。このように市場の効率性の問題は、ファイナンスの一領域の問題ではなく、市場経済の根幹にかかわる問題なのである。

市場の効率性検証は Fama et.al (1969)によって提唱されたイベントスタディの方法論が用いられることが一般的である。イベントスタディの利点は、イベント日を中心とした前後の短い期間の株式リターンを観察するため、期待日次リターンは通常取引状態であれば小さい値であるということである。このため、どのモデルを用いて超過リターンを測定するかという問題は、アノマリーの存否についての議論にはそれほど影響を与えない。即ち、基準となるベンチマークリターンに株価指数を採用しようが、マーケットモデルを採用しようがそれほど結果に大差はないのである。しかしながら、短期的な株価動向の分析により発見されたアノマリーの存在を以って、非効率性の証とできるかどうかという点については、近年議論があるところである。Fama(1998)は、長期的な株価パフォーマンスの調査でアノマリーの存在を見極めなにかぎり、説得力を欠くという立場をとっている。多くの研究者は長期間に亙るアノマリーの存在を調査しているが、残念ながら、長期パフォーマンスの測定方法について統一した見解は未だに得られておらず、超過リターンの測定に、CAR を用いるべきか BHAR を用いるべきかについてさえコンセンサスは得られていない。

本論文では、イベントスタディの枠組みを用いて、イベントに対する株価の短期的動向と長期的動向を分析した。第1章では、銘柄入れ替えイベントを利用した短期的株価動向の分析を行った。その結果、採用銘柄も除外銘柄も有意な株価反応を示し、株式の需要曲線はフラットであるという効率的市場仮説の前提に疑義を挟んだ。株式の需要曲線は短期的にはフラットではなく、下降していることが明らかになったのである。しかしながら、イベントウィンドウを若干広げて観察してみると、採用銘柄の需要曲線は下降しており、除外銘柄のそれは長期的にはフラットであるという新事実が明らかになった。この差異を米国先行研究に倣い、投資家の認知度の差で説明できるか試みたが、日本市場では認知度の代理変数では説明できなかった。

第2章では、上場変更イベントを利用し、株価の長期パフォーマンスの分析を行った。上場変更という企業経営者の裁量に属するイベントに対する市場の反応は、米国との比較において非常に興味深い結果となった。米国では、企業経営者はより高位の市場に移行しようと Managers Opportunism を駆使するが故に、上場変更後に Post-Listing Negative Drift が起きるのに対して、日本では Post-Listing Positive Drift が発生していたのである。これは日本の経営者が上場変更の際に、機会主義的な行動を取らないことの証拠であると言えなくもないが、見方を変えれば、日本の経営者も機会主義的な行動を取っているが、その他の未知の要因によって米国と対称的な株価動向を示すと考えることもできる。

そこで第3章では Managers Opportunism を直接的に調査するため、会計学の領域で広く使われている利益調整(Earnings Management)の概念を援用することにした。利益調整は非合法的な利益操作とは異なり、あくまでも合法的な会計基準に則ったレポーティングの範囲内で、裁量的会計発生高(Discretionary Accounting Accruals)を発生させ、経営者の望む方向の会計数値へと誘導することである。第2章と同じサンプル企業について企業経営者行動を測定した結果、上場変更企業の裁量的会計発生高は利益増加型を示し、しかもそうした利益調整が上場変更後に互るまで継続されていることが明らかになった。永続的に利益増加型の利益調整を続けることはできないが、数年間に亘ってそれを行うことは可能である。第3章での分析の結果、上場変更企業は変更前後の数年間でそうした利益調整を行い、Post-Listing Positive Drift の背景になっているということがわかったのである。

市場が効率的か否かという議論については、すぐに結論が出る問題ではない。本論文で扱ったイベントに関して述べれば、市場は概ね効率的であり、説明できない超過リターンの背景には未知なる要因が存在しているのではないかと考えるのが妥当だと思われる。しかし、未知なる要因に投資家心理を持ち込んで議論した場合、非常に結論の出しにくいものになってしまう。筆者の私見ではあるが、パラダイムシフトという発想よりも、効率的市場をベースとして一つ一つアノマリーの報告を重ねていくことの方が、より効率的市場に近い市場の形成につながるのではないかと考える。

## 参考文献

- 宇野淳, 柴田舞, 嶋谷毅, 清水季子 (2004), 「上場変更と株価: 株主分散と流動性変化のインパクト」 *日本銀行ワーキングペーパー* No.04-J-03.
- 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ー1991 年以降の全銘柄入れ替えの分析ー」 *証券アナリストジャーナル* Vol.42,(2) pp.87-103
- 岡田克彦, 山崎尚志(2005), 「上場変更と株価の長期パフォーマンス」, *現代ファイナンス* No.18, pp.27-45
- 加藤英明, 高橋大志(2004), 「天気晴朗ならば株高し」, *現代ファイナンス* No.15, pp.35-50
- 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
- 榊原茂樹, 青山護, 浅野幸弘 (1998), 『証券投資論』, 日本経済新聞社
- 須田一幸 (1999) 『財務会計の機能』, 白桃書房
- 須田一幸, 首藤昭信 (2001) 「経営者の利益予測と裁量の会計行動」 *産業経理*, Vol.61 (2) pp.46-57
- 芹田敏夫(1996) 「インデックス取引と株価形成ーイベントスタディに基づく実証研究ー」 *青山経済論集* 第 48 巻第一号 pp.61-80
- 中村忠 (1999), 『新稿 現代会計学 3 訂版』, 白桃書房
- 山崎尚志 (2005), 「わが国株式市場における価格形成の効率性の検証」『神戸大学大学院経営学研究科博士論文』.
- Amihud, Y. H.Mendelson and J. Uno (1999), “Number of Shareholders and Stock Prices: Evidence from Japan,” *Journal of Finance* 54(3), pp.1169-1184
- Barber, B. and J. Lyon (1997), “Detecting Long-Run Abnormal Stock Returns: The Empirical Power and Specification of Test Statistics,” *Journal of Financial Economics* 43(3), pp.341-372.
- Beneish, D. and C. Gardner (1995), “Information Costs and Liquidity Effects from Changes in the Dow Jones Industrial Average List,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 30 (1) pp.135-157
- Chen, H., G. Noronha and V. Singal (2004), “The Price Response to S&P500 Index Additions and Deletions: Evidence of Assymetry and a New Explanation,” *Journal of Finance* 59 (4) pp.1901-1929
- De Long, J., A. Shleifer, H.L. Summers and J.Waldman (1990), “Positive Feedback Investment Strategies and Destabilizing Rational Speculation”, *Journal of Finance* 45(3), pp.379-395
- Denis, D, J. McConnell, A.Ovtchinnikov and Y. Yu (2003), “S&P 500 Index Additions and Earnings Expectations,” *Journal of Finance* 58 (5), pp.1821-1840
- Dharan, B., and D.Ikenberry (1995), “The Long-Run Negative Drift of Post-Listing Stock Returns,” *Journal of Finance* 50(5), pp.1547-1674.
- Dhillon, U. and H. Johnson (1991), “Changes in the Standard and Poor’s 500 List,” *Journal of Business* 64(1) pp.75-85
- Elliot, W.B.,and R.S.Warr (2003), “Price Pressure on the NYSE and NASDAQ: Evidence from S&P500 Index Changes,” *Financial Management* 32, pp.85-99
- Fama, E. F., L.Jensen, and M.Roll (1969), “The Adjustment of stock prices to new information,” *International Economic Review* 10, pp.1-21.

- Fama, E. F., and K. French (1992), "The Cross-Section of Expected Stock Returns," *Journal of Finance* 47(2), pp.427-466.
- Fama, E. F., and K. French (1993), "Common Risk Factors in Returns on Stocks and Bonds," *Journal of Financial Economics* 33(1), pp.3-56.
- Friedman, M., "The Case for Flexible Exchange Rates," in *Essays in Positive Economics (Chicago: The University of Chicago Press 1953)*
- Froot, K. A., S.D. Scharfstein and C.J.Stein (1992), "Herd on the Street: Informational Inefficiencies in a Market with Short Term Speculation," *Journal of Finance* 47, pp.1461-1484
- Grammatikos, T., and G. J. Papaioannou (1986), "The Informational Value of Listing on the New York Stock Exchange," *Financial Review* 21(4), pp.485-499.
- Hanaeda, H. and T. Serita (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., and Gurel, E. (1986), "Price and Volume Effects Associated with Changes in the S&P500 List: New Evidence for the Existence of Price Pressure" *Journal of Finance* 41, pp.815-829
- Healy, P. (1985),"The Effect of Bonus Scheme on Accounting Decisions," *Journal of Accounting and Economics* 7, pp.85-107
- Healy, P., and J. Wahlen(1999), "A Review of the Earnings Management Literature and Its Implications for Standard Setting," *Accounting Horizons* 13(4), pp.365-383
- Hirshleifer, D (2001),"Investor Psychology and Asset Pricing" *Journal of Finance* 56(4), pp.1533-1597
- Hirshleifer, D and T. Shumway (2003),"Good Day Sunshine: Stock Returns and the Weather," *Journal of Finance* 58(3), pp.1009-1032
- Hwang, C. Y., and N. Jayaraman (1993), "The Post-Listing Puzzle: Evidence from Tokyo Stock Exchange Listings," *Pacific-Basin Finance Journal* 1(2), pp.111-126.
- Ikenberry, D., J. Lakonishok, and T. Vermaelen (1995), "Market Underreaction to Open Market Share Repurchases," *Journal of Financial Economics* 39(2-3), pp.181-208.
- Jain, P. (1987), "The Effect on Stock Price from Inclusion in or Exclusion from the S&P500," *Financial Analysts Journal* 43, pp.58-65
- Jones, J.(1991),"Earnings Management during Import Relief Investigations," *Journal of Accounting Research* 29(3), pp.193-228
- Kadlec, G. B., and John J. McConnell (1994), "The Effect of Market Segmentation and Illiquidity on Asset Prices: Evidence from Exchange Listings," *Journal of Finance* 49(2), pp.611-636.
- Kahneman, D. and A.Tversky (1979),"Prospect Theory of Decision under Risk," *Econometrica*, 47, pp.263-291
- Kaszniak, R. (1999),"On the Association between Voluntary Disclosure and Earnings Management," *Journal of Accounting Research* 37 (1), pp.57-81
- Kaul, A., V. Mehrotra, and R. Morck (2000), "Demand Curves for Stocks Do Slope Down: New Evidence from an Index Weights Adjustment," *Journal of Finance* 55, pp.893-912
- Keynes, J.M. (1936), "*The General Theory of Employment, Interest and Money*", Macmillan, London
- Kothari, S. and J. Warner (1997), "Measuring Long-Horizon Security Price Performance," *Journal of*

- Financial Economics* 43(3), pp.301-339.
- Lakonishok J., A. Shleifer and R.W. Vishny (1994), "Contrarian Investment, extrapolation, and risk," *Journal of Finance* 49(5), pp.1541-1578.
- 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. and R.R. Mendenhall (1997), "New Evidence on Stock Price Effects Associated with Changes in the S&P 500 Index," *Journal of Business* 70 (3), pp.351-383
- Lyon, J. D., and B. M. Barber, and C. L. Tsai (1999), "Improved Methods for Tests of Long-Run Abnormal Stock Returns," *Journal of Finance* 54(1), pp.165-201.
- Markowitz, H.(1952), "Portfolio Selection," *Journal of Finance* 7(1), pp77-91
- McConnell, J. J., and G. C. Sanger (1987), "The Puzzle in Post-Listing Common Stock Returns," *Journal of Finance* 42(1), pp.119-140.
- McConnell, J. J., H. J. Dybevik, D. Haushalter and E. Lie (1996) "A Survey of Evidence on Domestic and International Stock Exchange Listings with Implications for Markets and Managers," *Pacific-Basin Finance Journal* 4(4), pp.347-376.
- Merton R.(1987),"A Simple Model of Capital Market Equilibrium with Incomplete Information," *Journal of Finance* 42(3), pp.483-510.
- Odean T. and B.M. Barber (2005), "All that Glitters: The Effect of Attention and News on the Buying Behavior of Individuals and Institutional Investors," *University of California at Berkeley Working Paper*
- Papaioannou, G. J., N. G. Travlos, and K. G. Viswanathan (2003), "The Operating Performance of Firms That Switch Their Stock Listings," *Journal of Financial Research* 26(4), pp.469-486.
- Pontiff, J. (1996), "Costly Arbitrage: Evidence from Closed End Funds," *Quarterly Journal of Economics* 111, pp.1135-1151.
- Ritter, J. (1991), "The Long-Run Performance of Initial Public Offerings," *Journal of Finance* 46, pp.3-27
- Sanger, G. C., and J. J. McConnell (1986), "Stock Exchange Listings, Firm Value, and Security Market Efficiency: The Impact of NASDAQ," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 21(1), pp.1-25.
- 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.
- Sharfstein, D.S., and J.C. Stein (1990), "Herd Behavior and Investment" *American Economic Review* 80, pp.465-479
- Shiller, R.J. (1984), "Stock Prices and Social Dynamics," *Brookings Papers on Economic Activity Review* 2, pp.457-498
- Shleifer, A.(1986),"Do Demand Curves for Stocks Slope Down?," *Journal of Finance* 41(3) pp579-590
- Shleifer, A. (2000), "*Inefficient Markets*", *Oxford University Press*
- Suda, K., K. Kubota and H. Takehara (2005), "Pricing of Accounting Accruals Information and the Revision of Analyst Earnings Forecasts: Evidence from Tokyo Stock Exchange Firms," *Waseda University Working Paper*
- Teoh, S. H., I. Welch and T.J. Wong (1998), "Earnings Management and the Long-Run Market

- Performance of Initial Public Offerings,” *Journal of Finance* 53 (6), pp.1935-1974
- Tse, Y. and E. Devos (2004), “Trading Costs, Investor Recognition and Market Response: An Analysis of Firms that Move from the Amex (NASDAQ) to NASDAQ (Amex),” *Journal of Banking & Finance* 28(1), pp.63-83.
- Ule, M. G. (1937), “Price Movements of Newly Listed Common Stock,” *Journal of Business* 10(4), pp.346-369.
- Webb, G. P. (1999), “Evidence of Managerial Timing: The Case of Exchange Listings,” *Journal of Financial Research* 22(3), pp.247-263.
- Wurgler, J. and E. Zhuravskaya (2002), “Does Arbitrage Flatten Demand Curves for Stocks?,” *Journal of Business* 75 (4), pp.583-608