

Discussion Paper Series

Graduate School and School of Economics

Meisei University

Discussion Paper Series, No.4

January, 2007

**投資家の認知度と資本コスト：
日本における最低投資金額引下げからの証左**

井坂 直人

(明星大学経済学部)

吉川 浩史

(一橋大学大学院経済学研究科)

Hodokubo 2-1-1, Hino, Tokyo 191-8506

School of Economics, Meisei University

Phone: 042-591-9479 Fax: 042-599-3024

URL: <http://www.hino.meisei-u.ac.jp/econ/indexy.html>

E-mail: keizai@econ.meisei-u.ac.jp

投資家の認知度と資本コスト

: 日本における最低投資金額引き下げからの証左¹

井坂 直人² 吉川 浩史³

2007年1月

要約

本論文は、2001年から2005年に日本の株式市場において実施されたくくり直し及び株式分割による最低投資金額の引下げにより、①市場全体のリスク(market risk)で説明できない資本コストが解消されるか、②寄り付き直後の価格効率性に変化はあるか、③個別銘柄の流動性は変化するか、④個人株主数や、価格効率性、流動性の指標が資本コストに影響を与えるかを実証的に分析している。実証結果からは、投資家の認知度が低いために高い資本コストを負担している企業は最低投資金額の引き下げにより資本コストを大きく低減させることができ、価格が効率的でない銘柄は効率性が改善することが分かる。流動性は一時的な増加しか観察されず、恒久的に向上するとはいえない。資本コストの決定要因の分析では、資本コストの高い企業は最低投資金額の引き下げによる個人投資家の増加を通じてそれを低下させることができることが示され、Merton [1987]の理論的帰結と整合的な結果が得られている。

キーワード：資本コスト、くくり直し、株式分割。
JEL分類番号：G14, G32.

¹ 本論文の作成にあたっては、齊藤誠、斯波恒正、高見沢秀幸の各氏から貴重なコメントを頂いた。第一筆者は文部科学省科学研究費補助金(若手研究(スタートアップ))からのサポートを受けている。ここに謝辞を申し上げたい。

² 明星大学経済学部 (nisaka@econ.meisei-u.ac.jp)

³ 一橋大学大学院経済学研究科修士課程

1. はじめに

証券取引所では株式の売買単位が定められており、売買単位の整数倍の注文しか出すことができない。そのため、売買に必要な最低金額(最低投資金額)は売買単位と株価により決まる。証券取引所が最低投資金額の引き下げを呼びかけたり環境を整備したりしていることもあり、近年これを引き下げる企業が増加している⁴。最低投資金額を引き下げると、それまで資金の制約から売買できなかった投資家も取引に参加するようになり、株価上昇や売買の活発化が期待されるからである。

Merton [1987]は Sharpe-Lintner-Mossin Capital Asset Pricing Model (以下 CAPM) を拡張し、幅広い投資家が取引に参加すると証券の期待リターンが低下することを理論的に示している。これが成立するならば企業としては資本コストを低くすることができるので最低投資金額を引き下げる動機となる。本論文では最低投資金額引き下げをイベントとして、①引き下げ前に存在した市場全体のリスク(market risk)で説明できない資本コストが解消されるか、②引き下げにより寄り付き直後の価格効率性に変化はあるか、③個別銘柄の売買代金で測る流動性は引き下げ前後で変化するか、④個人株主数、価格効率性、流動性の各指標が資本コストに影響を与えるかを分析することにより、Merton [1987]の仮説を検証している。

具体的には 2001 年 10 月から 2005 年 12 月に最低投資金額を引き下げ、データを揃えることができる企業を分析対象とする。このように期間を設定したのは、2001 年 10 月に商法の改正により売買単位あたりの純資産や額面の規制が撤廃され、企業が自由に最低投資金額を引き下げられるようになったためである。最低投資金額の引き下げには売買単位を変更するくり直しと、既に発行されている株式を細分化する株式分割があるが、両方をイベントとしてそれぞれ分析した。

分析方法としてはマーケット・モデルから資本コストを推定し、Merton が導出した要因の代理変数を作成してモデルを直接検証する。これまで Merton 仮説を実証した論文では、投資家の認知度を高めるイベントとして新規上場や複数市場への上場を扱ったものが多いが、個人投資家を呼び込むイベントとしてくり直しを取り上げたものもある。しかしくり直しを分析した既存研究では、商法改正前の期間も含めているため制度上の制約が影響する可能性があり、アプローチとしてもイベントによる異常リターン(abnormal return)の上昇が期待リターンの低下に対応すると解釈している。本論文では、商法改正後の期間においてくり直しと株式分割の両方をイベントとして、マーケット・モデルを用いて直接的に Merton 仮説を実証している。そのため企業が自由に最低投資金額を引き下げられる状況下で、純粋に最低投資金額の影響が現れるくり直しと、シグナリング仮説などがあり他の条件も変化する株式分割の結果を比較しながら分析することができる。

分析結果は、まず最低投資金額引き下げにより市場全体のリスクで説明できない資本コストが大きく低下している。そして価格は効率的になるが流動性は有意に向上していない。これらの結果と、最低投資金額引き下げが大半の銘柄で個人株主を増加させることを踏ま

⁴「株式投資単位の引き下げ促進に向けたアクション・プログラム」が日本証券業協会と全国の証券取引所から 2001 年 9 月公表され、望ましい投資単位の水準が 50 万円未満であると明示された。投資単位が高い上場企業には引き下げの勧告も行うとしている。

え、資本コストを被説明変数にして資本コストに影響を与える要因を分析すると、個人株主数が少なく東証一部に上場していない企業では平均的に高い資本コストを負担しており、最低投資金額引き下げによる資本コストの低下も顕著である。引き下げ後には資本コストが解消して説明変数が有意にならないことから、投資家の制約を緩和するイベントが期待リターンを低下させるという Merton 仮説と整合的な結果が得られている。

本論文の構成としては、第 2 節で Merton モデルとそれに関する実証研究を紹介する。第 3 節では最低投資金額引き下げとしてのくくり直しと株式分割の制度、分析対象及び使用したデータを説明する。第 4 節では最低投資金額引き下げによる資本コストの推定、価格効率性の推定、流動性の分析を行い、それに基づき第 5 節で資本コストに影響する要因を分析して Merton 仮説を検証する。第 6 節は結論である。

2. 関連研究

2.1. Merton モデルの説明

2.1.1. Merton モデル

Merton [1987]は、幅広い投資家に認知され投資される証券の期待リターンは低下するという投資家認知度仮説(investor recognition hypothesis)を唱えた。Sharpe-Lintner-Mossin CAPM をベースに、各投資家が等しく情報を持つ(equal information)という仮定を緩和してモデルを構築している。モデルは 2 期間で、投資家が取引されている証券の一部に関する情報(incóplete information)を持つという状況下における資本市場の均衡を導出している。以下に簡単にモデルを紹介する。

この経済には $n+2$ 種類($k = 1, 2, \dots, n+2$)の証券が存在し、第 $n+2$ 証券はリターンが R の安全資産とされている。危険資産($k = 1, 2, \dots, n+1$)の均衡におけるリターンは次のように与えられている。

$$\tilde{R}_k = E(R_k) + b_k Y + \sigma_k \varepsilon_k, \quad k = 1, 2, \dots, n$$

$$\tilde{R}_{n+1} = E(R_{n+1}) + Y$$

ただし、 Y は期待値と分散がそれぞれ 0 と 1 となる共通要因、 b_k はそれに対するエクスポージャー、 σ_k は固有リスクであり、 $E(\varepsilon_k) = E(\varepsilon_k | \varepsilon_1, \dots, \varepsilon_{k-1}, \varepsilon_{k+1}, \dots, \varepsilon_n, Y) = 0$ である。安全資産と第 $n+1$ 証券は inside 証券で、投資家間で売買されるがネットの総需要はゼロである。証券が取引される市場は税金、取引費用、借入れと空売りに係る制約といった摩擦の無い市場を想定し、そこにはプライステイカーの投資家が N 人存在する。

各投資家は危険回避的で、効用関数は次のように設定する。

$$U_j = E(\tilde{R}^j W^j) - \frac{\delta_j}{2W^j} \text{Var}(\tilde{R}^j W^j), \quad (j = 1, 2, \dots, N)$$

ここで R^j は投資家 j のポートフォリオ・リターン、 W^j は初期保有額、 δ_j は正の値を取る。投資家 j のポートフォリオ・リターン R^j は次のようになる。

$$\tilde{R}^j = E(R^j) + b^j Y + \sigma^j \varepsilon^j$$

$$b^j \equiv \sum_{k=1}^n w_k^j b_k + w_{n+1}^j$$

$$\sigma^j \equiv \sqrt{\sum_{k=1}^n (w_k^j)^2 \sigma_k^2}$$

$$\varepsilon^j \equiv \sum_{k=1}^n w_k^j \sigma_k \varepsilon_k / \sigma^j$$

w_k^j は、初期保有額の第 k 証券への配分割合である。

各投資家は自分が情報を有している ($E(R_k)$, b_k , σ_k を知っている) 証券にのみ投資を行い、最適ポートフォリオを組成する。したがって、投資家 j が情報を持つ証券の集合 J_j , Kuhn-Tucker 乗数 λ_k^j について、 $\lambda_k^j = 0$ if $k \in J_j$, $w_k^j = 0$ if $k \in J_j^c$ とした制約付最大化問題を解く。

$$\text{Max}_{b^j, w^j} \left[E(R^j) - \frac{\delta_j}{2} \text{Var}(\tilde{R}^j) - \sum_{k=1}^n \lambda_k^j \omega_k^j \right]$$

この式から各投資家の資産需要が求まるので、それらをすべて集計することにより、第 k 証券の均衡におけるリスク・プレミアムが次のように求められる。

$$E(R_k) - R = \beta_k [E(R_M) - R] + \alpha_k \quad (1)$$

$$\alpha_k \equiv \lambda_k - \beta_k \lambda_M \quad (2)$$

$$\lambda_k \equiv \left(\frac{1}{q_k} - 1 \right) \alpha_k \sigma_k^2$$

$$\lambda_M = \sum_{k=1}^n x_k \lambda_k$$

R は安全利率を示す。 x_k は第 k 証券の時価総額を市場全体の時価総額で除したもので、発行企業 k の規模を表す。 $q_k \in (0, 1]$ は第 k 証券の認知度で、第 k 証券の情報を持つ投資家の割合で測られる。 R_M は市場のリターンで、 β_k は第 k 証券のリターンの R_M に連動する割合を示す係数である。投資家間に情報の非対称性がない CAPM では、 $q_k = 1$ なので $\alpha_k = 0$ となる。

比較静学からリスク・プレミアムの増分 α_k が、固有リスク σ_k と企業規模 x_k の増加関数、認知度 q_k と β_k の減少関数であることが示される。 α_k が q_k の減少関数であるのは、投資家のポートフォリオに十分に組み込まれない銘柄では固有リスクが十分に分散されないために期待リターンが上昇してしまうことを意味している。

この Merton モデルのより一般的なインプリケーションは、投資家の投資対象を制約する要因が、市場全体のリスクと共に証券の期待リターンに影響を及ぼすことである。そのため過去の研究では、投資家の認知度が高まるイベントや幅広い投資家の取引を促す資本政策の期待リターンへの効果が分析されてきた。

2.1.2. Merton モデルに関する実証研究

Merton 仮説の実証研究では、主に投資家の認知度を高めるようなイベントの分析が行われてきた。方法としては、イベント・スタディーを用いるものとマーケット・モデルで分析するものがある。イベント・スタディーでは、計測される異常リターンの上昇を期待リターンの低下と解釈して分析が行われる。マーケット・モデルは Merton のモデルに沿ってより直接的に検証する方法で、本論文ではこちらを採用する。

Kadlec and McConnell [1994]は、1980年から1989年にかけてニューヨーク証券取引所(NYSE)へ新規上場した銘柄を対象に、イベント・スタディーの手法を用いて Merton 仮説の実証と流動性の分析⁵を行っている。その結果、平均で約5%の異常リターンが観測され、株主数を代理変数とした投資家の認知度が上昇し、ビッド・アスク・スプレッドで計測した流動性が向上している。さらに異常リターンを Merton 仮説の λ の代理変数と流動性の指標とに回帰し、いずれの変数も予測と整合的に影響していることを示している。

Foerster and Karolyi [1999]は、1976年から1992年間に米国市場へ上場した外国企業を対象にイベント・スタディーの手法で分析している。上場前1年と上場した週にはそれぞれ19%と1.2%の累積異常リターン(CAR)が観測されるが、上場後1年で14%の負のCARが生じる。投資家の認知度を表すとした株主数は増加し、CARをこれに回帰すると予測と整合的に相関している。

Baker, Nofsinger and Weaver [2002]も1976年から1996年までにNYSEとロンドン証券取引所(LSE)に上場した外国企業を対象に同様の実証分析を行い、既存研究を支持する結果を報告している。この論文では投資家の認知度の代理変数として、I/B/E/Sより得た当該企業を担当するアナリストの数とメディアの注目度(Wall Street JournalとFinancial Timesに掲載された回数)を用いており、上場後に認知度が上昇して異常リターンと相関を持つことが確認されている。

このように、投資家の認知度を高めるイベントにおいて異常リターンと株主数の増加が観測され、Merton 仮説と整合的に相関を持つことが示されている。

2.2. 最低投資金額引き下げに関する実証研究

Merton 仮説の実証研究では、投資家の認知度を高めるイベントのほかにも、より低い金額から取引を可能にする資本政策をイベントとする分析が行われている。取引に必要な最低限の金額(最低投資金額)の引き下げが資金の少ない投資家の取引を呼び込むことに着目し、流動性の変化や、Merton 仮説の論理の下で異常リターンへの影響が実証分析されている。

⁵ 流動性の分析は Amihud and Mendelson [1986]の理論に基づくものが多い。そこでは流動性の指標としたビッド・アスク・スプレッドが株式の期待リターンと正の相関を持つことを理論的に示し、1960年から1979年のNYSEに上場する株式で実証的に支持する結果を得ている。

2.2.1. 最低投資単位引き下げの実証研究

Amihud, Mendelson and Uno [1999]は、1991年から1996年に行われた東京証券取引所(東証)上場企業によるくくり直し⁶66事例が、個別銘柄の株主構成、個人投資家数やCARに及ぼす影響をイベント・スタディーにより分析している。その結果、くくり直しによるCARが個人株主数や、総株主数に占める割合の増加と正の相関を持ち、Merton仮説を支持する結果が得られている。具体的には、くくり直しの前と比較して平均で総株主数は135%増加、個人株主数は234%増加、個人株主の総株主に占める割合(個人株主比率)も22%増加し、その一方で個人株主の株式保有割合は約50%減少している。なお、最低投資金額の高かった銘柄でくくり直し後の個人株主数の増加が顕著である。売買代金で測った流動性もコントロールサンプルとの比率で約40%向上している。最低投資単位引き下げのアナウンスメント日から実施日にかけて約5%のCARが観察され、総株主数の増分、個人株主数の増分、個人株主比率に個別に回帰すると有意に正の推定値が得られている。しかしながら株価と最低投資単位の引き下げ幅を説明変数に含めても有意とならない。そこからくくり直しは株主数を増加させ、CARとも正の相関を持つ点で、Merton仮説と整合的に解釈している。

Ahn, Cai, Hamao and Melvin [2005]も1996年から2002年の東証上場企業によるくくり直し167事例を対象にした同様のイベント・スタディーであるが、ティックデータも使用している。分析結果から、くくり直しが小規模な個人投資家による取引を増加させ、異常リターンの上昇や流動性の向上に結びつくため、Merton仮説を支持している。具体的には、くくり直し前と比較して平均で総株主数は78%増加、個人株主数は140%増加、個人株主の総株主に占める割合(個人株主比率)も16%増加し、個人株主の株式保有割合は0.5%増加している。ビッド・アスク・スプレッドで測った流動性も向上している⁷。また日中に値のつく回数(quotes)とそれに対する約定回数の割合(percentage of quotes matched by trades)も有意に増加している。くくり直しのアナウンスメント日から実施日にかけて約8%のCARが観察され、これに影響を及ぼすと思われるさまざまな変数に回帰すると個人株主比率、固有リスクについて有意に正の推定値を得、総株主数と最低投資単位引き下げの度合い、企業規模とは相関がない。よってくくり直して増加した個人株主数比率がCARと正の相関を持つ点は、Merton仮説と整合的に解釈している。この論文ではほかにGARCHモデルで計測した株価ショックの持続性が低下することと、ノイズトレーダー及び情報トレーダーの注文の到着確率が上昇することを示している。

東証以外ではHauser and Lauterbach [2003]がイスラエルのテルアビブ証券取引所で行われた全銘柄の最低投資単位引き上げと、その後の引き下げについて、Amihud, Mendelson and Uno [1999]の手法を修正して分析している。最低投資単位引き下げは全体的に株価に正のインパクトをもたらす売買高で計測した流動性と正の相関を持つが、ボラティリティも増加させている。銘柄を売買高の大きさにグルーピングすると、元から売買の活発だった銘柄のほうが最低投資単位変更の影響が大きい。

⁶ 市場で取引される証券の売買単位を低く変更することで、より低い金額から取引が可能になる。詳しくは3.1で説明する。

⁷ 東証は連続オークション方式の取引なのでビッド・アスク・スプレッドは定義上存在しないが、Ahn, Cai, Hamao and Melvin [2005]では板の最良買い指値と売り指値の差をスプレッドとしている。

2.2.2. 株式分割の実証研究

最低投資金額の引き下げは、株式分割により1株の価格を低くすることによっても達成できる。株式分割が株式時価総額を増加させることは多くの既存研究が示している。しかしその理論的根拠は、シグナリング仮説や流動性仮説など複数存在する。

シグナリング仮説とは、企業にとって株式数の増加はコストの増加となるが、将来の収益に関して良い情報を持つ経営者が株式分割を通じて市場にシグナルを発するという考えである。McNichols and Dravid [1990]は、アナウンスメント日後に観測される異常リターンが、期末の収益が期首のアナリストによる予想を上回る幅と有意に相関し、特に大幅な株式分割の方が顕著であることを示してシグナリング仮説を支持している。しかしIkenberry, Rankine and Stice [1996]は、株式分割後3期先まで期間を延長すると企業により結果が異なることを示している。さらにHuang, Liano and Pan [2006]は、異常リターンの代わりに市場リターンを上回る幅を用いて期間を5期先まで含めると、相関は見られず、株式分割は長期の収益のシグナルとはならないと解釈している。

流動性仮説とは、1株の価格を低くすることにより小規模の投資家にも取引できるようになるため、売買が活発になり株価上昇につながるという考えである⁸。多くの実証分析で流動性の向上が示されているが、シグナリングによるものとの区別が難しい。Dennis [2003]は、Nasdaq-100 IndexのETFが2000年3月に1:2の分割を行ったことをイベントとして流動性を分析している。ETFなので株式のように売買されるが、分割がシグナリングとなることはない。ティックデータを用いて分割前後3ヶ月を比較すると、売買高全体は変化しないが、小さなサイズの取引が増加している。しかしビッド・アスク・スプレッドの価格に占める割合は増加するため、大きな金額を扱う機関投資家にとってはコストが増加している。

このように株式分割の株価や売買に与える影響についてはシグナリング仮説や流動性仮説がある上に、1株の価格が低下することによる呼値の刻みやスプレッドの変化なども影響を及ぼしうるため、Merton仮説を純粹に検証するのは困難である⁹。さらに、日本では株式分割による一時的な株価上昇がしばしば起こり「分割バブル」と呼ばれる。分割後、実際に新株が流通するまでに約1ヶ月かかるために一時的に需給が逼迫することが原因とされるが、新株が流通すると株価は下がり、合理的な投資行動として説明できないのでバブルといわれる。このように付随して起こる変化があるが、これまでMerton仮説を直接株式分割で検証した研究はなく、くくり直しの効果との比較も興味深いので、本論文ではイベントとして扱うことにする。

⁸ 流動性の低い銘柄ほど期待リターンが高くなることを流動性プレミアムと呼ぶが、流動性仮説において株価上昇が単に流動性の向上に起因するのであれば流動性プレミアムの縮小といえる。一方Mertonのモデルでは、流動性の向上が固有リスクを分散させることを通じて期待リターンを低下させると考えている。

⁹ シグナリング仮説や流動性仮説以外にも、特に日本では分割後も1株当たりの配当金額を変化させないという実質的な増配が行われることもある。

3. 日本の上場企業による最低投資金額引き下げ

3.1. くくり直しと株式分割の制度的な説明

日本において株式投資を行うために最低限必要な投資金額である最低投資金額は、株価と売買単位で決まる。最低投資金額の引き下げが行われると、それまで資金の制約から取引に参加できなかった小規模の投資家を呼び込むことができる。ここでは最低投資金額を引き下げる2つの方法、くくり直しと株式分割について制度的な説明を行う。

くくり直しとは、証券取引所における株式の売買単位を小さくする行為を指す。2001年10月に商法が改正される以前は売買単位あたりの純資産や額面に規制があり、発行企業は自由に最低投資金額を引き下げることができなかった¹⁰。この商法改正では単元株制度の導入や額面株式の廃止などが行われた。単元株制度とは、1単元の株式数に対して1議決権が付与される制度で、取引所の売買単位も原則1単元の株式数となる。1単元の株式数は企業が定款で定め、取締役会の決議を以って変更することができる¹¹とされた。したがって2001年10月以後、証券取引所における株式の売買単位は企業が独自に決定することが可能となった。NYSEなど海外の証券取引所では売買単位が固定されている¹¹ところもあり、そのために東証におけるくくり直しをイベントとした実証研究が行われてきた。本論文では2001年10月の商法改正後にくくり直しを行った銘柄を対象に分析する。

株式分割とは資金調達を伴わない新株式の発行形態で、既に発行されている株式を細分化して発行済株式数を増加させる行為を指す。増加分は株主に所有株式数に応じて配分されるが、株主資本には変化がないため、理論上は分割比率に応じて1株の価格は低下する。東証は1:1.5以上の比率の分割を大幅な株式分割と呼んでいる。くくり直しと同様に商法改正後は、企業は基本的に自由に株式分割を行い1株の価格を低くすることができるようになった。本論文ではくくり直しとの比較もあり、2001年10月の商法改正後に株式分割を行った銘柄を対象に分析する。

日本証券業協会と全国の証券取引所は、上場企業に対し最低投資金額の引き下げを呼びかけている。商法改正直前の2001年9月には「株式投資単位の引き下げ促進に向けたアクション・プログラム」を公表し、最低投資金額が高水準な上場企業に対して引き下げの勧告を行っている。このような背景もあり2002年以降、最低投資金額を引き下げる企業が多くなっている。

3.2. イベントの定義とサンプルの属性

本論文では2001年10月から2005年までに行われた最低投資金額の引き下げをイベントとして、イベント前後の、期待リターンで計測する資本コスト、始値と終値から推計する価格効率性、売買代金で測る流動性の変化、そして資本コストに影響を与える要因について分析する。イベントには、最低投資金額引き下げを発表したアナウンスメント日と実際

¹⁰ 具体的に一例を挙げると、売買単位あたりの純資産が5万円以上でなければならなかったため、5万円と株価純資産倍率(PBR)の積を下回る金額を最低投資金額とすることができなかった。

¹¹ NYSEとトロント証券取引所は売買単位が100株と規定されている。また2.2.1で紹介したテルアビブ証券取引所では一律に売買単位が変更された。

に引き下げた実施日の両方を用いる。大きな資金を運用する投資家はアナウンスメント日以降に投資行動が変化する可能性が高いが、小規模の投資家は実施後に取引に参加することが多いと考えられるので、両者の比較も興味深い。アナウンスメント日と実施日の間隔はくくり直して平均 59.7 日、株式分割で平均 44.1 日となっている。

アナウンスメント日の定義は、日本経済新聞で報道された日とし、それが休日など取引の行われない日であった場合は次に取引所が開かれた日とする。そのため最低投資金額を引き下げた企業の特定は、日本経済新聞社の日経テレコン 21 で提供される新聞記事検索で行う。複数回のくくり直し、または株式分割を行った企業については 1 回目のみをイベントとして扱う。実施日と最低投資金額の引き下げ幅(くくり直し後の 1 単元の株数あるいは株式分割の比率)も日経テレコン 21 の検索結果から得る。

このようにして集められたサンプルは、上場して間がなく株価データが揃わなかった企業や、実施日が未定など不備のあった企業、増資や社債発行などを同時に行った企業を除きすべてのくくり直しと 1.5 分割以上の株式分割を分析対象とする¹²。そのため東証一部上場企業からジャスダックやヘラクレスに上場する新興企業まで様々な企業が含まれる。ただし分析内容により週次の株価データを用いるものと日次の株価データを用いるものがあるため、サンプルサイズが分析により異なる。

資本コストの時系列推計には週次リターンを使い、価格効率性の時系列推計と流動性の分析では日次のデータを使用する。資産価格理論では一般に月次リターンによる実証分析が多いが、それだと 1 年に 12 の観測値しか得られず、Merton モデルの既存研究では週次リターンが使われていたので、本論文でも資本コストの推計を週次リターンで行う。

週次リターンは、各週最終日の終値のリターンから計算する。サンプル期間は既存研究に合わせてイベントの前後各 52 週、計 104 週とする。イベントの前後それぞれ 1 年間に上場していない期間があり、104 週のリターンが計算できない企業については分析対象から除く。使用する株価は 2005 年末までのデータなので、資本コストの推計に関しては 2001 年 10 月から 2004 年 12 月末までに最低投資金額を引き下げた企業が分析対象となる。この期間にくくり直しの記事は 384 件あり、そのうちデータの不備で 7 件、複数回行った企業による 2 回目以降の記事で 2 件、イベントの前後に上場していない期間があった企業の記事 96 件が除外され、最終的に 279 社によるくくり直し、資本コスト推定のサンプルとなる。同様に株式分割では 461 件の記事があり、そのうちデータの不備で 2 件、複数回行った企業による 2 回目以降の記事で 89 件、イベントの前後に上場していない期間があった企業の記事で 196 件¹³が除外され、最終的に 174 社による株式分割が、資本コスト推定のサンプルとなる。

日次のデータを使用した価格効率性と流動性の分析では最低投資金額引き下げの既存研究に倣い、サンプル期間をイベントの前後各 60 営業日、計 120 営業日とする。イベントの前後それぞれ 60 営業日に上場していない期間がある企業は分析対象から除く。使用した株

¹² くくり直しの最低投資金額引き下げ幅は最も小さくて 1/2 なので、株式分割も差が出ないように 1.5 分割以上を対象にした。東証も、発表する最低投資金額引き下げ企業数で株式分割については 1.5 分割以上を集計している。

¹³ 新規上場後 1 年未満で株式分割をする新興企業が多く、ジャスダックで 17 社、ヘラクレスだけで 47 社というようになっている。

価は2005年末までのデータなので、2001年10月から2005年10月までに最低投資金額を引き下げた企業が分析対象となる。この期間にくくり直しの記事は480件あり、そのうちデータの不備で7件、複数回行った企業による2回目以降の記事で2件、イベントの前後に上場していない期間があった企業の記事68件が除外され、最終的に403社によるくくり直し対象となる。同様に株式分割では743件の記事があり、そのうちデータの不備で2件、複数回行った企業による2回目以降の記事で187件、イベントの前後に上場していない期間があった企業の記事で161件が除外され、最終的に393社による株式分割が対象となる。

分析対象の企業が最低投資金額をどの程度引き下げたかを示すのが表1である。くくり直しでは引き下げ幅が2, 5, 10の3種類のみである。1単元の株式数を1000株から500株に変更というように最低投資金額が理論上1/2になった銘柄は2に、1/5になった銘柄は5に、1/10になった銘柄は10に分類する。1000株から100株にくくり直した銘柄が多いため、表1でも10に分類された銘柄が約8割を占めている。株式分割による最低投資金額引き下げの引き下げ幅は、1株を何株に分割したかで分類する。分割比率が2以上5未満に全銘柄の約6割が分類される。100分割という極端な銘柄も1つある。

3.3. データの説明

個別銘柄の株価、売買代金とTOPIXは、東洋経済新報社「株価CD-ROM 2006年版」に収録されている週次と日次のデータを使用する。安全利子率には日本銀行が公表している無担保コールレートのオーバーナイト、月平均(年率)を用い、52で割って週次に換算する。東証の公表している東証一部上場全企業の時価総額を市場全体の時価総額として用いる。個別銘柄の総株主数、発行済株式数、個人株主数、個人株主保有株数は、NEEDS(Nikkei Economic Electronic Database System)が上場企業の有価証券報告書等を集計し年次データとして作成したものを使用する。

4. 最低投資金額引き下げの実証分析

4.1. 資本コストの推定

Mertonモデルは、投資家の投資対象を制約する要因が証券の期待リターンを高めることを示唆している。本論文では小規模の投資家が資金の制約から取引に参加できないことを期待リターンが高まる一つの要因として捉え、ここではまず最低投資金額を引き下げた企業の資本コストが低下することをMertonモデルに沿って検証する。つまり最低投資金額の引き下げが(1)式の定数項 α をゼロに近づけるか検証していく。

分析は、最低投資金額を引き下げた銘柄について時系列推定を行う。回帰式を次のように定義する。

$$E(R_{kt}) - R_t = \alpha_k + \beta_k [E(R_{Mt}) - R_t] + \gamma_k D_t + u_{kt} \quad (3) \quad , D_t = 1_{[t > 52]}, t = 1, 2, \dots, 104$$

ここで R_{kt} は第k証券の毎週末の終値を対数値の差で計算した週次リターン、 R_{Mt} は市場

リターンとして採用した TOPIX の週次リターン, R_t は安全利子率, D_t はイベント($t=53$)以後に 1 を取るダミー変数である。企業による最低投資金額引き下げが独立に起きるとすると, 方程式間に相関はない。また各銘柄のリターン R_{kt} が独立であるならば, 最小二乗法は効率的(B.L.U.E.)である。

くくり直し 279 社, 株式分割 174 社それぞれについて推定を行い, さらにアナウンスメント日と実施日の両方を見る。推定結果は, アナウンスメント”前”の定数項 α が大きいもの, すなわち資本コストの高い銘柄から順に並べ, 4 つにグルーピングする。集計すると表 2 のようになる。単位は%表示で揃えてある。パラメータの値はグループの平均値($\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \hat{\alpha}_k$)で, 標準偏差は $\frac{1}{n} \sqrt{\sum_{k=1}^n \hat{\sigma}_k^2}$ と計算する¹⁴。

まず, 表 2 のくくり直しのアナウンスメント日の結果を見ると推定係数 α , γ より, 全体ではアナウンスメント日”前”に市場全体のリスクで説明されない資本コストが約 0.5%生じているが, アナウンスメント日”後”には約 0.34%下がっていることが分かる。このことはグループ 1 から 3 で見られ, 資本コストの高かったグループほど大きく低下している。特にグループ 1 と 2 では, 有意水準 1%で有意に低下している。グループ 4 では, 資本コストが負であったものがゼロと有意に異なる値になっている。その原因は厳密にはグループ 4 の銘柄の特性を調べる必要があるが, 資本コストの過小なプライシングが修正されていると考えることもできる。

くくり直しの実施日でも同様に推定係数 α , γ より, 実施日”前”に生じている約 0.48%の資本コストが実施”後”には約 0.35%下がっている。特にグループ 1 と 2 では有意水準 1%で有意に資本コストが低下している。アナウンスメント日と実施日ともに α と γ の和がゼロに近い値となり, 資本コストが 0.1%から 0.2%程度の水準に低下することが分かる。この傾向は東証上場企業のくくり直しでアナウンス日から実施日にかけて異常リターンを観測した Amihud, Mendelson and Uno [1999]や Ahn, Cai, Hamao and Melvin [2005]の結果と矛盾しない。

株式分割を行った銘柄でも, くくり直しと同様の傾向が見られる。表 2 のアナウンスメントの推定係数 α , γ より, アナウンスメント日”前”に生じている約 0.99%の資本コストがアナウンスメント日”後”に 0.59%下がっている。グループ 1 から 3 で同じように資本コストが低下しており, 資本コストの高かったグループほど効果が大きい。実施日ではより強く資本コストの低下が現れ, 実施日”後”には全グループで資本コストがゼロと有意に異なる値になっている。株式分割の結果がくくり直しより強く現れているのは, 2.2.2 で述べたように最低投資金額引き下げ以外の要因が働いたり分割バブルで株価が急騰する影響が及んだりしているためと思われる。

以上から, 最低投資金額の引き下げは資本コストを低下させ, 特にイベント前の資本コス

¹⁴ 売買が行われず取引の成立しない日が多い銘柄では価格の調整が遅く, 週次リターンでも系列相関が起こることは考えられる。そこで 1 階の系列相関があるかダービン・ワトソン検定量を見る。すると系列相関がないという帰無仮説を受容できなかったもの(棄却域, 保留域に入るもの)が, くくり直しのアナウンスメント日で 7, くくり直しの実施日で 9, 株式分割のアナウンスメント日で 7, 株式分割の実施日で 6 と少なく, 問題はない。

トが高い銘柄で顕著であることが分かる。アナウンスメント日後から資本コストの低下は観察されるが、実施日後にも追加的な低下が少し見られる。このことが個人投資家のような小規模な投資家の取引への参加と関係があるかどうかは、第5節のクロスセクション回帰で考察する。

4.2. 価格効率性の推定

Ahn, Cai, Hamao and Melvin [2005]は、くり直しの価格効率性に与える影響も検証している。GARCHモデルによりショックの永続期間(半減期)を計測し、個人投資家の増加がショックの永続性を低下させることを報告している。この結果について、くり直しがノイズトレーダーである個人投資家を増加させると、情報トレーダーの売買も活発になり、株価の情報効率性が高まると解釈している。しかし、マーケット・マイクロストラクチャーにおいては、より直接的にある時点の価格がファンダメンタルズをどの程度反映するかを検証する方法が用いられる。

Biais, Hillion and Spatt [1999]は、パリ証券取引所で取引されるCAC40インデックスを構成する39銘柄を対象として価格効率性の分析を行っている。価格効率性を検証する手法としては、終値をその日のファンダメンタルズと仮定した上で、被説明変数に前日終値から当日終値までのリターンを、説明変数に前日終値から当日のt時点までのリターンを使用して次のように推計する。

$$\log(S) - \log(S_{-1}) = \delta_0 + \delta_1 [\log(P_t) - \log(S_{-1})] + u_t$$

Sは当日の終値、S₋₁は前日の終値、P_tはt時点の価格である。もしt時点の価格が効率的であれば $\delta_1=1$ となって残差分散が小さくなるが、価格がノイズであれば $\delta_1=0$ となって残差分散は大きくなる。また価格が効率的なときは $\delta_0=0$ となる。

東証もパリ証券取引所と同じ連続型オークション市場なので、この方法を価格効率性の推定に応用することができる。本論文では終値をファンダメンタルズと考えて寄り付き直後の価格効率性を分析する。最低投資金額の引き下げが幅広い投資家を呼び込んで価格を効率的にするのであれば、引き下げ後には相対的に始値が終値に近い値($\delta_1 \approx 1$)となる。回帰式を次のように定義する。

$$\log(S_{k,t}) - \log(S_{k,t-1}) = \delta_{k0} + \delta_{k1} [\log(P_{k,t}) - \log(S_{k,t-1})] + \delta_{k2} D_t [\log(P_{k,t}) - \log(S_{k,t-1})] + u_{kt} \quad (4)$$

$$D_t = 1_{\{t > 61\}}, \quad t = 2, 3, \dots, 121$$

ここでS_{k,t}は第k証券の当日の終値、S_{k,t-1}は前日の終値、P_{k,t}は当日の始値、D_tはイベント(t=62)以後に1を取るダミー変数である。最小二乗法を用いてくり直し403社、株式分割393社それぞれについて推定を行い、さらにアナウンスメント日と実施日の両方を見る。分析対象にはイベント前後に計121営業日以上上場していた銘柄を選択するが、流動性の低い銘柄では取引が成立しない日もある。その場合、株価がつかないのでその日は欠損値として扱う。流動性が極めて低い銘柄の中には欠損値が多くなり、ダミー変数を推定できないものもある。そのためくり直しで6銘柄を除外した397銘柄、株式分割で1銘

柄を除外した 392 銘柄を集計する。推定結果は、アナウンスメント日”前”の δ_{k1} が小さいものの、すなわちアナウンスメント日”前”の効率性の低い銘柄から順に並べ、4 つにグループ分けした。集計すると表 3 のようになる。パラメータの値はグループの平均値 ($\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \hat{\alpha}_k$)

で、標準偏差は $\frac{1}{n} \sqrt{\sum_{k=1}^n \hat{\sigma}_k^2}$ と計算する。

表 3 のくくり直しのアナウンスメント日の結果を見ると、既に $\delta_{k1} \approx 0.92$ と効率的で改善は見られない。しかしグループごとでは、効率性の低いグループ 1 と 2 で改善され $\delta_{k1} + \delta_{k2}$ が 1 に近づいている。グループ 4 では $\delta_{k1} > 1$ であるが、ダミー変数の推定係数 δ_{k2} が有意に負となり $\delta_{k1} + \delta_{k2}$ は 1 の方向へ変化している。よって、価格が効率的でないグループでは効率性が改善している。実施日ではグループ 1 でのみ改善が見られる。ここで注目したいのは、アナウンスメント日では定数項 δ_{k0} がゼロと有意に異なるグループが多いのに対し、実施日ではすべてのグループで δ_{k0} がゼロと有意に異なる値となっている。これはアナウンスメント日後にリターンのシステムティックなバイアスが消え、価格形成が効率的になっているためと考えられる。アナウンスメント日の δ_{k1} と比べて実施日の δ_{k1} がかなり 1 に近い値になっていることから、価格はアナウンスメントを契機に改善していることが分かる。

株式分割についても同様に、アナウンスメント日では価格が非効率的であるグループ 1, 2, 4 で改善が見られる。実施日では δ_{k1} がアナウンスメントの δ_{k1} と比較して全グループで 1 に近づいている。よって、アナウンスメント日後に価格が効率的になるといえる。くくり直しと異なり、定数項 δ_{k0} が実施日でゼロと有意に異なることについては、株式分割では分割バブルによる一時的な株価の急激な変化が影響しているためと考えられる。

以上より、最低投資金額引き下げによる価格効率性の改善はアナウンスメント日後から観察され、実施日後の追加的な改善は少ない。

4.3. 流動性の分析

企業が最低投資金額を引き下げる目的の一つは、資金の制約から取引に参加できない小規模の投資家と呼び込み売買を活発化させることにより、自社株の市場流動性を高めることである。Amihud and Mendelson [1986] や他の実証研究が示すように、流動性の上昇が期待リターンに含まれる流動性プレミアムの部分を縮小させる可能性もある。くくり直しと市場流動性との関係については 2.2.1 で記述したように、Amihud, Mendelson and Uno [1999] が売買高を用いて、Ahn, Cai, Hamao and Melvin [2005] はティックデータを用いて分析し、いずれの研究からもくくり直しによる個人投資家の増加が市場流動性を高めることが示されている。株式分割に関する研究でも 2.2.2 にあるように売買の活発化が株価上昇につながるという流動性仮説があり、Dennis [2003] は Nasdaq-100 Index の ETF の分割を分析し小規模の取引が増加すると報告している。

本論文においても、くくり直しや株式分割による最低投資金額の引下げが流動性にもたらす影響を分析する。方法としては、個別銘柄の売買代金の市場全体に対する相対的な比率を、イベント前 60 営業日とイベント後 60 営業日で比較する。式で表現すると下のよう

なる。

$$V_{ik} = \frac{1}{60} \sum_{t=1}^{60} \frac{M_{ikt}}{M_{iMt}}, \quad i=1,2$$

i はイベント前に 1 を、イベント後に 2 を取る。 M_k は第 k 証券の売買代金で、終値と売買高から求める。 M_M は市場全体の売買代金で、東証一部のデータを代理として用いる。

分析対象はイベント前後にそれぞれ 60 営業日以上上場していた銘柄で、くくり直し 403 銘柄、株式分割 393 銘柄である。イベントとしてはアナウンスメント日と実施日の両方を取り上げた。結果は、アナウンスメント日”前”の値が小さいもの、すなわち流動性の低い銘柄から順に並べ、4 つにグルーピングした。集計すると表 4 のようになる。各銘柄の V_{2k}/V_{1k} を計算し、グループごとに中央値、最大値、最小値を求めている。増分には、各銘柄の $(V_{2k}/V_{1k}) - 1$ を計算し、グループごと平均している。よって平均売買代金の増加割合を表す。

表 4 のくくり直しの集計結果を見ると、アナウンスメント日では増分の列はすべてのグループで売買代金の増加を示すが、中央値を見るとグループ 1 以外は売買代金が減少している。全体でも、増分が売買代金の約 44% の増加を示すが、中央値では 1.6% にすぎない。実施日では全体で増分は 16.5% の増加だが、中央値で見ると 6% 強の減少である。グループごとでは増分によればグループ 1, 2 で売買代金が増加しているが、中央値によれば増加はグループ 1 のみとなっている。最大値、最小値も考慮すると銘柄の売買代金が急増していることと、全体的に変化率のばらつきが大きいことに気づく。したがって、増分の値が統計的に有意でないことから、くくり直しによる流動性の変化は銘柄により大きく異なるため一概に言えない。しかし、イベント前に売買代金が小さかった銘柄の方が売買代金が増加しやすいこと、同時に銘柄間のばらつきが大きいこと、実施日に比べアナウンスメント日の方が売買代金が増加する傾向にあることが分かる。

株式分割の集計結果でもくくり直しと同様に、増分の方が中央値よりも売買代金の増加を強く示している。これは、一部の銘柄の売買代金が急増していることが原因として考えられる。アナウンスメント日の全体の最大値、最小値を見ると、アナウンスメント日”後”に売買代金が 86 倍を超える銘柄がある一方で 5% を切る銘柄もある。実施日”後”には全グループで売買代金が実施日”前”の約 60% にまで落ち込んでいる。銘柄間のばらつきはくくり直しよりも大きく、株式分割では分割前後に極端な売買が行われている。これらより、増分の値が統計的に有意でないことから、株式分割による流動性の変化も銘柄により大きく異なるため一概に言えない。しかし、イベント前に売買代金が小さかった銘柄の方が売買代金が増加しやすいこと、同時に銘柄間のばらつきが大きいこと、実施日”後”には売買代金の減少する銘柄も少なくないことが分かる。

流動性の分析で明らかになったことは、最低投資金額の引き下げが売買代金に及ぼす効果は銘柄により大きく異なり、一部の売買代金が増加する銘柄を除くと、必ずしも売買代金が増加するとはいえないことである。アナウンスメント日”後”に増加した売買代金が実施日”後”に減少する傾向が、特に株式分割で見られるが、最低投資金額引き下げによる売買代金の増加がアナウンスメント日”後”から実施日前後までの一時的な現象である可能性がある。そう仮定すると、アナウンスメント日から実施日までの売買高から流動性が向上を検出した既存研究の結果とも矛盾しない。さらに 2.2 でも紹介したが、くくり直しを分析した Ahn, Cai, Hamao and Melvin [2005] ではティックデータから少量の取引が増加している

と報告している。株式分割を分析した Dennis [2003]もティックデータを用いて、「売買高全体は変化しないが、小さなサイズの取引が増加している。しかしビッド・アスク・スプレッドの価格に占める割合は増加するため、大きな金額を扱う機関投資家にとってはコストが増加する。」という結果を得ている。このため、売買代金では流動性の向上が見られなくても、異なる指標を用いると結果が変わることも考えられる。資本コストとの関係については、売買代金が増加しなければ流動性プレミアムの縮小はなく、直接株価を上昇させることはない。しかし少量の取引の増加が小規模の投資家の参加を意味するのであれば、投資家の認知度が上昇することになり、Merton 仮説から期待リターンの低下による株価上昇があり得る。

5. 資本コストの決定要因の分析

Merton [1987]によれば、投資家は投資対象が制約されていると、リスク分散が不十分になり要求する期待リターンが高くなる。そのため、制約を緩めるイベントは証券の期待リターンを低下させる効果を持つと考えられる。上場企業による最低投資金額引き下げは小規模の投資家の取引への参加を促すことから、本論文ではこれをイベントとして Merton 仮説の実証分析を行っている。4.1 の資本コストの推定では、時系列推定によりイベント後に期待リターンが有意に低下することを報告した。これは Merton モデルの(1)式の定数項 α の低下を確認したことになる。次に、 α が高かった銘柄や大きく低下した銘柄の特性を探るために α を被説明変数としたクロスセクション回帰を考える。Merton モデルの(2)式を検証するのであるが、説明変数として λ を作成するほかに、価格効率性や流動性の指標¹⁵、最低投資金額の引き下げ幅も加えることで何が α に影響を与えるのか分析する。

具体的には、資本コストを推定した(3)式の結果より、 α 、 γ 、 $\alpha + \gamma$ を被説明変数にして3種類の回帰を行う。これにより、イベント前に資本コストの大きかった銘柄、イベントにより資本コストの大きく低下した銘柄、イベント後に資本コストの小さい銘柄、それぞれの特性を分析することができる。説明変数については、Merton の導出した要因として(2)式にあるように企業規模 x 、固有リスク σ^2 、各銘柄を認知する投資家の割合 q がある。 x は各銘柄の市場ポートフォリオに占める割合なので、イベントのあった月の終値で評価した各銘柄の時価総額と、市場ポートフォリオの代理変数に採用した東証一部上場銘柄の時価総額から作成した。固有リスク σ^2 の代理変数には、(3)式の残差分散を用いる。最低投資金額引き下げ前後で値が異なる可能性があるため、(3)式をイベント前($t=1,2,\dots,52$)とイベント後($t=53,54,\dots,104$)の期間に分けて回帰し、事前の σ^2 と事後の σ^2 を得る。各銘柄を認知する投資家の割合 q については、既存研究では q に株主数やアナリスト数を代入して $\lambda = x\sigma^2/q$ としているため、本論文でも q に個人株主数を代入して同様に λ を作成する¹⁶。

¹⁵ Easley and O'Hara [2004]は、価格効率性が高まると投資家間の情報の非対称性が緩和して資本コストが低下することを示している。Amihud and Mendelson [1986]は流動性の向上が期待リターンを低下させることを理論的に示している。そこで説明変数として価格効率性と流動性の指標も選択する。

¹⁶ 計量経済学の観点からはこのように2段階で回帰をせず、 λ を構成する変数も1段階目の回帰に代入して一度に推定するのが自然である。しかし、まずイベントにより資本コストが低下することを明らかにしようとしたことと、2段階目の回帰において1段階目の回帰の残差分散を説明変数として用いることから2

ここで、回帰で用いる λ とMertonモデルの λ で異なる部分があるいくつかあるので説明する。Mertonモデルの λ の第1項にある δ を省くが、正の定数のため推定係数の符号には影響を与えず問題はない。 q に個人株主数を代入していることについては、銘柄を認知している投資家の割合や人数は観察できず、既存研究でも株主数で代用しているので本論文でもそれに倣う。そのため q が0から1の数値を取る変数とならず、 $1/q < 1$ によりMertonモデルの λ と符合が異なるのを避けるため、 $1/q - 1$ でなく $1/q$ としている。Mertonモデルの λ の第2項 $\beta_k \lambda_M$ については既存研究と同様に、回帰式の定数項に含めている。

推定に入る前に、最低投資金額引き下げを契機に個人株主数が増加していることを確認する。サンプルサイズはくり直し268社、株式分割162社である¹⁷。表5から最低投資金額引き下げ後に個人株主が大きく増加していることが分かる。くり直しで2倍近くなり、株式分割では2.5倍を超えている。しかし保有シェアではわずかながら減少しており、個人株主1人当たりの保有が平均的に小口になっていると考えられる。増加率、変化率の増加した銘柄数からは、全体的に特に実施日後に個人投資家が取引に参入している傾向があることがうかがえる。

5.1. 最低投資金額引き下げ前の資本コスト

ここでは最低投資金額を引き下げる前の資本コストについて、どのような要因がその大きさに影響を及ぼしているかをクロスセクションで分析する。サンプルサイズはくり直しが268、株式分割が162で、アナウンスメント日と実施日のそれぞれをイベントにする。回帰式を次のように定義する。

$$\alpha_k = \phi_0 + \phi_1 \lambda_k + \phi_2 ef_k + \phi_3 \ln liq_k + \phi_4 D_k + u_k$$

$$\lambda_k \equiv \frac{x_k \sigma_{1k}^2}{q_{1k}}, \quad D_k \begin{cases} 0 & \text{東証一部上場銘柄} \\ 1 & \text{その他} \end{cases}$$

Merton仮説に従って被説明変数 α には4.1で推定した α を用い、 λ_k は代理変数から作成する。固有リスク σ_{1k}^2 はイベント前の期間で推定した(3)式の残差分散で、 q_{1k} はイベント前の決算期に発表された個人株主数である。個人株主が多く、固有リスクが小さく、企業規模が小さいほど λ_k が小さくなり、資本コストも低下すると考えられるので、 λ_k は正の推定係数が予測される。 ef_k は価格効率性の指標で、(4)式の δ_{k1} から $ef_k = |1 - \delta_{k1}|$ と作成する。価格が効率的なほど ef_k はゼロに近い値を取る。価格が効率的な銘柄ほど資本コストが低くなるのであれば、推定係数は正になると予測される。 $\ln liq_k$ は流動性の指標で、4.3で定義した V_{1k} を%表示にして対数にしたものを用いる。売買代金大きい銘柄ほど $\ln liq_k$ は大きい値を取る。流動性の高い銘柄では流動性プレミアムが小さくなるので、推定係数は負になると考えられる。ダミー変数 D_k は、東証一部に上場していない銘柄について1を取る。新興市場や地方市場に上場する銘柄が認知度の低さからの資本コストが高いならば、

段階に分けて回帰を行う。Merton仮説を検証する既存研究も2段階で推定している。

¹⁷ 資本コストの推定では、くり直し279社、株式分割174社を分析したが、個人株主数のデータの無い企業がそれぞれ11社、12社あったため、クロスセクションでの分析ではくり直し268社、株式分割162社となっている。

推定係数は正になると予測される。

推定には最小二乗法を用いるが、説明変数に1段階目の回帰で得た残差分散 σ^2 が含まれ Generated Regressor の問題がある可能性があるため、パラメータの標準誤差は Newey and West [1987] (カーネルの長さ: $L=0$)により計算する¹⁸。

表6は推定結果を示している。くくり直しから見ていく。まず Merton 仮説を検証するため、定数項のほかは λ とダミー変数のみに回帰する。結果は最上段にあるが、定数項はアナウンスメント日と実施日ともに有意に正の値を取っている。ここでも、CAPMの下ではゼロになる α がイベント”前”に正になっており、市場全体のリスクで説明できない資本コストが生じていることが確認できる。Merton モデルで導出された λ の推定係数もアナウンスメント日、実施日ともに有意に正の値で、イベント”前”に個人株主の少ない銘柄ほど高い資本コストを負担していたことになる。実施日では λ は有意水準10%で有意といえる状況¹⁹だが、アナウンスメント日から資本コストが下がり始めることは1段階目の回帰で判明しているので、イベント”前”のデータで作成した説明変数の実施日における説明力が低下するのは自然と思われる。ダミー変数もアナウンスメント日、実施日ともに有意に正の推定係数を得ており、東証一部に上場していない企業(以下、マイナー企業と呼ぶ)の方が資本コストが高くなっている。被説明変数 α は単位が%なので、マイナー企業の資本コストは平均的に0.2%以上高い。イベント”前”に認知度が低いマイナー企業の資本コストが高いことが分かる。これらより企業の認知度が低い、あるいは小規模の投資家が取引に参加できていない企業では高い資本コストを負担しており、Merton 仮説と整合的である。

次に価格効率性と流動性の指標も説明変数に加え、他の要因が資本コストの大きさに影響を与えるのかを見る。アナウンスメント日では efk 、 \lnliq_k を入れても定数項、 λ_k 、ダミー変数の推定係数に変化はなく有意である。実施日では λ_k の説明力が少し低下するが、定数項とダミー変数の推定係数に大きな変化はない。 efk の推定係数はアナウンスメント日、実施日ともに正で、価格が効率的な銘柄ほど資本コストが低くなっているが、統計的に有意ではない。 \lnliq_k の推定係数はアナウンスメント日、実施日ともに正のため、売買が活発な銘柄で流動性プレミアムの縮小が観察されず、予測と異なる結果である。アナウンスメント日では有意であるが、実施日では統計的に有意ではない。よって、価格効率性の指標は資本コストに影響を与えるものの統計的な説明力は低く、流動性の指標からは予測と整合的な結果を得ることができない。

株式分割の推定結果についても見ていく。Merton 仮説を検証するために定数項、 λ 、ダミー変数のみに回帰する。定数項はアナウンスメント日、実施日ともに有意に正の値を取り、推定値はくくり直しよりも大きい。株式分割でも市場全体のリスクで説明できない資本コストが生じ、くくり直しよりも大きいことが分かる。Merton モデルで導出された λ_k の推定係数もアナウンスメント日、実施日ともに有意に正の値である。つまりイベント前に個人株主の少ない銘柄ほど高い資本コストを負担していたことになる。ダミー変数もアナウンスメント日、実施日ともに有意に正の推定係数を得ており、マイナー企業の資本コ

¹⁸ 今回の分析では Newey and West [1987]により標準誤差を計算する際、カーネルを $L=4$ まで大きくしてみても結果に大きな違いはなく、カーネルを長くした方が標準誤差が小さくなりパラメータが有意になる傾向がある。

¹⁹ Newey and West [1987]のカーネルを $L=4$ にすると有意水準5%でも有意となる。

ストが高くなっている。推定係数はくくり直しより大きく、マイナー企業の資本コストは平均してアナウンスメント日で約 0.5%、実施日で約 0.6%高くなっている。イベント”前”に投資家の認知度が低いマイナー企業の資本コストが高いことが分かる。くくり直しと同様に、企業の認知度が低い、あるいは小規模の投資家が取引に参加できていない企業が高い資本コストを負担する結果となり、Merton 仮説と整合的である。

価格効率性と流動性の指標も説明変数に加えても、アナウンスメント日、実施日ともに定数項、 λ_k 、ダミー変数の推定係数に変化はなく有意である。efk の推定係数は統計的に有意ではない。lnliqk の推定係数はアナウンスメント日、実施日ともに正で、流動性プレミアムの低下は確認できない。よって、価格効率性の指標は統計的に有意でなく、流動性の指標からは予測と整合的な結果を得ることができなかった。

以上より、最低投資金額を引き下げる前の資本コストについて、取引を行う投資家が少なく認知度も低い銘柄の資本コストは高くなり、Merton 仮説を支持する結果を得る。一方で、価格が効率的で売買の活発な銘柄の資本コストが低いという傾向は見ることはできない。

5.2. 最低投資金額引き下げによる資本コストの低下

ここでは最低投資金額を引き下げによる資本コストの低下について、どのような要因によるのかをクロスセクションで分析する。サンプルサイズはくくり直しが 268、株式分割が 162 で、アナウンスメント日と実施日のそれぞれをイベントにする。回帰式を次のように定義する。

$$\gamma_k = \phi_0 + \phi_1 \lambda_k + \phi_2 \ln ef_k + \phi_3 \ln liq_k + \phi_4 \ln s_k + \phi_5 D_k + u_k$$

$$\lambda_k \equiv x_k \left(\frac{\sigma_{2k}^2}{q_{2k}} - \frac{\sigma_{1k}^2}{q_{1k}} \right), \quad D_k \begin{cases} 0 & \text{東証一部上場銘柄} \\ 1 & \text{その他} \end{cases}$$

Merton 仮説に従って被説明変数 γ には 4.1 で推定した γ を用い、 λ_k は代理変数から作成する。 σ_{1k}^2 、 q_{1k} と D_k は 5.1 で定義したのと同じである。固有リスク σ_{2k}^2 はイベント”後”の期間で推定した(3)式の残差分散で、 q_{2k} はイベント後の決算期に発表された個人株主数である。イベントにより個人株主が増加し、固有リスクが小さくなるほど λ_k が小さく負の値を取り、資本コストも低下すると考えられるので、 λ_k は正の推定係数が予測される。ln efk は価格効率性の指標で、(4)式の δ_{k1} と δ_{k2} から $\ln ef_k = \ln |(1 - \delta_{k1}) / (1 - \delta_{k1} - \delta_{k2})|$ と作成する。価格が効率的になるほど efk は大きい値を取る。価格が効率的になる銘柄ほど資本コストが低くなるのであれば、推定係数は負になると予測される。lnliqk は流動性の指標で、 $\ln liq_k = \ln(V_{2k} / V_{1k})$ と作成する。売買代金が増加する銘柄ほど lnliqk は大きい値を取る。流動性の高い銘柄では流動性プレミアムが小さくなるので、推定係数は負になると考えられる。 s_k は最低投資金額の引き下げ幅で、3.1 の分類で用いた引き下げ幅の数値が入る。つまり 1 単元の株式数を 1000 株から 500 株に変更というように最低投資金額が理論上 1/2 になった銘柄は 2 に、1/5 になった銘柄は 5 に、1/10 になった銘柄は 10 に分類する。株式分割は 1 株を何株に分割したかで分類する。最低投資金額を大きく引き下げると s_k も大きくなるので、推定係数は負になると思われる。ダミー変数 D_k については、新興市場や地方

市場に上場するマイナー企業の資本コストが大きく改善するならば、推定係数は負になると予測される。

推定には最小二乗法を用いるが、5.1と同様にパラメータの標準誤差はNewey and West [1987] (カーネルの長さ: $L=0$)により計算する²⁰。

表7は推定結果を示している。くり直しから見ていく。まずMerton仮説を検証するため、定数項のほかは λ_k とダミー変数のみに回帰する。結果は最上段にあるが、定数項はアナウンスメント日と実施日ともに負の値を取っている。実施日では統計的に有意でないが、全体としてイベントにより資本コストが低下しており、特にアナウンスメント日”後”に顕著であることが確認できる。Mertonモデルで導出された λ_k の推定係数はアナウンスメント日、実施日ともに有意に正の値である。イベントにより個人株主が大きく増加した銘柄ほど資本コストも大きく改善したといえる。ダミー変数もアナウンスメント日、実施日ともに有意水準10%で有意に負の推定係数を得ており、マイナー企業の資本コストの方が平均的に0.2%大きく低下している。よって、くり直しにより幅広い投資家に取引されるようになることで資本コストが低下しており、Merton仮説と整合的である。

次に価格効率性、流動性と最低投資金額引き下げ幅の指標を説明変数に加えて、資本コストへの影響を見る。アナウンスメント日と実施日ともに $\ln ef_k$ 、 $\ln liq_k$ を入れても定数項、 λ_k 、ダミー変数の推定係数に変化はないが、 $\ln sk$ を入れると定数項は符号が正になる。 λ_k は説明変数を増やしても有意である。 ef_k の推定係数はアナウンスメント日、実施日ともに負で、価格が効率的になる銘柄ほど資本コストが低くなっているが統計的に有意ではない。 $\ln liq_k$ の推定係数は有意であるが、アナウンスメント日と実施日ともに正で、売買が活発な銘柄の資本コストが低下していない。 $\ln sk$ の推定係数はアナウンスメント日と実施日ともに有意に負の値になり、大幅なくくり直しを行った銘柄の資本コストがより低下している。これらをまとめると、効率的な価格形成は資本コストを下げているものの統計的な説明力は低く、流動性の指標からは予測と整合的な結果を得ることができていない。しかし、くり直しの規模については有意に予測と整合的な結果を得る。

株式分割の推定結果についても見ていく。Merton仮説を検証するために定数項、 λ_k 、ダミー変数のみに回帰する。定数項はアナウンスメント日、実施日ともに負の値を取るが、アナウンスメント日では統計的に有意でない。くり直しと同様に、全体としてイベントにより資本コストが低下している。Mertonモデルで導出された λ_k の推定係数もアナウンスメント日、実施日でそれぞれ有意水準10%、1%で有意に正の値である。イベントにより個人株主が大きく増加した銘柄ほど資本コストも大きく改善したといえ、特に実施後に顕著である。ダミー変数もアナウンスメント日、実施日でそれぞれ有意水準5%、1%で有意に負の推定係数を得ており、マイナー企業の資本コストの方が大きく低下している。よって、株式分割により幅広い投資家に認知されることで資本コストが低下しており、Merton仮説と整合的である。

価格効率性、流動性と最低投資金額引き下げ幅の指標を説明変数に加え、資本コストへの影響を見る。アナウンスメント日と実施日ともに $\ln ef_k$ 、 $\ln liq_k$ を入れても定数項、 λ_k 、ダ

²⁰ この分析においてもNewey and West [1987]により標準誤差を計算する際、カーネルを $L=4$ まで大きくしてみても結果に大きな違いはなく、カーネルを長くすると標準誤差が小さくなりパラメータが有意になる傾向がある。

ミー変数の推定係数に変化はないが、 $\ln s_k$ を入れると定数項は符号が正になる。 ef_k の推定係数はアナウンスメント日、実施日ともに統計的に有意ではない。 $\ln liq_k$ の推定係数はアナウンスメント日と実施日ともに正で、売買が活発な銘柄の資本コストが低下していない。 $\ln s_k$ の推定係数についてはくり直しよりも負の小さな値で、分割比率が資本コストの低下する大きさに強く影響している。よって、効率的な価格形成の資本コストに対する統計的な説明力は低く、流動性の指標からは予測と整合的な結果を得ることができない。しかし、株式分割の規模については有意に予測と整合的な結果を得る。

以上より、最低投資金額を引き下げによる資本コストの低下について、より多くの個人投資家が取引に参入した銘柄の資本コストは大きく下がり、Merton 仮説と整合的な結果を得る。価格効率性の統計的な説明力は低く、売買の活発な銘柄の資本コストが低いという傾向も見ることができないが、最低投資金額の引き下げ幅が資本コストの低下に影響することは分かる。

5.3. 最低投資金額引き下げ後の資本コスト

ここでは最低投資金額を引き下げ後の資本コストについて、どのような要因がその大きさに影響を及ぼしているかを分析する。4.1の資本コストの推定や、くり直しに関する既存研究より、アナウンスメント日から実施日の期間にイベントによる変化が強く生じることが示唆されるので、最低投資金額引き下げ後の資本コストの分析は実施日をイベントとする。サンプルサイズはくり直しが268、株式分割が162である。回帰式を次のように定義する。

$$\alpha_k + \gamma_k = \phi_0 + \phi_1 \lambda_k + \phi_2 ef_k + \phi_3 \ln liq_k + \phi_4 D_k + u_k$$

$$\lambda_k \equiv \frac{x_k \sigma_{2k}^2}{q_{2k}}, \quad D_k \begin{cases} 0 & \text{東証一部上場銘柄} \\ 1 & \text{その他} \end{cases}$$

Merton 仮説に従って被説明変数 $\alpha + \gamma$ には4.1で推定した $\alpha + \gamma$ を用い、 λ_k は代理変数から作成する。 σ_{2k} 、 q_{2k} 、 $\ln liq_{2k}$ と D_k は5.2で用いたものと同じである。イベント後に個人株主が多く、固有リスクが小さく、企業規模が小さいほど λ_k が小さくなり、資本コストも低いと考えられるので、 λ_k は正の推定係数が予測される。 ef_k は価格効率性の指標で、(4)式の δ_{k1} と δ_{k2} から $ef_k = |1 - \delta_{k1} - \delta_{k2}|$ と作成する。価格が効率的なほど ef_k はゼロに近い値を取る。価格が効率的な銘柄ほど資本コストが低いのであれば、推定係数は正になると予測される。 $\ln liq_k$ については、流動性の高い銘柄では流動性プレミアムが小さくなるので、推定係数は負になると考えられる。ダミー変数 D_k は、新興市場や地方市場に上場する銘柄がイベント後にも依然として資本コストが高いならば、推定係数は正になると予測される。

推定には最小二乗法を用いるが、5.1と同様にパラメータの標準誤差は Newey and West [1987] (カーネルの長さ: $L=0$)により計算する²¹。

²¹ この分析においても Newey and West [1987]により標準誤差を計算する際、カーネルを $L=4$ まで大きくしても結果に大きな違いはなく、カーネルを長くすると標準誤差が小さくなりパラメータが有意になる傾向がある。

表 8 は推定結果を示している。くり直しから見ていく。まず Merton 仮説を検証するため、定数項のほかは λ_k とダミー変数のみに回帰する。定数項は有意に正の値を取っているが、イベント前で推定したときの定数項に比べると 0.27% から 0.18% に低下している。Merton モデルで導出された λ_k の推定係数は符号が負であるが、統計的にゼロと有意に異なる。したがって、イベント後にも依然として市場全体のリスク (market risk) で説明できない資本コストが残っているが、Merton の導出した説明変数は説明力を持たず、くり直しにより λ_k の部分が解消したといえる。ダミー変数も統計的に有意ではなく、東証一部上場企業とマイナー企業の間には資本コストの差がなくなっている。

次に価格効率性と流動性の指標も説明変数に加える。efk の推定係数は予測と整合的に正であるが統計的に有意ではない。lnliqk の推定係数は有意に負の値を取り、売買が活発な銘柄の資本コストが低くなっている。また lnliqk を入れると定数項が有意でなくなることから、先ほどの回帰で残った資本コストは流動性プレミアムで説明される。したがって、くり直し後には λ_k とダミー変数はもはや資本コストを高める説明力を持たず、流動性のみが資本コストに影響している。

株式分割の推定結果についても見ていく。Merton 仮説を検証するために定数項、 λ_k 、ダミー変数のみに回帰すると、定数項、 λ_k 、ダミー変数のすべてが統計的に有意でない。

価格効率性と流動性の指標を説明変数に加えても、定数項、 λ_k 、ダミー変数に変化はなく統計的に有意でない。efk の推定係数は負であるが、統計的に説明力はない。lnliqk の推定係数も負であるが、統計的に有意ではない。よって、株式分割後には市場全体のリスクで説明できない資本コストが解消していて、これを説明できる要因が説明変数の中にはない。

以上より、最低投資金額を引き下げ後の資本コストについて、Merton の導出した λ_k はゼロと有意に異ならず、東証一部上場企業とマイナー企業の間には資本コストの差が有意にない。くり直しでは流動性の指標が資本コストを説明するが、株式分割では統計的に有意な説明変数はない。これは 4.1 の資本コストの推計の結果と整合的である。

6. 結論

投資家の投資対象を制約する要因が市場全体のリスクと共に証券の期待リターンに影響を及ぼす、という Meron 仮説について、本論文では最低投資金額引き下げをイベントにして検証してきた。

最低投資金額引き下げ前後の資本コストをマーケット・モデルにより推定すると、最低投資金額引き下げ前に生じていた市場全体のリスクで説明できない資本コストが、最低投資金額引き下げ後には大きく低下している。特に、投資家の認知度が低かった銘柄や、個人株主が増加した銘柄では高い資本コストが大幅に軽減する。さらに、寄り付き直後の価格は効率的になるが流動性は必ずしも向上していない。株式分割でくり直しより大きな変化が起きていることについては、純粋に最低投資金額引き下げの効果のみが現れるくり直しに対して株式分割では他の要因も働くためと考えられる。

資本コストを被説明変数にしたクロスセクション回帰からは、Merton の導出した λ_k と

マイナー企業のダミー変数とが市場全体のリスクで説明されない資本コストの大きさと変化を説明できることが分かる。特に、新興企業のように資本コストがもともと大きかった企業による最低投資金額引き下げは、資本コストを大きく低下させる。最低投資金額引き下げ後では、 λ_k とダミー変数はもはや統計的に有意でなく、市場全体のリスクで説明されない資本コストが解消している。くり直しでは流動性プレミアムが残っていると思われるが、株式分割では統計的に有意な説明変数はない。故に、個人投資家の資金制約を緩和し取引への参加を促すことが資本コストの低下に結びついており、Merton 仮説と整合的な結果が示されたことになる。

この結果は、高い資本コストを負担する企業、特にマイナー企業でこそ、最低投資金額引き下げによる資本コストの低下が効果的であることを示す。逆に、最低投資金額が高くても市場全体のリスクで説明できない資本コストが低い企業では、最低投資金額引き下げの効果が薄いばかりか、増加する株主を管理する事務コストなどが追加的な負担となる。つまり資本コストが高いために、最低投資金額引き下げから得る便益が追加的な負担を上回る企業には、最低投資金額を引き下げる理論的根拠があることになる。最低投資金額の引き下げは、投資家としてもポートフォリオに残っていた固有リスクを分散でき、便益を享受できる。価格効率性についても、寄り付き直後の価格が効率的でなかった企業で最低投資金額引き下げ後に改善が見られる。これは企業だけでなく証券取引所としても望ましい結果である。ただし、今回の分析では最低投資金額を引き下げた銘柄において個人株主全体の株式保有シェアは変化せず、流動性の向上も一時的にしか観察されないため、個人投資家による株式の直接保有の拡大や市場における流動性の向上を目的にすることは注意が必要である。本論文では Merton 仮説の実証を軸にして進めてきたが、同時に検証した価格効率性と流動性の資本コストに与える影響は予測していたような結果ではない。しかし価格効率性の測定方法を変えたり、流動性に売買代金以外の指標も用いたりすることで理論と整合的な結果を得る可能性もあり、今後の課題となる。

表 1 最低投資金額引き下げ幅による分類

- (1). くくり直しでは、最低投資金額が理論上 1/2 になる銘柄は 2 に、1/5 になる銘柄は 5 に、1/10 になる銘柄は 10 に分類する。
 (2). 株式分割では、1 株を何株に分割するかで分類する。

くくり直し		株式分割	
引き下げ幅	銘柄数	引き下げ幅	銘柄数
		2未満	113
2	34	2以上5未満	236
5	26	5以上10未満	31
10	343	10	12
		100	1
計	403		393

表 2 資本コストの推定結果

$$E(R_{kt}) - R_t = \alpha_k + \beta_k [E(R_{Mt}) - R_t] + \gamma_k D_t + u_{kt}, \quad D_t = 1_{[t > 52]}, \quad t = 1, 2, \dots, 104$$

- (1). 各銘柄のリスク・プレミアムを市場のリスク・プレミアムと定数ダミーに回帰する上式の推定結果である。データはイベントの前後 104 週の週次リターンを使用する。
- (2). 説明変数の市場リターンには TOPIX のリターンを、安全利子率には無担保コールレート(月平均)を用い、ダミー変数 D_t はイベント以後に 1 を取る。リターンの単位は%である。
- (3). 結果は、"アナウンスメント" 前" の定数項 α が大きい順に 4 つにグルーピングして集計してある。パラメータの値は平均値で、() 内の標準偏差は $\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \sigma_k^2$ で計算する。
- (4). ***, **, * は、それぞれ 1%, 5%, 10% 水準で統計的に有意であることを示している。

くり直し

	銘柄数	アナウンスメント				実施			
		α	β	γ	$\alpha + \gamma$	α	β	γ	$\alpha + \gamma$
All	279	0.49760 (0.053)***	0.54664 (0.014)***	-0.33842 (0.073)***	0.15919 (0.050)***	0.47752 (0.052)***	0.54871 (0.014)***	-0.34999 (0.071)***	0.12753 (0.049)***
Group 1	70	1.58021 (0.118)***	0.52937 (0.033)***	-1.47846 (0.160)***	0.10175 (0.108)	1.39708 (0.116)***	0.53922 (0.033)***	-1.32060 (0.157)***	0.07648 (0.106)
Group 2	70	0.70519 (0.097)***	0.57126 (0.026)***	-0.42991 (0.132)***	0.27528 (0.091)***	0.71876 (0.094)***	0.56393 (0.026)***	-0.54743 (0.129)***	0.17133 (0.089)*
Group 3	70	0.21678 (0.085)**	0.50989 (0.022)***	-0.09602 (0.119)	0.12076 (0.084)	0.21383 (0.084)**	0.50731 (0.022)***	-0.09180 (0.117)	0.12204 (0.082)
Group 4	69	-0.52640 (0.118)***	0.57649 (0.031)***	0.66507 (0.164)***	0.13867 (0.114)	-0.43258 (0.117)***	0.58491 (0.031)***	0.57305 (0.163)***	0.14047 (0.113)

株式分割

	銘柄数	アナウンスメント				実施			
		α	β	γ	$\alpha + \gamma$	α	β	γ	$\alpha + \gamma$
All	174	0.98968 (0.088)***	0.86213 (0.027)***	-0.58532 (0.120)***	0.40436 (0.075)***	1.30084 (0.087)***	0.85931 (0.027)***	-1.26246 (0.122)***	0.03838 (0.086)
Group 1	44	2.43020 (0.218)***	1.11819 (0.068)***	-1.93163 (0.306)***	0.49857 (8.949)	2.43126 (0.214)***	1.12883 (0.069)***	-2.28023 (0.301)***	0.15103 (0.213)
Group 2	44	1.17191 (0.160)***	0.82907 (0.050)***	-0.72220 (0.225)***	0.44971 (0.158)**	1.48390 (0.160)***	0.84110 (0.051)***	-1.46495 (0.224)***	0.01895 (0.158)
Group 3	44	0.57194 (0.152)***	0.73751 (0.046)***	-0.17448 (0.213)	0.39746 (0.150)**	0.97945 (0.151)***	0.71698 (0.046)***	-0.89389 (0.212)***	0.08556 (0.149)
Group 4	42	-0.27272 (0.168)	0.75908 (0.049)***	0.53811 (0.236)**	0.26539 (0.166)	0.26152 (0.164)	0.74515 (0.049)***	-0.37023 (0.229)	-0.10871 (0.161)

表 3 価格効率性の推定結果

$$\log(S_{k,t}) - \log(S_{k,t-1}) = \delta_{k0} + \delta_{k1} [\log(P_{k,t}) - \log(S_{k,t-1})] + \delta_{k2} D_t [\log(P_{k,t}) - \log(S_{k,t-1})] + u_{kt}$$

$$D_t = 1_{[t > 61]}, t = 2, 3, \dots, 121$$

- (1). 前日終値から当日終値までのリターンを、前日終値から当日の始値までのリターンに回帰した上式の推定結果である。データはイベント前後 121 営業日の株価を使用する。
- (2). D_t はイベント以後に 1 を取るダミー変数である。リターンの単位は%である。
- (3). 結果は、"アナウンスメント" 前" の δ_{k1} が小さい順に 4 つにグルーピングして集計してある。パラメータの値は平均値で、() 内の標準偏差は $\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \sigma_k^2$ で計算する。
- (4). ***, **, * は、それぞれ 1%, 5%, 10% 水準で統計的に有意であることを示している。

<<くり直し

		アナウンスメント				実施			
	銘柄数	δ_{k0}	δ_{k1}	δ_{k2}	$\delta_{k1} + \delta_{k2}$	δ_{k0}	δ_{k1}	δ_{k2}	$\delta_{k1} + \delta_{k2}$
All	397	0.061 (0.01)***	0.91633 (0.0570)***	-0.01143 (0.0582)	0.90491 (0.0107)***	0.008 (0.01)	0.92939 (0.0121)***	-0.07893 (0.0156)***	0.85046 (0.0100)***
Group 1	99	0.029 (0.03)	0.54243 (0.2174)**	0.29378 (0.2182)	0.83622 (0.0181)***	-0.002 (0.03)	0.77994 (0.0251)***	0.02298 (0.0315)	0.80292 (0.0192)***
Group 2	99	0.083 (0.02)***	0.83084 (0.0199)***	0.04183 (0.0275)	0.87267 (0.0189)***	0.032 (0.02)	0.86261 (0.0195)***	-0.03446 (0.0269)	0.82816 (0.0187)***
Group 3	99	0.063 (0.03)**	0.98966 (0.0188)***	-0.04593 (0.0269)*	0.94373 (0.0194)***	-0.006 (0.02)	0.99542 (0.0195)***	-0.10297 (0.0270)***	0.89245 (0.0189)***
Group 4	100	0.069 (0.04)*	1.29854 (0.0650)***	-0.33216 (0.0727)***	0.96638 (0.0279)***	0.008 (0.03)	1.07811 (0.0308)***	-0.20006 (0.0381)***	0.87804 (0.0229)***

株式分割

		アナウンスメント				実施			
	銘柄数	δ_{k0}	δ_{k1}	δ_{k2}	$\delta_{k1} + \delta_{k2}$	δ_{k0}	δ_{k1}	δ_{k2}	$\delta_{k1} + \delta_{k2}$
All	392	-0.005 (0.02)	0.95957 (0.0131)***	-0.07745 (0.0160)***	0.88212 (0.0093)***	-0.090 (0.02)***	0.90573 (0.0420)***	-0.00011 (0.0149)	0.90562 (0.0115)***
Group 1	98	-0.001 (0.03)	0.55008 (0.0239)***	0.26843 (0.0297)***	0.81851 (0.0177)***	-0.027 (0.03)	0.70744 (0.1649)**	0.18980 (0.0287)***	0.89723 (0.0214)***
Group 2	98	0.025 (0.03)	0.86031 (0.0238)***	0.03014 (0.0299)	0.89045 (0.0183)***	-0.087 (0.03)**	0.89324 (0.0184)***	-0.01772 (0.0284)	0.87553 (0.0217)***
Group 3	98	-0.040 (0.03)	1.02561 (0.0234)***	-0.10714 (0.0289)***	0.91847 (0.0170)***	-0.159 (0.03)***	0.98554 (0.0177)***	-0.08150 (0.0290)***	0.90404 (0.0231)***
Group 4	98	-0.005 (0.04)	1.40225 (0.0325)***	-0.50121 (0.0385)***	0.90104 (0.0209)***	-0.089 (0.03)**	1.03668 (0.0204)***	-0.09101 (0.0329)***	0.94567 (0.0259)***

表 4 流動性の分析結果

$$V_{ik} = \frac{1}{60} \sum_{t=1}^{60} \frac{M_{ikt}}{M_{iMt}}, \quad i = 1, 2$$

- (1). i はイベント前に 1 を、イベント後に 2 を取る。 M_k は第 k 証券の売買代金で、終値と売買高から求める。 M_M は市場全体の売買代金で、東証一部のデータを代理に用いる。 イベント前後 120 営業日のデータを用いる。
- (2). 結果は、“アナウンスメント” 前” の相対的な売買代金が小さいもの、すなわち流動性の低い銘柄から順に並べ、4 つにグルーピングして集計する。
- (3). 各銘柄の V_{2k} / V_{1k} を計算し、グループごとに中央値、最大値、最小値を求めている。増分には、各銘柄の $V_{2k} / V_{1k} - 1$ を計算し、グループごとに平均している。 () 内は標準偏差である。
- (4). ***, **, * は、それぞれ 1%, 5%, 10% 水準で統計的に有意であることを示している。

くり直し

	銘柄数	アナウンスメント				実施			
		増分	中央値	最大値	最小値	増分	中央値	最大値	最小値
All	403	0.439 (1.606)	1.016	15.788	0.140	0.165 (1.078)	0.939	11.336	0.075
Group 1	101	1.062 (2.565)	1.374	15.788	0.145	0.541 (1.683)	1.090	11.336	0.183
Group 2	101	0.391 (1.206)	0.985	8.611	0.288	0.215 (0.979)	0.920	4.992	0.152
Group 3	101	0.243 (1.192)	0.916	7.024	0.140	-0.067 (0.559)	0.860	3.600	0.075
Group 4	100	0.058 (0.579)	0.925	2.889	0.147	-0.030 (0.576)	0.853	4.520	0.199

株式分割

	銘柄数	アナウンスメント				実施			
		増分	中央値	最大値	最小値	増分	中央値	最大値	最小値
All	393	1.144 (5.159)	1.184	86.466	0.048	-0.064 (1.862)	0.596	28.324	0.051
Group 1	98	2.716 (4.854)	2.135	25.596	0.262	0.382 (3.424)	0.561	28.324	0.076
Group 2	98	1.529 (8.751)	1.096	86.466	0.173	-0.225 (0.720)	0.541	4.457	0.095
Group 3	98	0.483 (1.464)	1.232	12.691	0.119	-0.068 (0.907)	0.713	6.900	0.080
Group 4	99	-0.140 (0.717)	0.759	4.574	0.048	-0.349 (0.800)	0.516	7.343	0.051

表 5 個人株主の動向

- (1). 増加率、変化率はイベント前後の決算期の個人株主数と個人株主保有株式数より作成する。
- (2). 個人株主増加率は、イベント後の個人株主数の、イベント前のそれに対する増加率を表す。
- (3). 個人保有シェア変化量は、イベント後の個人株主に保有される株式数の発行済株式数に占めるシェアから、イベント前のそれを引いた値である。
- (4). 銘柄ごとに増加率、変化率を計算後に、平均を取って集計する。

	くり直し		株式分割	
	アナウンス	実施	アナウンス	実施
個人株主数増加率(%)	84.7	97.5	153.9	158.7
増加した銘柄数	224	233	137	143
個人保有シェア変化量(%)	-0.011	-0.009	-0.009	-0.007
増加した銘柄数	144	147	147	73
全銘柄数	268	268	162	162

表 6 最低投資金額引き下げ前の資本コスト分析結果

$$\alpha_k = \phi_0 + \phi_1 \lambda_k + \phi_2 ef_k + \phi_3 \ln liq_k + \phi_4 D_k + u_k$$

$$\lambda_k \equiv \frac{x_k \sigma_{1k}^2}{q_{1k}}, \quad D_k \begin{cases} 0 & \text{東証一部上場銘柄} \\ 1 & \text{その他} \end{cases}$$

- (1). 4.1 で推定されたイベント前の資本コスト α を、マートンの導出した λ_k 、価格効率性の指標 ef_k 、流動性の指標 $\ln liq_k$ 、ダミー変数に回帰した上式の推定結果である。サンプルサイズはくくり直しが 268、株式分割が 162 である。
- (2). λ を構成する σ^2 はイベント前の期間における資本コスト推定式の残差分散、 q_{1k} はイベント前の個人株主数である。 ef_k は価格効率性の推定で求めた δ_{ki} から $ef_k = |1 - \delta_{ki}|$ と作成する。 $\ln liq_k$ は 4.3 で定義した V_{1k} を、%表示にして対数にしたものを用いる。
- (3). パラメータの標準偏差は Newey and West [1987] (カーネルの長さ: $L=0$) により計算する。
- (4). Adj. R^2 は修正済み決定係数である。
- (5). ***, **, * は、それぞれ 1%, 5%, 10% 水準で統計的に有意であることを示している。

くくり直し						
アナウンス						
	C	λ	ef	$\ln liq$	D	Adj. R^2
1	0.269 (0.062)***	400.5 (147.0)***			0.236 (0.098)**	0.059
2	0.411 (0.101)***	339.3 (145.0)**	0.052 (0.168)	0.051 (0.025)**	0.368 (0.125)***	0.065
3	0.261 (0.072)***	398.8 (149.1)***	0.037 (0.179)		0.236 (0.098)**	0.056
4	0.421 (0.098)***	342.1 (142.8)**		0.050 (0.024)**	0.367 (0.125)***	0.069

くくり直し						
実施						
	C	λ	ef	$\ln liq$	D	Adj. R^2
1	0.248 (0.070)***	356.4 (182.6)*			0.243 (0.100)**	0.047
2	0.355 (0.128)***	301.0 (193.4)	0.097 (0.222)	0.043 (0.028)	0.356 (0.122)***	0.049
3	0.218 (0.085)**	358.9 (181.3)**	0.126 (0.225)		0.246 (0.100)**	0.044
4	0.380 (0.121)***	298.0 (194.9)		0.044 (0.028)	0.356 (0.122)***	0.052

株式分割

アナウンス						
	C	λ	ef	Inliq	D	Adj. R ²
1	0.487 (0.115)***	375.3 (127.9)***			0.485 (0.153)***	0.158
2	1.063 (0.242)***	260.1 (116.5)**	-0.076 (0.284)	0.177 (0.057)***	0.671 (0.168)***	0.210
3	0.475 (0.141)***	375.4 (128.2)***	0.043 (0.299)		0.488 (0.155)***	0.152
4	1.038 (0.219)***	261.1 (116.3)**		0.176 (0.056)***	0.674 (0.167)***	0.215

株式分割

実施						
	C	λ	ef	Inliq	D	Adj. R ²
1	0.779 (0.110)***	270.2 (57.0)***			0.629 (0.154)***	0.170
2	1.125 (0.275)***	211.3 (67.7)***	-0.087 (0.395)	0.122 (0.067)*	0.744 (0.160)***	0.184
3	0.823 (0.160)***	270.8 (59.1)***	-0.185 (0.403)		0.623 (0.157)***	0.166
4	1.108 (0.245)***	210.3 (66.8)***		0.123 (0.068)*	0.749 (0.157)***	0.189

表 7 最低投資金額引き下げによる資本コスト低下の分析結果

$$\gamma_k = \phi_0 + \phi_1 \lambda_k + \phi_2 \ln ef_k + \phi_3 \ln liq_k + \phi_4 \ln s_k + \phi_5 D_k + u_k$$

$$\lambda_k = x_k \left(\frac{\sigma_{2k}^2}{q_{2k}} - \frac{\sigma_{1k}^2}{q_{1k}} \right) \cdot D_k \begin{cases} 0 & \text{東証一部上場銘柄} \\ 1 & \text{その他} \end{cases}$$

- (1). 4.1で推定されたイベントによる資本コスト低下の大きさ γ を、マートンの導出した λ_k 、価格効率性の指標 $\ln ef_k$ 、流動性の指標 $\ln liq_k$ 、最低投資金額引き下げ幅 s_k 、ダミー変数に回帰した上式の推定結果である。サンプルサイズはくり直し268、株式分割が162である。
- (2). λ を構成する σ_{1k}^2 と q_{1k} は5.1で定義したものと同一である。固有リスク σ_{2k}^2 はイベント後の期間で推定した(3)式の残差分散で、 q_{2k} はイベント後の決算期に発表された個人株主数である。 $\ln ef_k$ は価格効率性の指標で、(4)式の δ_{k1} と δ_{k2} から $\ln ef_k = \ln |(1 - \delta_{k1}) / (1 - \delta_{k1} - \delta_{k2})|$ と作成する。価格が効率的になるほど ef_k は大きい値を取る。 $\ln liq_k$ は流動性の指標で、 $\ln liq_k = \ln(V_{2k} / V_{1k})$ と作成する。
- (3). パラメータの標準偏差はNewey and West [1987] (カーネルの長さ:L=0)により計算する。
- (4). Adj. R²は修正済み決定係数である。
- (5). ***, **, *は、それぞれ1%, 5%, 10%水準で統計的に有意であることを示している。

くり直し		アナウンス					Adj. R ²
C	λ	Inef	Inliq	Ins	D		
1	-0.171 (0.087)*	430.8 (200.8)**				-0.213 (0.126)*	0.031
2	0.811 (0.341)**	369.8 (183.9)**	-0.027 (0.031)	0.355 (0.085)***	-0.487 (0.156)***	-0.215 (0.123)*	0.126
3	-0.169 (0.088)*	426.8 (202.7)**	-0.021 (0.033)			-0.218 (0.127)*	0.029
4	-0.175 (0.087)**	434.9 (195.4)**		0.340 (0.088)***		-0.268 (0.126)**	0.078
5	0.769 (0.334)**	367.4 (190.7)*	-0.032 (0.032)		-0.464 (0.153)***	-0.162 (0.123)	0.075
6	0.792 (0.341)**	376.0 (181.7)**		0.358 (0.084)***	-0.480 (0.156)***	-0.210 (0.123)*	0.127

くり直し		実施					Adj. R ²
C	λ	Inef	Inliq	Ins	D		
1	-0.101 (0.087)	766.5 (243.7)***				-0.208 (0.129)	0.065
2	0.714 (0.333)**	720.3 (234.7)***	-0.033 (0.033)	0.239 (0.113)**	-0.399 (0.157)**	-0.176 (0.129)	0.106
3	-0.106 (0.087)	773.5 (243.4)***	-0.033 (0.034)			-0.212 (0.129)	0.064
4	-0.080 (0.085)	794.0 (233.7)***		0.225 (0.111)**		-0.218 (0.128)*	0.079
5	0.657 (0.342)*	695.4 (245.1)***	-0.036 (0.033)		-0.382 (0.161)**	-0.168 (0.129)	0.090
6	0.713 (0.336)**	714.4 (234.6)***		0.242 (0.112)**	-0.395 (0.158)**	-0.173 (0.129)	0.107

株式分割

		アナウンス					
	C	λ	lnef	lnliq	lns	D	Adj. R ²
1	-0.118 (0.172)	493.0 (273.1)*				-0.450 (0.224)**	0.103
2	0.279 (0.304)	324.9 (220.8)	0.059 (0.060)	0.647 (0.123)***	-0.944 (0.400)**	-0.267 (0.200)	0.261
3	-0.152 (0.169)	483.4 (272.4)*	0.089 (0.069)			-0.422 (0.221)*	0.105
4	-0.304 (0.166)*	443.6 (260.1)*		0.526 (0.118)***		-0.515 (0.213)**	0.212
5	0.129 (0.298)	440.6 (262.5)*	0.083 (0.069)		-0.406 (0.353)	-0.318 (0.224)	0.110
6	0.312 (0.311)	328.8 (220.0)		0.653 (0.121)***	-0.961 (0.404)**	-0.281 (0.200)	0.262

株式分割

		実施					
	C	λ	lnef	lnliq	lns	D	Adj. R ²
1	-0.675 (0.164)***	328.9 (111.8)***				-0.772 (0.228)***	0.122
2	0.198 (0.281)	193.5 (106.7)*	0.034 (0.052)	0.181 (0.133)	-1.200 (0.339)***	-0.415 (0.231)*	0.201
3	-0.676 (0.164)***	327.6 (113.0)***	0.033 (0.061)			-0.762 (0.230)***	0.118
4	-0.626 (0.169)***	333.5 (113.1)***		0.165 (0.148)		-0.722 (0.238)***	0.126
5	0.132 (0.270)	190.0 (104.8)*	0.042 (0.053)		-1.183 (0.333)***	-0.471 (0.222)**	0.196
6	0.197 (0.282)	195.5 (105.5)*		0.186 (0.132)	-1.195 (0.341)***	-0.425 (0.231)*	0.205

表 8 最低投資金額引き下げ後の資本コスト分析結果

$$\alpha_k + \gamma_k = \phi_0 + \phi_1 \lambda_k + \phi_2 ef_k + \phi_3 \ln liq_k + \phi_4 D_k + u_k$$

$$\lambda_k \equiv \frac{x_k \sigma_{2k}^2}{q_{2k}}, \quad D_k \begin{cases} 0 & \text{東証一部上場銘柄} \\ 1 & \text{その他} \end{cases}$$

- (1). 4.1 で推定されたイベント後の資本コスト $\alpha + \gamma$ を、マートンの導出した λ_k 、価格効率性の指標 ef_k 、流動性の指標 $\ln liq_k$ 、ダミー変数に回帰した上式の推定結果である。サンプルサイズはくくり直し 268、株式分割が 162 である。
- (2). σ_{2k}^2 、 q_{2k} と D_k は 5.2 で用いたものと同じである。 ef_k は価格効率性の指標で、(4) 式の δ_{k1} と δ_{k2} から $ef_k = \ln |1 - \delta_{k1} - \delta_{k2}|$ と作成する。価格が効率的になるほど ef_k は大きい値を取る。 $\ln liq_k$ は 4.3 で定義した V_{2k} を、%表示にして対数にしたものを用いる。
- (3). パラメータの標準偏差は Newey and West [1987] (カーネルの長さ: $L=0$) により計算する。
- (4). Adj. R^2 は修正済み決定係数である。
- (5). ***, **, * は、それぞれ 1%, 5%, 10% 水準で統計的に有意であることを示している。

くくり直し						
実施						
	C	λ	ef	lnliq	D	Adj. R^2
1	0.179 (0.066)***	-475.7 (338.9)			0.013 (0.079)	0.008
2	-0.062 (0.101)	-302.2 (344.1)	0.174 (0.204)	-0.065 (0.021)***	-0.155 (0.097)	0.038
3	0.142 (0.082)*	-455.8 (337.3)	0.146 (0.205)		0.007 (0.080)	0.007
4	-0.014 (0.090)	-328.0 (348.1)		-0.064 (0.021)***	-0.146 (0.096)	0.039

株式分割						
実施						
	C	λ	ef	lnliq	D	Adj. R^2
1	0.163 (0.140)	-442.7 (901.5)			-0.140 (0.182)	-0.005
2	-0.023 (0.281)	-216.5 (999.3)	-0.015 (0.414)	-0.060 (0.060)	-0.215 (0.201)	-0.010
3	0.174 (0.182)	-444.7 (912.8)	-0.046 (0.414)		-0.138 (0.182)	-0.011
4	-0.027 (0.247)	-215.3 (988.1)		-0.060 (0.060)	-0.216 (0.200)	-0.004

引用文献

- Ahn, H-J., J. Cai, Y. Hamao and M. Melvin, 2005, Little Guys, Liquidity, and the Informational Efficiency of Price: Evidence from the Tokyo Stock Exchange on the Effects of Small Investor Participation, *mimeo* presented at AFA 2006 Meeting.
- Amihud, Y. and H. Mendelson, 1986, Asset Pricing and the Bid-Ask Spread, *Journal of Financial Economics* 17, 223-249.
- Amihud, Y., H. Mendelson and J. Uno, 1999, Number of Shareholders and Stock Prices: Evidence from Japan, *Journal of Finance* 54, 1169-1184.
- Baker, H. K., J. R. Nofsinger and D. G. Weaver, 2002, International Cross-Listing and Visibility, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 37, 495-521.
- Biais, B., P. Hillion, C. Spatt, 1999, Price Discovery and Learning during the Preopening Period in the Paris Bourse, *Journal of Political Economy* 107, 1218-1247.
- Dennis, P., 2003, Stock Splits and Liquidity: The Case of the Nasdaq-100 Index Tracking Stock, *Financial Review* 38, 415-433
- Easley, D. and M. O'Hara, 2004, Information and the Cost of Capital, *Journal of Finance* 59, 1553-1583
- Foerster, S. R. and G. A. Karolyi, 1999, The Effects of Market Segmentation and Investor Recognition on Asset Prices: Evidence from Foreign Stocks Listing in the United States, *Journal of Finance* 54, 981-1013.
- Hauter, S. and B. Lauterbach, 2003, The Impact of Minimum Trading Units on Stock Value and Price Volatility, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 38, 575-589.
- Huang, G-C., K. Liano and M-S Pan, 2006, Do Stock Splits Signal Future Profitability, *Review of Quantitative Financial and Accounting* 26, 347-367
- Ikenberry, D. L., G. Rankine and E. K. Stice, 1996, What Do Stock Splits Really Signal, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 31, 357-375

Kadlec, G. B. and J. J. McConnell, 1994, The Effect of Market Segmentation and Illiquidity on Asset Prices: Evidence from Exchange Listings, *Journal of Finance* 49, 611-636.

McNichols, M. and A. Dravid, 1990, Stock Dividends, Stock Splits, and Signaling, *Journal of Finance* 45, 857-879

Merton, R. C., 1987, A Simple Model of Market Equilibrium with Incomplete Information, *Journal of Finance* 42, 483-510.

Newey, W. and K. West, 1987, A Simple Positive Definite Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix, *Econometrica* 55, 703-708