

くくり直しによる投資単位引き下げの効果

阿 部 圭 司

The effects of reducing the minimum trading unit

Abe Keiji

Summary

This study examines the effects of reducing the common stock's minimum trading unit in Tokyo Stock Exchange. We test three hypothesis that (1) the number of individual shareholders and their ownership ratio increase with the reducing the trading unit, (2) the stock's trading volume increase after the investor could trade in smaller units, and (3) the higher stock liquidity associate with the increasing the number of investors.

Testing hypothesis with 471 samples out of the 653 cases over the 1991-2008 period, we find that the reduction of trading unit has a positive effect on the number of individual investors, but no effect on the ownership structure, the stock's trading volume, and its liquidity.

1 研究目的

2001（平成13）年9月4日、全国証券取引所および日本証券業協会は「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、望ましい投資単位の水準を「50万円未満」とした。投資単位の引き下げを呼びかける大きな理由は、「安定的で活力ある株式市場の確立に向けて幅広い投資者層、とりわけ多様な投資判断を有する個人投資家層の参入が必要かつ不可欠である」（アクション・プログラムより引用）とする認識からきている。さらに2007（平成19）年11月27日、全国証券取引所は「売買単位の集約に向けた行動計画を作成・公表した¹。これは3段階に分けて最

1 第1段階として2008年4月から新規公開、単元変更企業においては原則100株を単元とすること、2009年1月の株券電子化への移行期間を中断期とし、第2段階として2009年4月から2012年3月までに単元株を100株ないし1,000株に集約し、2012年4月以降の第3段階において100株に集約する、というものである。

終的には投資単位を100株に集約する²というもので、全体的には日本の証券市場の国際競争力向上を狙ったものであるが、(1)投資家にとっての利便性の提供、(2)中長期的に流動性の向上が見込める、(3)売買単位の種類が減ることで誤発注のリスクが減少できる、などの利点が強調されている。

ところで、投資単位の引き下げには、単元株そのものを見直す「くり直し」と、「株式分割」により最低投資金額を引き下げるという2つの方法がある。投資単位の引き下げは株主数の増加が予想されるため、株券の印刷、発送、株主への通知など企業にとってはコスト増となるが、2009年1月に実施された株券のペーパーレス化、株主総会の通知、株主権の行使の電子化などによりコスト面での課題は解消されつつある。また、株式の持合い解消にともなう受け皿として個人投資家が期待されており、投資単位の引き下げはそのための手段としても捉えられている。

このような動きを受けて、実際にくり直しや株式分割を行い、投資単位の引き下げを行う企業は増加している。図1は1991年から2008年にかけて、東京証券取引所上場企業が行った投資単位引き下げ実施状況である。

1991年からの合計はくり直しで653社、大幅な株式分割で618社になる³。くり直しのピークは2002年の95社であり、次いで2006年の84社、2004年の74社、2005年の72社と2000年から2006年にかけて多く行われている。一方、大幅な株式分割は2004年の149社を筆頭に2005年の128、2006年の117社と、この3年間に集中している⁴。

これまでに投資単位の引き下げを実施してきた企業は、証券業協会や全国証券取引所の求めに応じて、あるいは引き下げによるメリットなどを勘案して実施を決定していると思われる。逆に投資

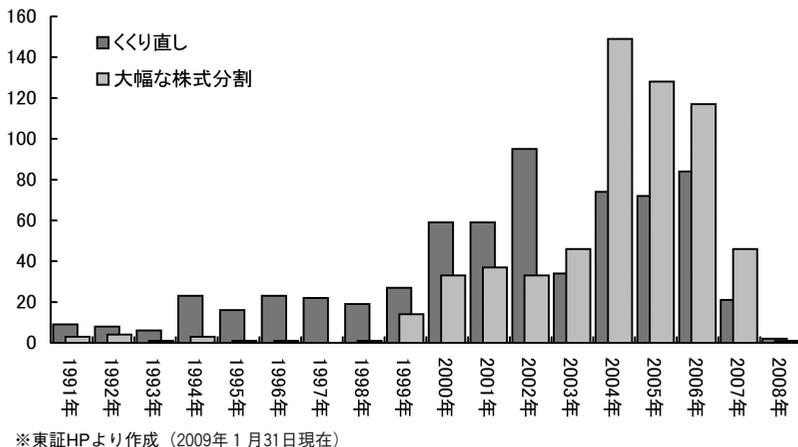


図1：投資単位引き下げ実施会社数の推移（東証上場会社）

2 売買単位は米国においては100株単位、欧州では1株単位が主流である。日本では2009年3月末現在で8種類（2000、1000、500、200、100、50、10、1）存在する。

3 東証では、1：1.5を超える分割を大幅な株式分割と定義している。

4 2001年6月の商法改正により、大幅な株式分割が可能となった。ライブドアによる100分割（2004年2月実施）に象徴されるように、当時、株式分割による一時的な需給悪化に伴う株価上昇を意図した分割も少なくなかったと推測される。なお、2005年3月、東証は1：5を超える株式分割を自粛するよう要請、さらに2006年1月からは分割の効力発生日を基準日の翌日（従来は基準日の約50日後）とし、分割による需給悪化の要因は解消されている。

単位の引き下げを当面行わない意思を表明した企業の考えはどのようなものであろうか。企業のホームページで公表される資料から投資単位引き下げに関する考えを知ることができる。典型的な文面には次のようなものが多い。

「投資単位の引下げに関する考え方及び方針等について」

当社では、株式市場において適正な株価が形成されるには、株式の流動性と幅広い投資家の参加が必要であり、投資単位の引下げは、その有用な施策のひとつとして認識しております。

しかしながら、近年の個人株主の構成比率の推移などを勘案いたしましても、株式の流動性等は概ね確保されており、現時点で引下げを実施する必要は低いものと考えております。

今後につきましては、市場動向を注視するとともに、投資家のニーズや株主構成等を勘案しながら、投資単位の見直しの必要性について検討を続けてまいります。

このように、投資単位の引き下げを当面実施しない旨を公表している企業であっても、引き下げがもたらす流動性の向上、株主構成（特に個人株主）などのメリットを意識したものが多い。市場関係者、上場企業ともに投資単位の引き下げによる効果に共通の認識があることが確認されたとして、実際にその効果は市場に現われているのであろうか。本稿の問題意識はこの点にある。

本稿の研究目的は2種類存在する株式売買単位の変更のうち、「くくり直し」に伴う株価・出来高の変動を分析することにある⁵。くくり直しによる投資単位の引き下げからは投資家の増加が期待され、さらに投資家の厚みが流動性の向上をもたらすことで、価格形成の安定が期待される。その一方で、投資家、特に個人投資家が多数を占める市場ではノイズトレーダーの増加も予想され、価格形成が適正に行われなくなる可能性も有している。本稿ではくくり直しによる市場環境の変化が功罪どちらに向かったのか、株価および出来高データを中心にその影響を分析することを目的とする。

くくり直しに対する先行研究の数は少なく、かつ、扱われた分析データも十分とは言い難い。1991年から2009年1月末までにくくり直しは653件（この間、大幅な株式分割は618件である）行われているが、特に2002年以降では382件と半数以上にのぼっており、サンプル数が充実しつつある今が市場への影響を精査する好機であると考えられる。

本稿の以下の構成は次の通りである。まず、次の第2節で、くくり直しをイベントとした先行研究の結果を簡単にレビューし、検証すべき仮説を提示する。続く第3節で、実証研究の方法とその結果を示し、最後に第4節で、今後の課題について述べる。

5 株式分割をイベントとした実証研究は米国市場を中心に古くから行われている。日本市場を対象とした複数の研究でも米国市場での結果と同様に分割直後から正の超過収益率を観測している。株価に対する影響としては、経営者からのシグナルとする考え方がある。分割は経営が好調であることのメッセージであり、したがって分割後には株価が上昇する、とするものである。また、分割に際しては減配が分割比率に合わせて実施されることは少なく、事実上の増配につながることから市場がこれを評価した結果であると理解することができる。他にも行動ファイナンスからの解釈（後野[7]）やマーケット・マイクロストラクチャーの視点（久世・山本[6]）からの解釈も行われている。

2 くくり直しの影響についての先行研究

2.1 先行研究

わが国市場を対象としたくくり直しと流動性に関する先行研究には Amihud, Mendelson, and Uno [1]、大崎・平松 [8]、奥山・星野 [5]、外島・高屋 [9] らがある。Amihud, Mendelson, and Uno [1]らは1991年から1996年にくくり直しを実施した88銘柄のうち、分割やデータの欠落を除く66銘柄を分析対象としている。彼らの分析では、この66銘柄と同条件のコントロール銘柄を用いた比較から、くくり直しにより個人投資家数が増加していること、くくり直し前後でコントロール銘柄との出来高の比が有意に増加していること、出来高をリターンの絶対値で割った流動性レシオの比（対コントロール銘柄）がくくり直し前後で増加していることなどから、くくり直し後は流動性が向上していることを示した。

大崎・平松 [8] では1998年度から2000年度にくくり直しを実施した292社を対象として、個人株主数や個人による持ち株比率、流動性の変化を分析している。分析ではくくり直しにより個人株主数は増加するが、持株比率は高まるとは限らないことが示された。また、各銘柄の月次の出来高を市場全体の出来高で割ったマーケット調整出来高を用いて流動性を分析したが、くくり直しによる流動性向上の明確な結論は得られなかった、としている⁶。

奥山・星野 [5] は、ARMA-EGARCH モデルを用いてくくり直し前後におけるボラティリティの変化を計測している点に特徴がある⁷。分析対象は1992年以降にくくり直しを実施し、実施前301日、実施後30日連続したデータが得られた41銘柄である。分析の結果、くくり直しはボラティリティに有意な効果をもたらさず、さらにその符号についても一定でないことを明らかにしている。ただし、TOPIX との比較を通じた分析では、有意ではないとしながらも、1999年度以前にくくり直しを実施した銘柄に関してはボラティリティが増加し、2000年度に実施した銘柄に関しては低下する傾向があったことを報告している⁸。

最後に外島・高屋 [9] では、1998年度から2000年度にくくり直しをした銘柄のうち、(1)東証上場、(2)1,000株→100株のくくり直し、(3)くくり直し集中日に実施した、(4)実施後1年間で分割や増資を行っていない、(5)指定替えしていない、という条件により抽出した20銘柄を分析対象としている。彼らは流動性の変化を検証するために、大村・宇野 [4] による修正 Kyle モデルとマーケット・イ

6 具体的には、くくり直し6か月後まで、実施半年前の月間出来高と比較したマーケット調整出来高が上昇する傾向が観察された。ただし、これは平均値でみた結果であり、中央値と比較すると出来高が増加した傾向は観察されなかった。なお、東証に上場する企業とJASDAQ（店頭）市場に上場する企業で標本を分割した場合、後者の標本で出来高が増加する傾向が認められたことから、相対的に流動性の低い銘柄群ではくくり直しによる影響が現れる可能性を指摘している。

7 投資単位の引き下げで個人投資家が増加することが、流動性の向上と価格形成の効率化を高めるとの見方がある一方で、個人投資家の増加はノイズトレーダー増加の可能性を示唆することから、価格形成が不安定になる可能性を有している、という考察を背景としている。

8 彼らはこの違いは売買委託手数料の自由化やインターネット取引の拡大により、個人投資家が市場に参入しやすくなったことが要因ではないかと推測している。

ンパクト係数⁹の2つを用いている。流動性の変化を比較する期間を短期、中期、長期に分けて分析した結果、くくり直しのアナウンス並びにくくり直し実施という2つの事象の後、流動性の向上は観察されないとの結論を下している。

2.2 投資単位引き下げ実施会社へのアンケート結果

投資単位引き下げをイベントとした実証研究のレビューに加えて、実際に投資単位を引き下げた会社へアンケート調査をした結果についてもレビューしておこう。2002（平成14年）、東証は前述のアクション・プログラムの公表から1年経過したことを受けて、公表後に投資単位を引き下げた112社から回答を得た結果を発表している¹⁰。

まず、投資単位の引き下げを決定した理由（質問1）として、90.2%の企業が個人投資家が投資しやすい水準とするためと回答している。回答では流動性の向上（82.1%）、株式の分布状況を改善するため（22.3%）が続いており、個人投資家の存在を意識した回答が目立っている。次に、引き下げによる実際の効果（質問3）として、個人投資家の増加が61.6%と最も多く、流動性の向上（55.4%）、株式の分布状況の改善（13.4%）が続いている。回答からは個人投資家は増加するが、分布状況を大きく変えるほどではないことが推測できる。しかし、流動性の向上とあわせて、投資単位引き下げの実施に際して掲げられていた目標が複数達成できている企業が多いことを伺わせる結果であろう。また、個人投資家の位置づけについての意識（質問5）では、流動性を高め、適正な株価形成のために必要な存在、株式持合い解消の受け皿として重視など、個人投資家を重要な投資家として位置付けていることを報告している。最後に投資単位の引き下げによる費用の発生状況に関する問い（質問4）では回答した企業の平均ではイニシャルコストが約3,400万円、ランニングコストで約2,100万円の増加となっている。これらには株式の印刷などの発行費用も含まれており、株券の電子化が実施された現在ではこうしたコストも大きく減少していると考えられる。

2.3 仮説

先行研究やアンケート結果の内容を踏まえ、くくり直しの実施による市場環境の変化の有無を検証する。本稿で検証する仮説は、くくり直し実施による投資単位の引き下げにより株主構造が変化したのか、取引が増加したのか、流動性が向上したのか、という3タイプに分類される。

9 マーケット・インパクト係数 MI は、個別銘柄の高値と安値の差額を平均値で除した株価変動性を出来高でさらに除した指標であり、以下のように求められる。

$$MI = \frac{p_{max} - p_{min}}{(p_{max} + p_{min})/2} \times 100 \div Q \times 100 \quad (1)$$

ここで、 p_{max} 、 p_{min} はそれぞれ高値、安値を、 Q は出来高である。(1)式から、 MI 係数が低いことは流動性が高いことを、係数が高いことは流動性が低いことを意味している。

10 「投資単位の引下げ実施会社へのアンケート結果について」、平成14年11月19日、東京証券取引所

- 仮説1：くくり直し実施による株主構造の変化
 - －仮説1-1：くくり直し実施により個人投資家が増加する
 - －仮説1-2：くくり直し実施により個人投資の持ち株比率が増加する

投資単位引き下げにより最も強調される利点である。資金力の比較的少ない個人投資家を市場に呼び込むためには、最低投資金額の引き下げが1つのポイントであり、先行研究においてもその効果が比較的確認されている現象でもある。本稿においても、まず初めに個人株主数の増減を検証（仮説1-1）する。また、株式の持合い解消に伴う供給の受け皿として個人投資家を想定し、くくり直しによる投資単位引き下げにより、これが実現されるとする主張を確かめるため、仮説1-2も検証する。

- 仮説2：くくり直し実施による取引の増加
 - －仮説2-1：くくり直し実施により取引不成立の日数が減少する。
 - －仮説2-2：くくり直し実施により出来高が増加する。

投資単位引き下げにより、小ロットの売買注文が通る環境が整ったことで、取引が成立しやすい状況になったことが予想される。こうした影響はまず、取引不成立の日数が減少することに現われるであろう（仮説2-1）。さらに投資家数が増加することにより、取引回数が増加し、結果として出来高が増加する可能性がある（仮説2-2）。

- 仮説3：くくり直し実施により流動性が向上する。

投資単位引き下げにより、投資家の厚みが増加し、さらに1件当たりの取引の規模が小さくなれば、出来高の価格への影響は小さくなるはずである（仮説3）。これは流動性の向上という効果とみなすことができる。

以上、くくり直しによる投資単位引き下げによる影響について3タイプ、5つの仮説を以降では検証する。

3 実証分析

3.1 分析データ

分析対象は東証上場銘柄のうち1991年5月から2008年2月までの期間で、くくり直しを実施したとして東証ホームページで公表されている653社を原標本とした。それぞれの仮説検証で追加的に

用いるデータの取得状況により分析で用いた標本数は異なっている。

3.2 くくり直しによる投資家の増加

初めにくくり直し前後における個人投資家の動向について検証することにしよう。先に述べた653社のうち、くくり直し前後での個人株主数および個人株主の持ち株比率のデータを取得できた545社を対象に、株主数の変化をまとめたものが表1である。個人株主数、個人株主の持ち株比率は東証要覧、日経財務データなどから取得した¹¹。表では大崎・平松[8]にならい個人株主数の増加率とくくり直しの比率により分割して表記している。また、表中の数値については上段から標本数、平均値、中央値となっている。

くくり直しの割合は先行研究と同じく単元数を1,000株から100株とするもの（1/10）が最も多く、493社と全体の80%に達している。個人株主数の増加率は全体で平均値110%、中央値67%ほどであり、投資単位の変更が個人株主増加に貢献していることが分かる。くくり直しの大きさと増減率をみると、くくり直しの大きさが1/10、1/5、1/2の順に平均値（中央値）がそれぞれ122.5%（74.5%）、74.0%（69.6%）、23.2%（13.9%）であり、増加率はくくり直しの大きさが大きいほど高くなる傾向が観察されている。

一方、少数ではあるが、個人株主数が減少したケースも存在する。最後にくくり直し前後で平均値、中央値に差がないことを帰無仮説として検定を行ったが、そのどちらにおいても前後で有意な差が生じている、という結果を得ている。本稿の結果は大崎・平松[8]と同様であり、追加データ

表1：くくり直し実施会社における個人株主数増加傾向

くくり直し 比率	200%以上	150%以上 200%未満	100%以上 150%未満	50%以上 100%未満	0%以上 50%未満	減少	総計
1/50					1 25.9% 25.9%		1 25.9% 25.9%
1/10	62 465.9% 327.9%	29 171.4% 165.6%	66 121.9% 120.1%	137 72.7% 74.5%	133 29.0% 29.9%	24 -19.6% -9.2%	451 122.5% 74.5%
1/5	3 262.6% 245.4%	3 175.8% 174.0%	4 115.7% 113.9%	19 77.1% 79.1%	17 24.5% 28.7%	3 -12.1% -10.2%	49 74.0% 69.6%
1/2	1 205.3% 205.3%		1 127.6% 127.6%	6 70.2% 67.3%	26 16.3% 14.7%	10 -15.5% -9.0%	44 23.2% 13.9%
総計	66 452.7% 308.9%	32 171.8% 169.1%	71 121.7% 120.1%	162 73.2% 74.9%	177 26.7% 28.1%	37 -17.9% -9.3%	545 110.0% (0.000) 66.8% (0.000)

※(1)表中の各数値は上段から順に標本数、平均値、中央値

※(2)総計にあるかっこ内の数値はt検定およびWilcoxon signed rank検定によるp値

11 くくり直し実施前後の各数値は財務諸表ベースであるため、くくり直し実施日からの日数は各標本で異なる。こうした影響については考察していない。

によりこれを支持できたことを示している。

個人株主数は増加しているが、個人株主の割合はどうだろうか。表2は個人株主割合の増分について調べたものである。

大崎・平松[8]では、くくり直し実施による個人の持ち株比率の増減はほぼ同数(増加54.2%、減少45.8%、標本数284社)という結果であったが、本稿の標本においても増加56.1%、減少43.9%とほぼ同数となり、これを支持している。また、全体の平均は0.1%(中央値0.4%)、-5%から+5%の範囲に収まる標本が全体の80%を超えており、個人の持ち株比率はくくり直しに前後ではほとんど変化していない、と結論付けてよいだろう。表1と同様、くくり直し前後で平均値、中央値に差がないことを帰無仮説として検定を行ったが、そのどちらにおいても1%の有意水準で帰無仮説を棄却することはできなかった。

以上の観察から、くくり直しの実施により個人株主は増加するが、個人株主の持ち株比率増加という結果は得られなかった。この点では個人株主に安定株主を期待するというコーポレート・ガバナンスへの影響は限定的といえる。

表2：くくり直し実施会社における個人株主持ち株比率増加の傾向

くくり直し 比率	10%以上	5%以上 10%未満	0%以上 5%未満	-5%以上 0%未満	-10%以上 -5%未満	-10%以下	総計
1/50				1 -0.6% -0.6%			1 -0.6% -0.6%
1/10	14 14.4% 12.6%	34 6.3% 5.9%	220 1.8% 1.5%	146 -1.7% -1.4%	28 -7.2% -7.1%	9 -14.4% -12.9%	451 0.5% 0.6%
1/5		3 7.0% 6.9%	17 2.0% 2.2%	18 -1.9% -1.9%	5 -6.3% -5.4%	6 -17.0% -16.9%	49 -2.3% -1.0%
1/2			18 1.4% 1.1%	21 -2.1% -2.0%	4 -5.7% -5.6%	1 -10.8% -10.8%	44 -1.2% -0.8%
総計	14 14.4% 12.6%	37 6.4% 6.1%	255 1.8% 1.4%	186 -1.8% -1.5%	37 -6.9% -6.6%	16 -15.1% -13.5%	545 0.1% (0.528) 0.4% (0.037)

※(1)表中の各数値は上段から順に標本数、平均値、中央値

※(2)総計にあるかっこ内の数値はt検定およびWilcoxon signed rank検定によるp値

3.3 くくり直し実施による取引の増加

くくり直しによる最低購入額が減少したことにより投資家が増加したことは明らかであるが、くくり直しにより取引は活発になったのであろうか。出来高は取引の活発さを測る1つの目安であろう。仮説2の検証として、多くの先行研究が採用しているように、検証期間において全営業日に取引があり、データが完全にそろっている標本を用いる。毎日取引のあった銘柄は元々流動性の高い銘柄であることが考えられ、もしそうであれば、先行研究のいくつかで指摘されたように、くくり直し前後で出来高や流動性に変化が現れないことは自明であった可能性がある。そこで本稿では、

これらの標本と共に、取引の成立しない営業日を含む標本も検証の対象とした。

本稿では、全標本中、くくり直し実施前250営業日から実施後50営業日まで毎日取引があった249銘柄をグループH（High liquidity）、これ以外でくくり直し前250営業日中、取引があった営業日が100日以上で、かつ、株価や出来高データの取得ができた222銘柄をグループL（Low liquidity）として分析を試みた。

まず、くくり直しの実施により取引が成立しなかった日がどれだけ減少しているかをみることにしよう。表3は流動性が低いとみなされるグループLについて、くくり直し後50営業日における取引不成立の日数を数え、くくり直し前から減少したかをみたものである。表から、くくり直し実施後には取引不成立の営業日が減少していることが分かる。この傾向はくくり直し前に不成立の日数を数えた営業日数（250日間か50日間か）の違い、くくり直し前における取引不成立の日数の多少に関わらず、まんべんなく減少している。取引が成立した／しない、という視点に立てば、投資単位の引き下げによって小口での取引が可能になったため、投資家にとって使い勝手の良い環境が提供されつつあることが伺える。

表3：くくり直し前後における取引不成立日数の比較

くくり直し前250営業日		くくり直し後に取引不成立の日数が減少した銘柄数	
取引不成立の日数	銘柄数	250営業日と比較	50営業日と比較
1	27	27	27
2～5	33	30	31
6～10	28	27	27
11～20	35	31	29
21～30	20	19	18
31～40	15	13	11
41～50	14	12	14
51～75	25	21	21
76～100	12	9	6
101～125	8	7	8
126～150	5	4	4
合計	222	200	196

※(1) くくり直し前250日営業日において100日以上取引が成立した銘柄群(グループL、標本数222)に基づく。

※(2) 250日営業日との比較では取引不成立日数÷5の数値と比較。

くくり直しの実施により、取引が不成立となる営業日は減少し、売買の機会自体は増加しているように思われるが、出来高自体の増加はみられるのだろうか。表4はくくり直し実施前後の期間中で出来高が増加した銘柄数と標本数に対する割合を数え上げたものである。くくり直し前の期間には250営業日および50営業日を用い、比較する指標としては期間中の平均値および中央値を用いた。

流動性の高いグループHでは、指標や期間の違いで区分された4つのケースにおいて、くくり直し前後で出来高が増えた割合が48.2%から58.6%と、くくり直し前後では増加と減少がほぼ半数と

表4：くくり直し前後の出来高に関する指標の比較

	くくり直し前の期間	平均値で超えた銘柄数	中央値で超えた銘柄数
グループH n=249	250営業日	125 50.2%	146 58.6%
	50営業日	120 48.2%	124 49.8%
グループL n=222	250営業日	67 30.2%	87 39.2%
	50営業日	41 18.5%	83 37.4%

※くくり直し前後の301営業日において毎日取引のあった銘柄群(グループH)およびくくり直し前250日営業日において100日以上取引が成立した銘柄群(グループL)に基づく。

なり、くくり直しにより出来高が必ずしも増加したとはいえない傾向が観察される。一方、流動性の低いグループLでは、4つのケースすべてにおいて40%を切る水準にあり、特にくくり直し前50営業日の平均と比較したケースでは、実施前よりも増加した標本の割合は18.5%にとどまり、全体として出来高が減少していることが伺える。

くくり直しによる出来高の変化を別の指標を用いて検討しよう。各銘柄でくくり直し実施日は異なるため、日々の出来高はその日の市場全体の影響を受け、上下している可能性がある。そこで、各銘柄の出来高 ν_i をそれぞれの営業日に対応した東証全体の出来高 ν_m で除し、この出来高比を分析対象とした。また、出来高は銘柄毎に水準が異なるため、くくり直し前250日間および50日間に對する各銘柄の出来高比の平均 \bar{V}_i を取り、これを用いて基準化したくくり直し後営業日における出来高比の大きさ VR_i を観察した。

$$VR_{i,t} = \frac{\nu_{i,t}/\nu_{m,t}}{\bar{V}_i} \quad t=0, +1, +2, \dots, +50 \quad (2)$$

ここで、

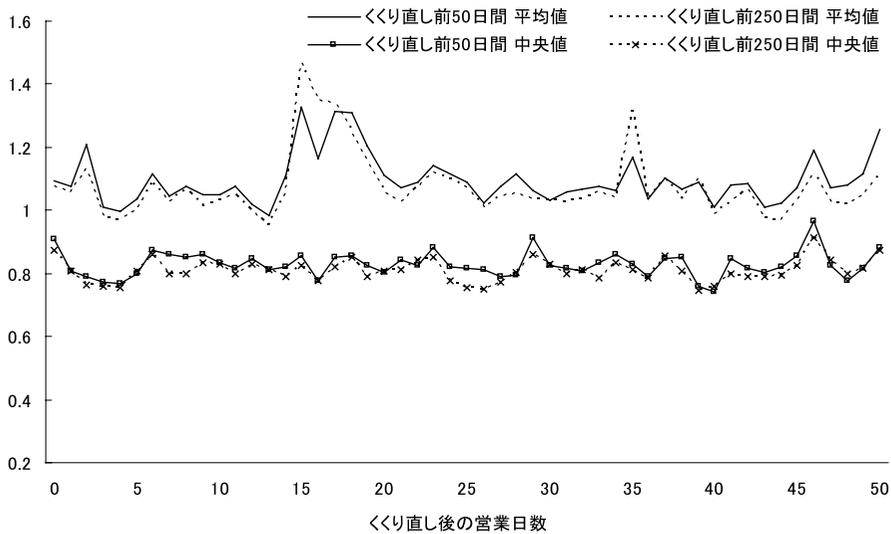
$$\bar{V}_i = \frac{1}{T} \sum_{j=-T}^{-1} (\nu_{i,j}/\nu_{m,j}) \quad T=250 \text{ または } 50 \quad (3)$$

である。したがって式(2)における VR_i が1を超えている銘柄は、くくり直し前よりも出来高が増えていることを示している。図2のパネルAは流動性が元々高いとみなされるグループHについて営業日毎の平均値・中央値をプロットしたもの、パネルBは出来高比の分布をヒストグラムにより示したものである。

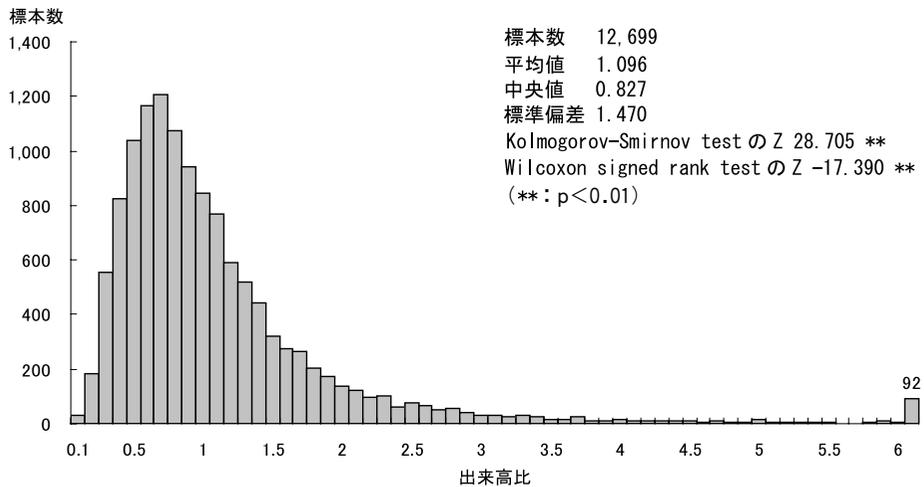
図2のパネルAからは、平均値ではほとんどの営業日で1を超えており、出来高が増加していることが期待できる。しかし、中央値では常に1を下回り、0.8付近を推移していることから、出来高比の平均が1を超えているのは少数の標本の影響であり、過半数の銘柄で出来高比が1を下回っていることが分かる。これはパネルBのグラフが右に長い裾を引いている形状からも確認すること

くくり直しによる投資単位引き下げの効果（阿部）

ができる。パネルBでの12,699個の標本（営業日・銘柄）において、平均は1.096、中央値は0.827であり、1を超えているものは4,831個、1以下であったものは7,868個であった。パネルB中には分布の正規性を有するかどうかと、中央値が1であることを帰無仮説とした検定の結果を載せている。これらの検定統計量は分布が正規分布ではないことと、中央値が1とは異なることを示している。これらの結果から、流動性の比較的高い銘柄群について、くくり直しの実施により出来高が相対的に増加したとは結論付けることは困難だといえよう。



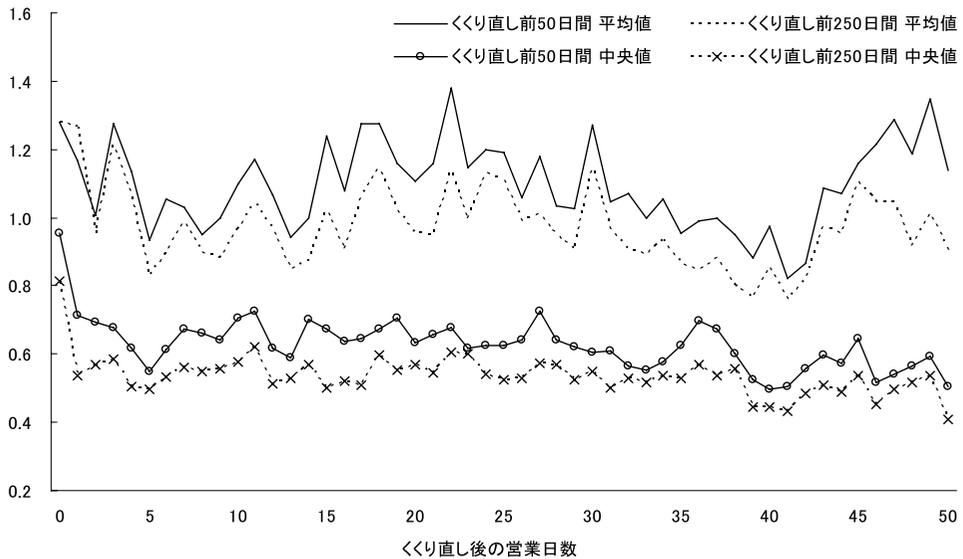
〈パネルA：平均値・中央値の推移〉



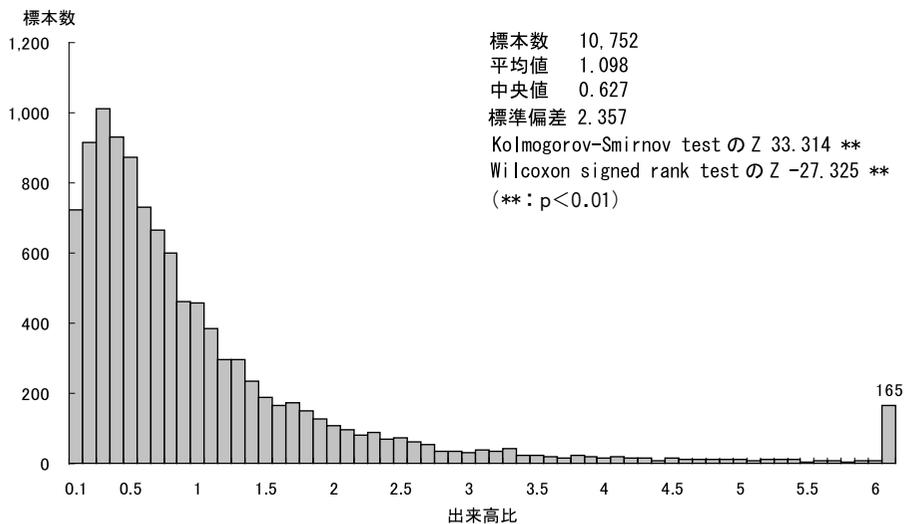
〈パネルB：出来高比の分布〉

図2：くくり直し実施後の出来高比推移（グループH、n=249）

それでは、比較的流動性が低いとみなされるグループLについてはどうだろうか。表4の結果から、グループLについてはくり直し後、取引成立日が増加していることから出来高の面でも変化が期待できる。図3のパネルA、パネルBは図2と同様の分析をグループLに対して行った結果である。平均値は0.8から1.2辺りの水準を推移しており、目だって出来高が増加した様子は観察されない。中央値はグループHの場合と同じく、常に1を下回る水準を推移しており、その水準はグループHの場合よりも低い。



〈パネルA：平均値・中央値の推移〉



〈パネルB：出来高比の分布〉

図3：くり直し実施後の出来高比推移（グループL、n=222）

パネルBからはグループHよりも分布のピークがさらに低い水準へと移っていることが分かる。10,752個の標本において平均は1.098、中央値は0.627とグループHに比べてさらに水準が低下していることが観察された。また、1を超えているものは3,383個、1以下であったものは7,369個であった。図2と同様、パネルBでは分布の形状と中央値が1と異なるかを検定しているが、グループLにおいてもグループHと同様の結果が得られている。

仮説1の検証では、個人株主の数は全般に増加したものの、その持ち株比率は増加した企業もあれば減少した企業も存在した。個人株主の厚みが出来高比に影響していたのかを分析するために、個人株主の持ち株比率が増加、減少したことで標本を分割し、出来高比に差異が生じているかを検証した。表5はその結果である。持ち株比率の変化に関するデータの制限により、標本数はグループHでは236銘柄（のべ12,036営業日・銘柄）、グループLでは189銘柄（同9,210）にそれぞれ減少している。

表5：持ち株比率増減で区分した出来高比

	個人株主持ち株比率	出来高比	Kolmogorov-Smirnov の Z	Wilcoxon signed rank の Z
グループH	増加 (n=7,293)	1.0846 0.8213	21.765 (0.000)	-14.297 (0.000)
	減少 (n=4,743)	1.1098 0.8389	18.080 (0.000)	-9.735 (0.000)
	合計 (n=12,036)	1.0945 0.8273		
グループL	増加 (n=4,341)	1.2326 0.6553	23.277 (0.000)	-15.467 (0.000)
	減少 (n=4,869)	0.9663 0.5779	17.694 (0.000)	-22.869 (0.000)
	合計 (n=9,210)	1.0918 0.6161		

※(1)出来高比にある数値の上段は平均値、下段は中央値である。

※(2)各検定統計量の下段のかっこ内の数値はp値である。

グループH、Lを持ち株比率の増減で分割した4つのサブサンプルの出来高比をみると、平均値においてはグループLの減少した群では1を下回っている。他の3群においても中央値は1を下回っており、出来高比が大きく変化している傾向は観察されない。分布の形状を検定した後、中央値が1であることを帰無仮説として検定したが、すべてのサブサンプルで棄却され、出来高がくくり直し後に減少していることを裏付けている。

これらの分析結果から、くくり直し実施により、取引不成立の日数が減少するとした仮説2-1は肯定されることが分かった。最低売買単位が低くなり、同時に株主数が増加したことで、取引回数自体は増加していることが想像される。しかしながら、くくり直し実施により出来高が増加するとした仮説2-2に対してはグループH、Lの両方で否定される結果を得た。また、この傾向は個人株主の持ち株比率の増減をコントロールしても変化しないことを確認した。

3.4 くくり直しによる流動性向上に関する分析

流動性の向上は市場関係者にとっての関心事の1つであり、投資単位引き下げにおいては当事者である企業側にもこの効果を期待していることが先のアンケート結果にも表れている。流動性の評価方法には複数の手法が提案されているが、本稿では大村・宇野 [4] による修正 Kyle モデルを用いる。Kyle [3] は株式の売買高に関する感応性 λ を、株価 P で売買高 Q を次式により回帰したときの係数としている。

$$P_t = P_{t-1} + \hat{\lambda} Q_t + e_t \quad (4)$$

ここで添字の t は時間を、 e_t は攪乱項である。 $\hat{\lambda}$ の値が小さいほど、同じ売買高を小さな価格変化で吸収する、という意味でこれをマーケット・インパクトが小さいと表現、すなわち、流動性が高いとみなす。実証においては価格をそのまま用いるのは問題があるので、各銘柄の日次収益率の絶対値に対して対数をとった出来高を回帰させた以下の式を考える。

$$|r_t| = \hat{\lambda} \ln Q_t + e_t \quad (5)$$

ここで、 r_t は各銘柄の日次収益率、 $\hat{\lambda}$ はパラメータである。これが修正 Kyle モデルである¹²。また、(5)式では出来高のマーケット・インパクトに対する影響を検証するため、収益率には絶対値を用いることとする。(5)式においても、 $\hat{\lambda}$ が増加すると収益率変化に対する出来高の影響が強くなることを意味するので、流動性は低くなると考えられる。仮説3ではくくり直しにより流動性が向上することが仮定されているので、 $\hat{\lambda}$ の大きさはくくり直しにより小さくなることが期待される。

くくり直し前250営業日および50営業日において上式を用いて推計した結果と、くくり直し後に推計した結果を比較したものが以下の表6である。表のパネルAは流動性が高いとみられるグループH、パネルBは流動性が低いとみられるグループLについて分析したものである。また、個人株主の持ち株比率の増減によりサブサンプルに分割した場合の検証も行っている。

表には平均、中央値の他、分布の形状に関する検定結果とくくり直し前後における $\hat{\lambda}$ に差があるかを帰無仮説として検定した結果を載せている。

パネルAから、平均値、中央値のいずれにおいてもくくり直し後の $\hat{\lambda}$ はくくり直し前に比べて増加、すなわち流動性が悪化していることが分かる。特にくくり直し前50営業日の $\hat{\lambda}$ と比べてパラメトリック、ノンパラメトリックの両手法で有意な差が生じている。この傾向は個人株主の持ち株比率の増減でコントロールした後も変化がないが、くくり直し前250営業日とは個人株主の持ち株比率が減少したサンプル以外で有意な差とはならず、 $\hat{\lambda}$ を推計する期間により検定結果が左右される傾向を示している。

12 対数線形モデルを用いることによる是非については、大村・宇野[4]において売買高が大きくなるにつれインパクトが逓減する傾向があることがデータを用いた検証で示されていることから、問題ないと判断した。

表6：修正Kyleモデルによる流動性の変化
〈パネルA：グループH（n=249）〉

λ'	くくり直し前250営業日		くくり直し前50営業日		くくり直し後	
	平均値	1.413	1.427 1.321	1.355	1.328 1.341	1.453
中央値	1.306	1.339 1.221	1.301	1.255 1.308	1.384	1.349 1.423
標準偏差	0.482	0.491 0.405	0.475	0.467 0.447	0.535	0.537 0.539
Kolmogorov-Smirnov のZ	1.517 (0.020)	1.197 (0.114) 1.130 (0.156)	1.135 (0.152)	0.854 (0.459) 0.861 (0.449)	1.046 (0.224)	1.120 (0.163) 0.972 (0.301)
t	-1.336 (0.183)	0.022 (0.983) -3.496 (0.001)	-3.551 (0.000)	-2.895 (0.004) -3.129 (0.002)		
Wilcoxon signed rank のZ	-0.857 (0.392)	-0.459 (0.646) -2.952 (0.003)	-3.352 (0.001)	-2.733 (0.006) -2.749 (0.006)		

※(1) くくり直し前後の301営業日において毎日取引のあった銘柄群(グループH、標本数249)に基づく。

※(2) 3、5、7列目の数値は上段が個人株持ち株比率増加した銘柄群(標本数143)、下段が減少した銘柄群(標本数93)に基づく。

※(3) 平均値、中央値、標準偏差については原数値を1,000倍して表記している。

※(4) 各統計量はくくり直し前後での代表値が異なることを帰無仮説として検定した結果である。統計量の下のかっこ内の数値はp値である。

〈パネルB：グループL（n=222）〉

λ'	くくり直し前250営業日		くくり直し前50営業日		くくり直し後	
	平均値	2.219	2.220 2.169	2.059	1.975 2.056	2.134
中央値	2.019	2.017 1.987	1.835	1.721 1.856	2.016	1.777 1.931
標準偏差	0.819	0.861 0.738	0.908	0.909 0.891	0.889	0.825 0.796
Kolmogorov-Smirnov のZ	1.494 (0.023)	1.104 (0.175) 1.293 (0.071)	1.602 (0.012)	1.443 (0.031) 1.186 (0.120)	1.244 (0.091)	1.066 (0.206) 0.731 (0.660)
t	1.498 (0.135)	2.991 (0.004) 1.389 (0.168)	-1.315 (0.190)	-0.066 (0.947) -0.030 (0.976)		
Wilcoxon signed rank のZ	-3.308 (0.001)	-3.901 (0.000) -2.407 (0.016)	-0.703 (0.482)	-0.043 (0.966) -0.602 (0.547)		

※(1) くくり直し前250営業日中、100日以上取引のあった銘柄群(グループL、標本数222)に基づく。

※(2) 3、5、7列目の数値は上段が個人株持ち株比率増加した銘柄群(標本数89)、下段が減少した銘柄群(標本数100)に基づく。

※(3) 平均値、中央値、標準偏差については原数値を1,000倍して表記している。

※(4) 各統計量はくくり直し前後での代表値が異なることを帰無仮説として検定した結果である。統計量の下のかっこ内の数値はp値である。

パネルBからはくり直し後の λ はくり直し前50営業日と250営業日での λ との中間の水準を推移していることが分かる。検定の結果も一部で有意な差を示しているが、全体的に λ の水準が変化したと結論付けることは難しいだろう。

本稿でデータを取得したくり直し後50営業日は年末年始、祝日を除けば10週にあたり、外島・高屋[9]で分析対象とされた短期（前後20日）から中期（前後100日）の期間に重なると考えられる。本稿で得られた結果は、外島・高屋[9]での結論を多数の高流動性のサンプル、及び流動性の低いサンプルにおいても支持する内容と考えてよいであろう。

4 結 語

本稿では投資単位引き下げによる取引の変化を、単元株のくり直しという事象に限定して分析を行った。くり直しに限定したのは株式分割と異なり、企業のファンダメンタルから切り離して、純粋に投資単位引き下げによる影響を分析できるという利点があるからである。また、投資単位引き下げを要請する証券業協会、証券取引所に対し、企業側からは発行・管理コストの負担を企業に強いる形になることについて、少なからず意見が存在していた¹³。本稿では投資単位を欧米のそれと同様に統一することに対して異を唱えるつもりはないが、投資単位の引き下げに伴う効果を明らかにすることで、2012年以降を目標とする100株への統一の過程では、投資単位引き下げに伴うコストの配賦を企業と取引所との間で議論するべきであると考えている。

本稿では1991年5月から2008年2月にくり直しを実施した653社から分析に要するデータが取得できた最大545社を対象にその効果を検証した。株主構造の変化、出来高の変化、流動性の変化に対して5つの仮説を設定し検証を試みた。検証の結果、くり直し実施による投資単位引き下げを通じて、個人株主は増加する（仮説1-1）が、個人株主の持ち株比率は平均して必ずしも増加しない（仮説1-2）ことが明らかとなった。このことは、投資単位の引き下げ「のみ」により個人投資家の市場への新規参入は期待できないことを意味しており、個人金融資産の証券市場への流入に関しては総合的な対策が必要であること示唆しているといえよう。また、くり直し前後で取引不成立の日数は減少し（仮説2-1）、見かけ上、取引が活性化した印象を与えるが、期間中の出来高には変化がなく、むしろ減少する傾向すら観察される（仮説2-2）、という結果となった。新規参入により実質的な投資家数が増加しなければ、小口の取り引きがしやすい環境が得られたとしても、出来高自体は増加しないということであれば、こうした結果は仮説1とも連動しているともいえよう。最後に流動性に関しても、先行研究と同様、くり直しによる流動性向上の証拠は発見できなかった（仮説3）。

13 これらの意見については、「商法改正に伴う上場制度等の見直しについて」に関する意見、2001年9月12日、(社)経済団体連合会経済法規委員会経済法規専門部会及び、前述の「投資単位の引下げ実施会社へのアンケート結果について」、平成14年11月19日、東京証券取引所、における個別回答などを参照されたい。

本稿ではいくつか残された課題が存在する。まず、分析対象に関する課題としては、標本の問題がある。本稿では東証上場に限って分析を行った。先行研究では明示的に扱ってこなかった、流動性の低いと考えられる銘柄群についても分析範囲を広げたことは本稿の貢献の1つではあるが、JASDAQ 市場のマーケットメイク銘柄など、さらに流動性が低いと考えられる銘柄における効果を分析することで、投資単位引き下げの影響を我々は理解することができるだろう。分析手法に関する課題としては、先行研究で手掛けられている長期の出来高分析がある。本稿では長期になるほど、くくり直し以外のイベント・情報による影響があると考え、くくり直し以後は50営業日以上分析期間を設定していない。投資単位引き下げにより新規投資家が参入する影響は、比較的長期に渡って計測する必要があるのかもしれない。また、推計期間の違いにより λ などの指標に変化が出ることに對する考察と、その他の流動性指標を用いた検証による比較も必要になるだろう。さらに本稿では手掛けていないボラティリティに関する分析も、投資単位引き下げの影響を理解するためには不可欠な分析であるといえるだろう¹⁴。

(あべ けいじ・本学経済学部准教授)

謝辞 本稿は高崎経済大学特別研究奨励金 (2007年度) による助成を受けて行われた研究成果の一部である。

参考文献

- [1] Amihud Y., H. Mendelson, and J. Uno, 1999, Number of Shareholders and Stock Prices: Evidence from Japan, *Journal of Finance* Vol.54, No.3, pp.1169-1184.
- [2] Kyle, A. S., 1985, Continuous auctions insider trading, *Econometrica* Vol.53, No.6, pp.1315-1335.
- [3] Merton, R. C., 1987, A Simple Model of Capital Market Equilibrium with Incomplete Information, *Journal of Finance* Vol.42, No.3, pp.483-511.
- [4] 大村敬一・宇野 淳, 1998, 「株価と売買高」, 『早稲田商学』, Vol.376, pp.31-60.
- [5] 奥山英司・星野真智子, 2002, 「株式投資単位の引き下げがボラティリティに与える影響」, 『六甲台論集』, Vol.49, No.3, pp.47-66.
- [6] 大崎貞和・平松那須加, 2002, 「株式投資単位引下げの効果」, 『資本市場クォーターリー』, Vol.5-3, Winter, pp.133-146.
- [7] 久世懐春・山本 健, 2005, 「株式分割とそれともなうアノマリーに関する実証分析」, 2005年度日本ファイナンス学会第13回大会 Proceedings.
- [8] 俊野雅司, 2004, 「株式分割実施日前後のアノマリー」, 『証券市場と行動ファイナンス』, pp.119-139.
- [9] 外島健嗣・高屋定美, 2003, 「投資単位のくくり直しの流動性効果に関する実証分析」, 『証券経済研究』, Vol.41, pp.159-172.

14 くくり直し前後で収益率の分散を比較したところ、グループH (n=249) では平均して分散はくくり直し後に増加したのに対し、グループL (n=222) では平均して分散が減少するという結果を得ている。ただし、有意に差がある標本数では一部のケースを除き、明確に増加/減少したとは言い切れない。