

株 価 と 売 買 高^{*}

大 村 敬 一
宇 野 淳^{**}

1. はじめに

株式市場が活況を呈して株価水準が高いときには売買高が比例して高くなるとか、活気がなく株価が低迷しているときには売買高が少ないとか、株価変化と売買高との間に一定の関係があるかのようにいわれる。果たして、株価変化と売買高にはいわれるような正の関係があるのだろうか。米国における多くの実証研究によれば、株価変化の絶対値と売買高の間に正の関係が存在し、さらに、その感応性は株価上昇時と下落時で異なることが報告されている。それでは、我が国において、株価変化と売買高との間にどのような関係があるのだろうか。残念ながら、本邦での体系的な実証研究はこれまでほとんど行われてこなかったもので、我々は、新たに分析作業を行うこととした。

株価変化と売買高の関係を示す概念として、「Kyle のラムダ（以下、「Kyle の λ 」あるいは単に「 λ 」という）」⁽¹⁾—株価変化の売買高に対する感応性—に相当する概念を実際のデータから推測し、その非対称性の存在について検証することにする。

* 本研究は1997年度本学特定課題研究助成を受けている。

** クイック総合研究所首席研究員。実証分析を主に担当した。

(1) Kyle [1985] 参照

Kyle の λ は、株価水準を売買高で線形回帰したときの回帰係数として示されるが、実際には、検証賞に先立ち少なくとも 2 つの問題がある。第一は、株価の絶対変化を使用することの妥当性であり、第二は、 λ が売買高について一定と仮定することに対する疑問である。そこで、本稿では、検証モデルとして対数投資収益率を対数売買高で回帰する形に修正し、この回帰係数を λ' (ラムダプライム) と呼ぶことにした。市場の流動性の測度としてこの λ' が使えるのかについても併せて検証した⁽²⁾。

検証の結果によれば、我が国における株価変化と売買高の関係について米国におけるとほぼ同様の結果が得られた。また、推定された λ' は市場の流動性を示す指標として売買高そのものよりは時価総額とよく対応している。

しかし、このような実証結果に理論的な説明を与えることにはこれまで必ずしも成功していない。株価は、いうまでもなく投資家の売買の結果として決定されるのであるから、両者の間に何らかの関係が存在するのであろうことは予想できるが、それでは、株価（あるいは株価変化）と売買高の間にどのような理論上の関係があるのかとなると明らかにされているわけではない。また、上昇時と下落時で非対称性が存在することについては、空売りの制度的制約や空売りポジションの作成コストが高いため、株価下落時には売買が成立しにくくなるからと説明されることが多いが、この点についても、決定的な説明を与えるには至っていないのが現状である。また、今回の検証では、非対称性が千円台の銘柄で顕著であり、呼値の株価水準に対する相対的な大きさが、非対照的な株価形成の原因であることを示唆する結果が得られており、呼値の設定の仕方は、投資家行動や流動性に大きな影響を与える要因であることが示される。

本稿における検証には次の特徴がある。第一は、特に局面での非対称性に注目し、クロスセクションと時系列の両面から検討したことである。東京証券取

(2) 本実証分析の目的は Kyle モデルの現実妥当性自体を検証することではない。

引所一部上場銘柄に関する1991年から96年の6年間のデータを使って推定された λ' から、各年毎に銘柄間で非対称性の現れ方に違いがあるかどうか、また、これが時間的に継続するものかを見た。第二の特徴は、 λ' を推定する際に、株価の価格帯による刻みの相違の影響を考慮したことである。わが国における株価の呼び値の刻みは、千円前後で1円から10円に変更される。このため、この前後で売買されている銘柄は、最も細かい価格変動が可能な価格帯（900円台）と、1単位の変動がその10倍近い株価変化となる価格帯（千円台）をまたいで取引されることがしばしばある。こうした異なる設定での観測値を区分して λ' を推定することにより、呼値の違いに基づく流動性変化を他の要因による変化から分離するようにした。 λ' が流動性指標として一定の安定した特性を維持していることが、株価変化の上昇時と下落時の λ' の違いを検討する上で、重要な前提条件となるからである。第三の特徴は、非対称性について、市場制度要因としての呼値の影響、個別銘柄の属性の違い、たとえば、信用取引、株価指数採用銘柄との関係も考慮して推定し、非対称性の要因を考察した点である。

以下の構成は次のとおりである。第2節では株価変化と売買高に関する過去の実証研究と理論を簡単に紹介する。第3節では Kyle の λ の修正係数 λ' の推定方法を述べ、第4節で実証分析の結果を報告する。第5節では λ' の非対称性の検証を行う。最後に、検証結果のまとめと今後の課題についてふれる。

2. 株価変化と売買高に関する過去の研究

2.1 過去の実証研究

株価形成と売買高との関係を調査した米国における過去の実証研究では、株価形成と売買高との間に次のとおりの関係が得られている⁽⁴⁾。(図1参照)

(4) 売買に関する研究に関して Karpoff [1987] に要領よく整理されている。

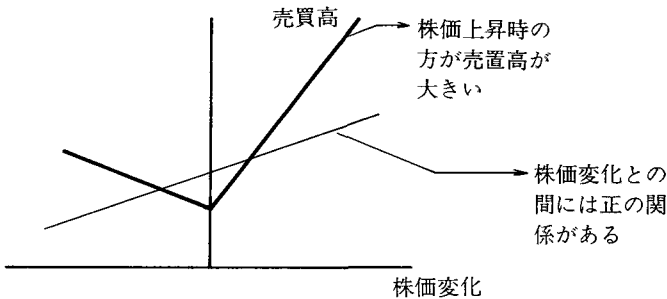


図1 株価変化と売買高の検証された関係

- ①株価変化の絶対値と売買高（あるいは、2乗値）の間に正の関係がある。
- ②株価が上昇しているときの売買高の方が株価下落のときにおける売買高よりも大きい（感応性の非対称性）。
- ③関係①と同時に、株価変化と売買高の間にも正の関係が概ね得られている。

株価と売買高との間の実証研究はこれまでに多数行われてきたが、最も初期の実証研究は Granger/Morgenstern [1963] である。彼らは、1939年から61年までの週次データを使って総合株価指数の変化とNYSEの総売買高との関係をスペクトラル分析した。その結果によれば、両者の間には関係がないことが示されていた。続いて行われたのは Goldfrey/Granger/Morgenstern [1964] である。彼らは、1952年から62年の個別銘柄の日次および週次データを使い株価変化の絶対値（2乗値）と売買高との関係を調べたが、同時に、両者の間に関係は得られなかった。しかし、同時に、Goldfrey/Granger/Morgenstern [1964] は、日次の高値と安値の差を使って分析しているが、その結果では、正の関係が検出された。このような関係は、Granger/Morgenstern [1970] の著作の中で、日次データを使って始値と終値の差の2乗を使った分析でも確認された。

その後、Ying (1966) は、S & P 500株価指数の1957年から62年の同一日次データを使って、①株価変化と売買高、②株価変化の絶対値と売買高、の2通りの仮説を検証した。それによれば、通常、株価が下落するときには売買高が

表1 株価変化と売買高との間の正相関仮説の検証

(a) 株価変化の絶対値と売買高

研 究	期 間	株式市場データ	正相関仮説
Godfrei, Granger, Morgenstern (1964)	1959-62 1651-53, 63	週次, 日次, 株式市場全体 ザラバ, 3 銘柄	棄却 棄却
Ying (1966)	1957-62	日次, 株式市場全体	支持
Crouch (1970)	1963-67	日次, 5 銘柄	支持
Crouch (1970)	1966-68	時次, 日次, 株式市場全体 時次, 日次, 3 銘柄	支持 支持
Epps/Epps (1976)	1971.1	ザラバ, 20銘柄	支持
Morgan (1976)	1962-65 1926-68	4 日, 17銘柄 月次, 44銘柄	支持 支持
Westerfield (1977)	1968-69	日次, 315銘柄	支持
Harris (1983)	1968-69	日次, 16銘柄	支持
Comiskey/Walking/Weeks (1984)	1976-79	年次, 211銘柄	支持
Harris (1984)	1981-83	ザラバ, 日次, 50銘柄	支持
Wood/McInish/Ord (1986)	1971-72 1982	分次, 946銘柄 分次, 1138銘柄	支持 支持
Harris (1986)	1976-77	日次, 479銘柄	支持
Jain/Joh (1986)	1979-83	時次, 株式市場全体	支持
Richardson/Seick/Thompson (1987)	1973-82	週次, 106銘柄	支持
Smillock/Starks (1988)	1981	ザラバ, 300銘柄	支持

(b) 株価変化と売買高

研 究	期 間	株式市場データ	正相関仮説
Granger/Morgenstern (1963)	1936-61	週次, 株式市場全体, 2 銘柄	棄却
Godfrei/Granger/Morgenstern (1964)	1959-62 1951-53, 63	週次, 日次, 株式市場全体 ザラバ, 3 銘柄	棄却 棄却
Ying (1966)	1957-62	日次, 株式市場全体	支持
Epps/Epps (1976)	1971.1	ザラバ, 20銘柄	支持
Rogalski (1978)	1968-73	月次, 10銘柄	支持
James/Edminister (1983)	1975, 77-79	日次, 500銘柄	棄却
Comiskey/Walking/Weeks (1984)	1976-79	年次, 211銘柄	支持
Harris (1984)	1981-83	ザラバ, 日次, 50銘柄	支持
Wood/McInish/Ord (1985)	1971-72 1982	分次, 946銘柄 分次, 1138銘柄	棄却 棄却
Smiriock/Starks (1985)	1981	ザラバ, 131銘柄	支持
Harris (1986)	1976-77	日次, 479銘柄	支持
Jain/Joh (1986)	1979-83	時次, 株式市場全体	支持
Richardson/Seick//Thompson (1987)	1973-82	週次, 106銘柄	支持
Hiemstra/Jones (1994)	1915-40, 1941-90	日次, 株式市場全体	支持

出所) Karpoff (1987) に加除訂正を加えた。

少なく、株価が上昇しているときには売買高が大きい、大きな売買高変化は大幅な株価上昇か株価下落のいずれかであるとなっている。すなわち、いずれについても正の関係が検出されたというのである。

以後の実証分析についても、表 1 に要約されているとおり、株価変化の絶対値と売買高との間に正の線形関係があることが支持されており、また、株価変化そのものと売買高との間の正の線形関係も概ね支持されている。

2.2 株価変化と売買高の関係をめぐる仮説

株価変化の絶対値と売買高との間に正の線形関係が成立することが検証されたものとする、この関係はどのように理論的に説明したらよいであろうか。株価変化と売買高との関係については、Goldfrey/Granger/Morgenstern [1964] の中で「この分析がはっきりと指摘する基本的問題は、経済学には投機的市場を分析するための有用な理論的フレームワークを欠いているという点であろう。……」⁽⁵⁾と述べられているとおり、株式市場は経済学で想定する市場に近いといわれながら、経済学でお馴染みの価格と需要・供給のフレームワークは、株価変化と売買高の関係を明らかにするのにそのまま適用するのは困難である。株価と売買高の関係に関する実証研究は多数あるにも拘わらず、この問題を直接取り扱った理論研究非常に少なく、おそらく、Eps [1975] が最初であろう。Eps [1975] は、その後、Eps/Eps [1976] によって拡張された。また、ほぼ同時期に、Copeland [1976] は、順次取引モデルのフレームワークの中で株価変化と売買高の関係をシミュレーションによって明らかにした。このモデルは、その後、Jennings/Starks/Fellingham [1981] によって精緻化された。以下では、Eps [1975] と Copeland [1976] を簡単に紹介するが、この問題に関しては相変わらず決定的な理論説明が与えられていないことをあらかじめ断つ

(5) Goldfrey/ Granger/Morgenstern [1964] p. 24

ておく必要があろう。

Eps [1975] では、 n 個の危険資産と 1 個の安全資産について、投資主体がそれぞれポートフォリオ選択理論に従って合理的に最適需要を決定するものとされる。各投資家は、期末株価の期待値については異なる見解を持っているが、その分散については同意しているものと仮定する。個々の主体の最適需要関数を求めたら、それから市場の需要曲線に集計して行くに際し、強気グループと弱気グループに区分する。強気グループは「良い情報 (good news)」に対して反応するが「悪い情報 (bad news)」には反応しないのに対して、弱気グループは良い情報には反応しないが悪い情報には反応する。各グループにタイプ分けされた複数の投資家たちは、また、その中でもそれぞれ異なる反応度を示すであろう。情報が入ると、各投資主体は最適需要が変化するのでリバランスを行う。供給を不変とすると、良い情報のときには強気筋はリバランスの結果として買い注文を、弱気筋は悪い情報のときには同様に売り注文を出す。各主体の売買高における貢献度は異なる。これによって、株価は良い情報のときには上昇し、悪い情報のときには下落することになる。こうして、株価変化 (絶対値) と売買高の間に正の関係が理論的に導出できる。

もうひとつは、順次取引モデルによるものである。Copeland [1976] では、非情報トレーダーは各時点毎に一人ずつ情報を得ていくことが仮定されており、これによって情報はトレーダーの間に順次広がっていく。情報を入手したときに、あるトレーダーは楽観的な材料として受け取るが、別のトレーダーは悲観的な材料として受け取る可能性がある。前者の場合は需要曲線を δ (インパクトの強さ) だけ上方にシフトさせるであろうが、後者の場合は逆に δ だけ下方にシフトさせるものとしよう。情報が到着する度に新たに市場均衡株価が成立し、このような繰り返しは情報がすべてのトレーダーに広がるまで続く。売買高は、この情報の拡散していく課程で生じ、株価変化の絶対値と売買高との間に安定した関係が得られることになる。Copeland (1976) は、このような単純

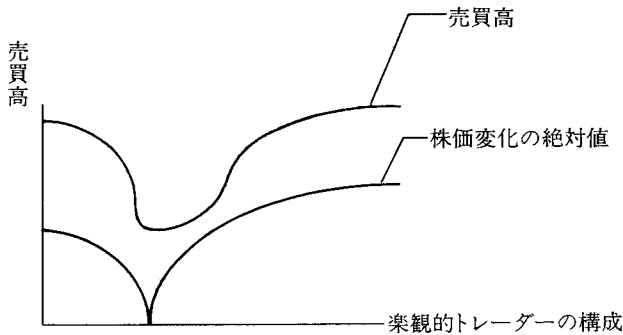


図2 楽観的トレーダーの構成と売買および株価変化

なフレームの中で、株価変化の絶対値が売買高との間には正の関係があり、株価変化も売買高もトレーダーの数と情報のインパクトに関して逓減的な増加関数であることをシミュレーションで示した。また、株価変化（絶対値）と売買高は、一般に、楽観的なトレーダーが増加しても、悲観的なトレーダーが増加しても同様に増加するが、空売りが制約されるときにはその形状が歪むことも示した。証拠金率が設けられることで空売りが制限される通常の場合には、株価が下落するときにショートポジションをとるコストの方が、株価上昇のときにロングポジションを取るコストに比べて相対的に高くなるため、株価下落局面における売買は株価上昇局面における売買に比べて相対的に低くなる。図2はこれらの関係を示している⁽⁶⁾。

3. 我が国における株価変化と売買高の関係—マーケットインパクト—の計測

すでに第3章で紹介した Kyle [1984] では、株価の売買高に関する感応性 λ は、株価 P を売買高 Q で次式により線形回帰したときの回帰係数として推定

(6) その後、Jennings/Starks/Fellingham [1981] は、投資家のバランスシートを考慮に入れてポートフォリオの合理的なバランスの結果として同様の結果を導いている。

できる。

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

λ が低いほど同一の売買高をより小さい株価変化で吸収できるのであるから、上式において λ が低いほど市場の流動性が高いといえる。あるいは、 λ が高過ぎると多少の売買高でも株価は乱高下しやすいということになる。また、機関投資家は、 λ が高い（低い）ときマーケットインパクトが小さい（大きい）と表現する。したがって、投資家にとって λ は有用な情報であるに違いない。しかし、Kyle モデルを利用する際に注意が必要である。

我々はマーケットインパクトをどのような脈絡で論じるであろうか。まず、市場全体についてもそれぞれの銘柄についても、「今日の株式市場（あるいは $\times\times$ 銘柄）は昨日に比べるとマーケットインパクトが大きい（小さい）」、あるいは同義で、「今日の株式市場（あるいは $\times\times$ 銘柄）は昨日に比べて流動性が低い（高い）」と表現する場合がある。この場合、この表現は、まさに（1）式の Kyle の λ が今日は昨日より高い（低い）ことを意味している。これは、 Q_t の売買があって、昨日の株価（例えば終値） P_{t-1} から今日の株価（終値） P_t に均衡が移ったときの、株価変化の売買高感応性が、一昨日から昨日の株価変化の売買高感応性に比べて大きいことを意味している。このような意味で λ を見る場合にはそれほど問題ではない。また、銘柄毎でマーケットインパクトあるいは流動性を論じる場合には、それぞれの銘柄ごとの λ を考えればよいのでこれも問題ではないであろう。

しかし、Kyle モデルのフレームワークが、我々の目的に適合しないことがしばしばある。なぜなら、投資家、特に大口の機関投資家が市場の流動性に関心を持つのは、彼らの売買が株価変化を生じさせ、マーケットインパクトコストを支払わされることを恐れているからである。この場合には、投資家が問題としている流動性とは、まさに、板の上に待機している指値注文が豊富にあるかどうかを指しているであろう。板の上のそれぞれの株価水準に載っている注

文が少ない場合には、大口の成行買い（売り）注文を入れると、機関投資家はすべての注文を同一の価格で執行することはできず、すべての注文を執行するためにはもっと高い（低い）株価水準まで受容しなければならない。このような主体レベルでのマーケットインパクト問題は、このフレームワークでは論じられない。Kyle モデルでは、主体の売買高自体は λ に対して中立的である。なぜなら、情報トレーダーは、売買をするに際し、市場の売買高における寄与（シェア）を維持するように自分の売買高を調整するものと仮定されているからである。したがって、情報トレーダーは、自分が売買することによって、非情報トレーダーによる売買高も含めて、結果的にどれだけの総売買高になるかを承知しているのである。

また、実際のデータを使用して推定するに際し、Kyle モデルのフォーマーをそのまま適用することには問題がある。第一は、株価変化の絶対水準を使用することによる問題である。同じ100円の変化であっても、株価水準が1,000円のとくと10,000円のとくとは異なる。10,000円のとくの方が、より少ない売買高で100円の株価変化が生じるであろう。第二に、株価変化は売買高と正の関係にあるが、必ずしも線形関係にはないといわれる点である。

第一の点については、被説明変数を株価水準（あるいは、株価変化幅）から収益率、すなわち、投資収益率に代えることで改善されるであろうが、第二の点は、株価変化が売買高に対して λ （一定）の率で比例的に変化しないとは期待できるものの、通減的な増加関数であるのか、通増的な増加関数であるのか、あるいは、そのような単調関数ではないのか、先験的に知られていないのでその解決は容易ではない。

投資家は、マーケットインパクトを避けたいという希望を持っているので、強いマーケットインパクトが予想されるときは取引を延期しようとするのであろう。したがって、観測値として得られる高水準の売買高がある日は、通常よりも高い流動性（指値注文）が市場に存在すること、ないしは、予想されるこ

とを前提に取引が行われたためと考える方が現実には適合しているように思われる。この場合、株価変化と売買高の関係は逓減的となり、対数線形モデルが妥当するような関係が考えられる。

また、投資家レベルでローカルな局面を考えるならば、(板の上で考える)ある次点で市場に供給されている流動性(指値注文の数量)が、すべての価格水準についてたとえば100単位で均一であるとしよう。そこへ大口の成行注文1,000単位を入れると、価格は10円変化しなければいけないことになる。このように考えるならば、株価変化と売買高との関係について線形モデルを仮定するということは、それぞれの株価水準に待機している注文が均一であるような板の状態を想定することに等しい。しかし、現実には、才取りの板上の各価格水準に待機している指値注文が同数であることは珍しく、直近の価格水準に近い条件の指値注文ほど多く、価格が現在の値と離れるほど薄くなるのが通常である。これが事実とすれば、価格変化は売買高の増加に対して逓増的な関係を示すことを意味している。もっとも、薄くなるのは執行される可能性が低いいため市場に注文が入っていないだけで、価格が変化するとそれに伴って潜在的な注文が市場に登場するので、すべての価格で均一とする仮定が全く不適当ともいい切れない。

したがって、マーケットインパクト関数の形をアприオリに決めることは危険である。そこで、売買高を線形(株数そのもの)とするか、対数変換するかは、データとの適合性から判断することにし、東証1部上場1,242社について(1)式を推定した。その結果、対数売買高のケース(91年について)では、決定係数が0.5台が全体の76%を占め、0.4未満は1.8%で、0.2未満はなかった。一方、売買高をそのまま使った回帰では、0.3台が38%で最も多く、0.3以上が65%だった。このように、実証結果によれば、売買高と価格変動の間には、売買高が大きくなるほどインパクトが逓減する関係があることが確認されたので、以下の分析では対数売買高を説明変数として使用する。

以上の結果、実際のデータを使用して推定するに際し、次式のとおりに、投資収益率を対数売買高で説明する形に変形して回帰係数を求めることとした。

$$r_t = \lambda' \ln Q_t + e_t' \quad (2)$$

ただし、 r は各銘柄の日次収益率、 Q は当該銘柄の日次売買高を示す。上式で推定された回帰係数を λ' (ラムダプライム) 係数と呼ぶことにする。

上式で、 λ' 係数は日次収益率の対数売買高に対する感应性を示し、 λ' が小さい (大きい) ほど売買高の変化に対する価格変化が小さ (大き) く、マーケットインパクトが小さい (大きい) といわれる。言い換えれば、 λ' が小さい (大きい) 銘柄は流動性が高いのでマーケットインパクトを与えずに執行できる (できない) ことを意味する。この λ' 係数は、各銘柄の売買高と収益率に関する時系列データが与えられれば容易に推定できる。この λ' は、すでに第 3 章で紹介した Kyle の λ と基本的には同じものであり、市場の流動性を計る指標と見なすことができる。たとえば、 λ' 係数を銘柄間で比較すれば、流動性の大小に関して有効な情報が得られるであろう。

さらに、株価上昇時と株価下落時では λ' が異なる可能性を考慮して、次の回帰式で推定する。

$$|r_{i,t}| = \lambda_{i,t} \ln Q_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

被説明変数 $|r_{i,t}|$ は i 銘柄の日次対数収益率の絶対値、説明変数 $\ln Q_{i,t}$ は i 銘柄の対数売買高である⁽⁷⁾。売買高がなければ、価格変動は生じないので、切片をゼロと仮定して推定を行う。

我が国の株式市場で λ' をデータから推定する際、考慮しなければならないマイクロストラクチャー要因は、呼値の単位が株価水準によって異なることで

(7) 売買高と価格変動の関係は、価格変動を絶対値で見する方法とプラス、マイナス記号を付けたまま推定する方法がある。Karpoff [1987] が指摘しているように、記号付きの価格変動と売買高の関係を OLS で推定するということは、原点では左右対称になっている観測値に直線を当てはめることになり、本稿が検討を加えようとしているプラス領域とマイナス領域での λ の違いを測定する目的にはそぐわないものである。

ある。その中でも、1,000円未満と以上で呼値が1円単位から10円刻みに変更される影響は、その価格帯にある銘柄数が多いこともあって推定結果に無視できないバイアスを持ち込むものである。そこで、各銘柄について時系列データを同じ呼値の範囲毎に分けて回帰モデルの推定を行うことにした。これにより、株価が1,000円前後を推定している銘柄は、推定に用いる観測値数が2分されるため、十分な観測値が得られない場合も出てくる。推定にあたっては、取引の少ない銘柄の影響を除くため、年間の取引日数が100日以上あること、日次収益率でみた上昇回数と下落回数が一方に片寄ったものを除くため、上昇日数、または下落日数とも50日以上あることを前提条件とした。

4. λ' の特性

第3節での予備的検討を踏まえて、以下では、(2)式に基づき、東証一部上場銘柄の λ' を1年ごとに推定する。推定期間は91年から96年の6年間である。各年について3通りの計測をおこなった。まず、全銘柄を対象に株価水準にかかわらず、1年間の観測値をすべて利用して λ' を計測した(表2(a)参照)。次に、株価水準が千円未満の銘柄の観測値と千円以上1万円未満の銘柄の観測値に分けて、 λ' を計測した(表2(b), (c)参照)。そのうえで、各年ごとに λ' のクロスセクション特性を検討するため、全体を時価総額と売買高により5分位ポートフォリオを構成して分析した。 λ' が銘柄の流動性を示す指標として、日常よく使われている他の流動性指標と整合的であることが見出されるはずである。

表2—(a)によれば、 λ' の平均値は年ごとに0.122から0.175の間を変動しており、流動性のレベルに年ごとの違いがあることが確認される(λ' の推計値は100倍して表示している)。各ポートフォリオの λ' には、大型株(グループ1)ほど λ' が小さく、小型株になるほど λ' が大きくなるという明瞭な関係が観測される。これは91年から96年のどの年についても成立している。大型株

表 2 時価総額グループ別 λ'

(a) 全銘柄

	1991年	1992年	1993年	1994年	1995年	1996年
全 体	0.156	0.175	0.146	0.123	0.151	0.122
1 (大型)	0.118	0.141	0.113	0.092	0.115	0.086
2	0.138	0.160	0.130	0.107	0.135	0.104
3 (中型)	0.155	0.172	0.142	0.119	0.147	0.122
4	0.172	0.191	0.159	0.136	0.167	0.133
5 (小型)	0.195	0.210	0.184	0.159	0.189	0.164
銘柄数	1,168	1,153	1,188	1,191	1,195	1,227

注： λ' は100倍して表示している（以下、同様）

(b) 株価千円未満

	1991年	1992年	1993年	1994年	1995年	1996年
平 均	0.158	0.180	0.149	0.125	0.155	0.126
1	0.118	0.142	0.115	0.092	0.119	0.085
2	0.141	0.162	0.129	0.108	0.136	0.108
3	0.158	0.182	0.146	0.123	0.155	0.127
4	0.175	0.199	0.166	0.137	0.168	0.139
5	0.197	0.215	0.189	0.163	0.194	0.172
銘柄数	600	844	791	778	902	814

(c) 株価千円以上 1 万円未満

	1991年	1992年	1993年	1994年	1995年	1996年
平 均	0.155	0.161	0.138	0.119	0.139	0.113
1	0.114	0.140	0.109	0.088	0.105	0.084
2	0.138	0.155	0.127	0.107	0.123	0.096
3	0.152	0.165	0.133	0.113	0.139	0.114
4	0.170	0.162	0.146	0.129	0.148	0.126
5	0.198	0.184	0.174	0.156	0.178	0.146
銘柄数	602	345	437	426	309	429

(d) (b) の平均値と (c) の平均値が異なるという有意性検定

	1991年	1992年	1993年	1994年	1995年	1996年
P 値	0.2007	0.0001	0.0001	0.0027	0.0001	0.0001

の λ' は、96年の0.086が最小で、92年の0.141が最大だった。一方、小型株（グループ5）の λ' の最大、最小は0.159（94年）と0.210（92年）である。すべてのポートフォリオが92年に流動性が最低だったのに対して、最高の年は96年と94年に分かれている。ただ、大型株と小型株の λ' の差は約0.07で安定している。

次に、表2—(b) および (c) の結果から、株価の呼値が千円を境に変わる日本独特のマイクロストラクチャー要因の影響について確認しておこう。株価水準別の λ' は、どの年についても、 λ の平均値は千円未満の方が λ' が少し大きいという結果である。91年の差は平均で0.003（＝0.158－0.155）と有意な差があるといえないが、92年では0.019（＝0.180－0.161）と96年では0.013（＝0.126－0.113）の差がある。2つのグループの平均が等しいという帰無仮説は、これらの年について十分な有意性をもって棄却される。

一方、 λ' を売買高基準で5分類したポートフォリオ（表3参照）で見ると、売買高が大きいものほど λ' が小さいという関係がみられるものの、2つの点で、時価総額ベースとの違いがある。まず、 λ' の最大となるグループは91年～92年ではグループ4で、グループ5の λ' はかならずしも最大ではない。また、各年の最大と最小の λ' の差も、時価総額ベースでグループ化した表2より小さくなっており、両者の関係は時価総額のときほど安定していない。これは、時価総額が小さい銘柄の取引量が拡大した場合、マーケットインパクトが大きくなる傾向があるためと推察される。「売買高」とマーケットインパクトの関係は、売買高の時間的な変動が激しい影響を受けており、とりわけ、中小型株では、取引対象になっているときとそれ以外のときとで差が大きいの注

表 3 売買高グループ別 λ

(a) 全銘柄

	1991年	1992年	1993年	1994年	1995年	1996年
全 体	0.158	0.175	0.146	0.123	0.151	0.122
1 (大型)	0.126	0.149	0.113	0.094	0.123	0.097
2	0.144	0.171	0.131	0.110	0.141	0.113
3 (中型)	0.162	0.177	0.149	0.123	0.153	0.120
4	0.174	0.191	0.161	0.137	0.164	0.130
5 (小型)	0.172	0.186	0.173	0.149	0.173	0.148
銘柄数	1,168	1,153	1,188	1,191	1,195	1,227

意しなければならない。

その点、「時価総額」は比較的安定した指標であることが裏付けられた。サイズの大きい銘柄は株主（投資家）の数も多いので、様々な理由で取引が継続的に行われることから取引しやすいと考えられる。時価総額と売買高は相関が高いことから、両指標とも銘柄の流動性を計る指標として用いられることが多いが、 λ' との関係を見ると、銘柄間の流動性の差は、時価総額の違いの方により表されているといえそうだ。

5. λ' の非対称性の検証

株価変化と売買高の関係に関する米国における多数の実証研究では、株価が上昇する（株価変化がプラス）ときか株価が下落する（株価変化がマイナス）ときかによって非対照的であることが指摘されている。そこで、まず、予備的分析として分析対象銘柄について、売買高を日次収益率がプラスの日とマイナスの日に分けて集計してみると、上昇日と下落日とで売買高が大幅に異なることがわかった。

また、表 4 で示されるとおり、1 年間の株価上昇日数と下落日数は 92 年以外の 5 年間は下落日数が上昇日数を上回っている。ところが、売買高を上昇日と

株価上昇と下落（日数と平均出来高）

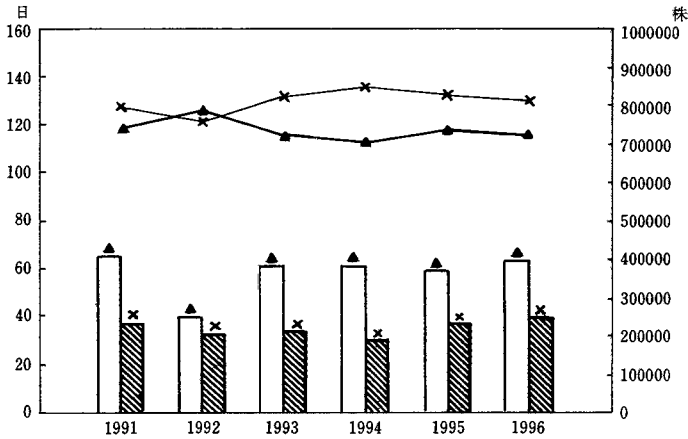


図3 株価上昇と下落（日数と平均出来高）

表4 株価上昇・下落日数と売買高

1991	銘柄数	上昇日数	下降日数	上昇時出来高	下降時出来高	平均出来高
全 体	1195	118.7	126.8	407,958.5	229,387.0	311,429.2
1 (大型)	239	117.7	129.0	408,152.5	228,416.6	310,598.0
2	239	118.3	127.6	556,913.5	324,388.8	433,771.9
3	239	120.3	125.3	507,168.6	294,417.1	393,989.0
4	239	118.7	125.7	253,642.6	137,375.0	188,665.6
5 (小型)	239	118.6	126.2	313,915.3	162,337.4	230,121.4
1992	銘柄数	上昇日数	下降日数	上昇時出来高	下降時出来高	平均出来高
全 体	1181	125.7	122.0	246,644.2	205,408.2	223,711.5
1 (大型)	236	125.3	122.0	256,330.4	223,681.1	237,479.3
2	236	123.5	123.9	331,438.7	273,283.0	299,230.5
3	236	126.1	121.8	273,196.8	228,527.6	248,871.0
4	236	125.6	122.3	184,290.8	140,288.3	159,770.6
5 (小型)	237	128.0	120.0	188,212.1	161,447.0	173,419.1

1993	銘柄数	上昇日数	下落日数	上昇時出来高	下落時出来高	平均出来高
全 体	1198	115.3	131.4	380,335.7	210,815.7	286,914.9
1 (大型)	240	116.1	130.0	313,460.2	184,456.2	241,993.7
2	240	115.4	131.6	489,762.8	281,117.0	376,809.4
3	240	114.9	132.1	427,874.4	232,798.4	322,021.1
4	240	113.6	133.2	317,404.0	155,686.1	225,587.4
5 (小型)	238	116.4	130.3	352,948.7	199,930.0	268,005.4
1994	銘柄数	上昇日数	下落日数	上昇時出来高	下落時出来高	平均出来高
全 体	1204	112.2	135.4	380,284.7	190,594.7	271,981.1
1 (大型)	241	113.6	133.2	301,283.8	167,471.3	225,794.0
2	241	111.4	135.8	497,257.2	238,980.4	350,606.1
3	241	111.1	136.9	519,082.3	244,173.6	362,273.3
4	241	112.2	135.5	311,862.5	154,310.7	220,382.8
5 (小型)	240	112.5	135.5	271,486.2	147,860.3	200,553.0
1995	銘柄数	上昇日数	下落日数	上昇時出来高	下落時出来高	平均出来高
全 体	1205	117.5	132.0	371,965.5	231,485.7	294,826.7
1 (大型)	241	116.8	132.8	369,428.7	251,902.3	304,215.0
2	241	118.5	131.5	421,678.2	266,190.7	337,042.7
3	241	119.1	130.9	441,785.5	268,453.4	349,103.9
4	241	117.1	131.7	324,589.3	182,766.0	245,293.0
5 (小型)	241	115.9	133.2	302,345.5	188,115.9	238,478.8
1996	銘柄数	上昇日数	下落日数	上昇時出来高	下落時出来高	平均出来高
全 体	1239	115.9	130.0	395,355.1	248,572.7	312,817.5
1 (大型)	248	117.9	128.5	311,120.6	210,521.4	253,845.0
2	248	116.9	129.5	503,022.4	296,204.5	387,309.4
3	248	116.7	130.2	485,030.6	294,482.9	378,015.4
4	248	115.5	130.3	361,444.2	31,270.9	288,033.5
5 (小型)	247	112.7	131.2	315,837.0	210,229.1	256,657.9

下落日で見ると、どのグループについても、上昇日の平均売買高は下落日の平均売買高を上回っており、1.6～2 倍の開きである。(92年では1.2倍) このことは、株価変化と売買高の関係、すなわち、 λ' の大きさが株価変化の向きによって異なる可能性を示唆している。

5.1 λ' の非対称性の推定方法

このような株価変化と売買高の関係は、株価上昇時と下落時に分けて次式のとおりに表される⁽⁸⁾。

$$r_1 = \lambda'_1 Q_1 + e_1 \quad (4)$$

$$r_2 = \lambda'_2 Q_2 + e_2 \quad (5)$$

ここで、 r_1 は株価上昇時の日次収益率の絶対値、 Q_1 は r_1 に対応する日次売買高であり、 r_2 と Q_2 は株価下落時における日次収益率と日次売買高である。 e_1 と e_2 は攪乱項を表す。(4) 式と (5) 式は、

$$r_1 = \lambda'_1 Q_1 - (\lambda'_2 - \lambda'_1) \cdot 0 + e_1 \quad (4)$$

$$r_2 = \lambda'_2 Q_2 - (\lambda'_2 - \lambda'_1) Q_2 + e_2 \quad (5)$$

と表すことができるので、まとめると次式のとおりとなる。

$$r_1 = \lambda'_1 Q - (\lambda'_2 - \lambda'_1) D + e_1 \quad (6)$$

ここで、 D は $r \geq 0$ のときは 0 で、 $r < 0$ のとき Q_2 の値をとるダミー変数である。したがって、(4) 式と (5) 式を別個に推定する代わりに (6) 式を推定して D にかかる係数を見れば、株価変化と売買高との間に非対称性が存在するかどうかを検証することができる⁽⁹⁾。以下では、 D にかかる係数を「非対称度」と呼ぶことにする。

(6) 式による計算結果は、株価下落日の λ_2 は上昇日の λ_1 より大きいという結果になっている。その差 ($\lambda_2 - \lambda_1$) は 92 年が 0.039 と高かったが、それ以外の年では 0.028 前後であった。 $(\lambda_2 - \lambda_1) \lambda_1 \lambda_1$ は 92 年が 0.158 と最も高く、 $(\lambda_2 - \lambda_1)$ との差が最高だった年と一致しており、93—94 年の λ_1 の低下に伴い λ_2 との差も小さくなっており、非対称度は λ_1 のレベルと連動しているよう

(8) Karpoff [1987] 参照。

(9) ここでは誤差項が同一の分布に従うと仮定する。Maddala [1988] 参照。

一般に売買が活発で流動性が高いといわれる。インデックス運用の売買や裁定取引。

表5 λ' の非対称性 ($\lambda_2 - \lambda_1$) の計測

	λ_1	$\lambda_2 - \lambda_1$	非対称性有意比率	時価総額	売買金額	対象銘柄数
91年	.145 (16.1)	.027 (1.4)	32.6	342	92	1,168
92年	.158 (15.6)	.039 (1.8)	41.9	255	51	1,153
93年	.134 (15.8)	.028 (1.5)	32.4	282	70	1,188
94年	.114 (16.1)	.024 (1.5)	36.9	304	69	1,191
95年	.139 (15.9)	.028 (1.5)	36.9	262	66	1,195
96年	.110 (16.6)	.027 (2.0)	48.6	301	78	1,227

注：非対称性有意比率は、各銘柄の $\lambda_2 - \lambda_1$ の推計値が $t = 2$ 以上の銘柄が全体に占める比率で示した。

に見えるが、 λ_1 が 0.110 と最も小さい 96 年の λ_2 との差は 0.027 と必ずしも λ_2 の最低に対応しているわけではない。また、非対称性が有意に検出された銘柄は 30%～40% で、平均の t 値が 2 以上になった 96 年でも、推計された係数が有意 (t 値 ≥ 2) な銘柄数は全体の 48.6% である。

表 5 によれば、非対称性はたしかに存在するが一般的に広く観察されるものとはかならずしもいえない。しかし、多数の銘柄で下落時の λ' が大きくなる傾向が見られるのは、どのような要因に基づいているのだろうか。こうした傾向が銘柄属性が同一の特定のグループで見られるものなのか、売買状況やサイズに関係しているのか、または、市場システムのマイクロストラクチャーに起因するものなのかを確認する意味がありそうである。

非対称性に影響を与えそうな要因としては、市場の制度要因、取引要因、銘柄属性要因の 3 つを挙げることができる。制度要因としては呼値の影響が最も大きいと予想される。呼値の幅が株価水準によって大きく異なることは、取引参加者が売買の期待価格に併せて指値をきめ細やかに設定することを制約する。

たとえば、900円台では1円刻みで指値を変えることにより0.1%単位の調整が可能だが、千円台では、10円刻み（約0.9%単位）でしか取引できる価格がないので、期待価格にもとづき指値を決定する際の“まるめ”の影響が大きくなる。価格が安定しているときは、投資家の価格変動に対する期待値も小さくなる。したがって、現在価格の回りに多くの注文が入るので、流動性が高まるであろう。一方、変動が激しいときには、現在価格から遠い注文が増加するので、価格変動を生じやすくなるといったパターンが予想される。これを“まるめ効果 (rounding effect)”と呼ぶことにする。以下では、まず、まるめ効果が非対称性の原因になっている（仮説1）かどうかを見る。また、空売りのポジション作成コストが買ポジションより高くつくために非対称性が生じる¹⁰⁾（仮説2）かどうかについても見る。仮説2が妥当していれば、信用取引ができる銘柄では λ' の非対称性が弱まったり消えたりすると予想される。最後に、小型株ほど株価変動が大きい（仮説3）かどうかを見る。小型株は大型株より株主数が少なく異なる取引動機をもつ売買参加者の層が薄い。このために、株価下落時にはますます流動性の悪化が激しくなり、比較的少量の売買高で大幅な株価下落を生じやすいと予想される。

5.2 呼値、信用取引、サイズ要因

まず、株価水準ごとに観測値を分けて $\lambda_2 - \lambda_1$ の計測を行った。株価千円以下の結果を示した表6—(a)では、 $\lambda_2 - \lambda_1$ は0.015～0.034である。一方、千円以上1万円未満の結果である表6—(b)では、0.39から0.54と各年とも $\lambda_2 - \lambda_1$ が2倍前後大きいという結果を示している。 λ' の非対称度は、千円以上1万円未満の銘柄が千円未満の銘柄に比べてかなり大きい。銘柄個別の推計結果を見ても、0から有意に異なる（ t 値 ≥ 2 ）銘柄が過半数を超えており、96

10) Karpoff [1987] 参照。

表 6 株価上昇時と下降時の λ'

(a) 株価千円未満

	λ_1	$\lambda_2 - \lambda_1$	有意比率	信用銘柄	非信用銘柄
91年	0.152 (11.2)	0.015 (0.7)	13.5	0.013 (0.7)	0.023 (1.0)
92年	0.165 (10.2)	0.034 (1.4)	30.9	0.028 (1.3)	0.053 (2.0)
93年	0.140 (10.9)	0.021 (1.1)	18.7	0.018 (1.0)	0.032 (1.3)
94年	0.119 (11.4)	0.014 (0.9)	18.0	0.010 (0.7)	0.027 (1.3)
95年	0.145 (10.9)	0.023 (1.2)	26.3	0.018 (1.0)	0.041 (1.6)
96年	0.118 (11.0)	0.018 (1.4)	31.1	0.017 (1.4)	0.023 (1.3)

() 内は t 値

(b) 株価千円以上 1 万円未満

	λ_1	$\lambda_2 - \lambda_1$	有意比率	信用銘柄	非信用銘柄
91年	0.139 (10.8)	0.039 (2.0)	50.0	0.035 (2.0)	0.045 (1.8)
92年	0.139 (9.7)	0.054 (2.5)	66.8	0.049 (2.4)	0.065 (2.7)
93年	0.123 (10.5)	0.041 (2.2)	56.0	0.037 (2.2)	0.049 (2.2)
94年	0.103 (10.8)	0.040 (2.7)	70.0	0.036 (2.8)	0.049 (2.5)
95年	0.121 (10.7)	0.044 (2.5)	66.1	0.040 (2.5)	0.056 (2.4)
96年	0.095 (10.8)	0.045 (3.3)	80.1	0.041 (3.3)	0.063 (3.4)

() 内は t 値

表7 λ の非対称性 (時価総額グループ別 $\lambda_2 - \lambda_1$)

全銘柄

	1991年	1992年	1993年	1994年	1995年	1996年
全体	0.027 (1.4)	0.039 (1.8)	0.028 (1.5)	0.024 (1.5)	0.028 (1.5)	0.027 (2.0)
1 (大型)	0.021 (1.5)	0.027 (1.5)	0.020 (1.4)	0.021 (1.9)	0.022 (1.7)	0.025 (2.7)
2	0.024 (1.4)	0.036 (1.8)	0.024 (1.5)	0.021 (1.6)	0.027 (1.7)	0.028 (2.3)
3 (中型)	0.027 (1.4)	0.041 (1.9)	0.030 (1.6)	0.027 (1.7)	0.029 (1.6)	0.030 (2.0)
4	0.032 (1.4)	0.045 (1.8)	0.032 (1.5)	0.025 (1.3)	0.028 (1.3)	0.028 (1.8)
5 (小型)	0.032 (1.2)	0.049 (1.8)	0.035 (1.4)	0.024 (1.1)	0.035 (1.4)	0.025 (1.4)
銘柄数	1,168	1,153	1,188	1,191	1,195	1,227

() 内は t 値

年では80%に達している。表5の計測で $\lambda_2 - \lambda_1$ の平均 t 値が96年に2を超えたのは、主として、千円台の銘柄の非対称性が顕著になったためということができそうである。ただ、仮説1の本来の根拠は、千円以上・未満という境界線そのものに立脚しているのではなく、呼値の幅と株価の相対的な大きさが投資家の行動に影響するという仮説である。そこで、銘柄ごとに観測期間中の平均株価に対する呼値の大きさを計算して、 $(\lambda_2 - \lambda_1)$ が呼値/株価の大きさに比例して大きくなっているかについて回帰分析してみると、呼値/株価が大きい銘柄ほど非対称性が強いという結果がはっきりと確認された。

$$(\lambda_2 - \lambda_1) = 0.00 + 0.42 \left(\frac{\text{呼値}}{\text{株価}} \right) + \varepsilon$$

(0.0) (39.1)

信用銘柄か非信用銘柄かという違いを表6で見てみよう。株価水準別に信用取引要因の影響を見ると、信用取引銘柄は非対称性が小さくなる傾向が見られる。これは、株価千円以上1万円未満の銘柄でも共通である。 $(\lambda_2 - \lambda_1)$ の平均 t 値は千円未満の銘柄では非信用銘柄の方がやや大きいものの2万までは有意でない銘柄が多い。一方、千円超の銘柄では信用、非信用の両方とも t 値の平均は2を超えている。信用取引の影響よりも呼値の違いによる影響の方が強く現れている。

表 7 は、 $(\lambda_2 - \lambda_1)$ の推計値の平均を時価総額による 5 分位ポートフォリオ別にまとめたものである。時価総額が小さくなるほど $(\lambda_2 - \lambda_1)$ が大きくなる傾向が見られるが、94 年や 96 年では中型株の $(\lambda_2 - \lambda_1)$ の方が小型株よりも高いといった状況もあり、小型株ほど非対称性が大きいという結論を単純には下せない。

5.3 銘柄属性と無流動性（パネル分析の結果）

これまで、 λ' の非対称性が各銘柄の属性によって説明できるかどうかを見てきたが、以下では、91 年から 96 年の観測値をプールして回帰分析を行い、非対称性が生じる背景について考察を進めたい。次式の回帰モデルにより検証した。

$$\begin{bmatrix} \hat{\lambda}_i \\ (\hat{\lambda}'_2 - \hat{\lambda}'_1)_i \end{bmatrix} = \hat{\mu} + \sum_j \hat{\alpha}_j D_j + \sum_k \hat{\beta}_k X_k + e_i \quad (7)$$

被説明変数は（6）式の銘柄 i の λ'_1 と非対称性を表す D の回帰係数 $(\lambda_2 - \lambda_1)$ の 2 つである。 μ は共通の定数項、 D は銘柄属性から作成されるダミー変数、 X は説明変数である。 α 銘柄属性としては、信用取引銘柄であることに加えて、日経平均採用銘柄かどうかによって全体を 4 つのグループに分けた。採用銘柄はインデックス型運用の拡大により他の銘柄よりも高い流動性を維持しており、非対称性が生じにくくなっている可能性がある。また、株価指数先物取引との裁定取引などにより他の銘柄とは異なる売買手法の影響を受けていることも考えられる。 α_1 , α_2 , α_3 の符号と大きさから、他の銘柄との流動性や非対称性についての違いがあるかどうかを検証する。

$$\alpha_1 = \begin{cases} 1 \cdots \text{信用取引銘柄で日経平均銘柄} \\ 0 \cdots \text{それ以外} \end{cases}$$

$$\alpha_2 = \begin{cases} 1 \cdots \text{信用取引銘柄で非日経平均銘柄} \\ 0 \cdots \text{それ以外} \end{cases}$$

$$\alpha_3 = \begin{cases} 1 \cdots \text{非信用取引銘柄だが日経平均銘柄} \\ 0 \cdots \text{それ以外} \end{cases}$$

$\alpha_1 \alpha_2 \alpha_3$ 各グループに属する銘柄数は、210銘柄、595銘柄、2銘柄で、信用取引銘柄でなく日経平均採用銘柄でもないものが184銘柄ある。また、各年ごとの特徴を見るために、期間についても5つのダミー変数を用意し、これを入れたときと入れないときの違いを検証する。

グループに対応したダミー変数は、信用取引銘柄でもなく、日経平均採用銘柄でもない銘柄に対する定数項 μ と比較して、そのグループが有意に異なる定数項を持っているかどうかを検証する。マイナスで有意な係数が得られれば、グループの平均値は基準となるグループより小さく、流動性が高いと解釈することができる。

説明変数 X としては、売買高回転率、サイズ（時価総額）、とボラティリティを採用した。前節までの分析では、売買高も重要な変数として見てきた。表3で見たように株価下落時に売買高が細ること自体に、約定の難しさが表れていることが考えられるし、売買高が大きいことは一般に流動性が高いことを示す。ただ、売買高の水準は時価総額と相関が高く、クロスセクションの分析に用いるとサイズの代理変数となりやすいので、ここでは、売買高の活発さを示す変数として売買回転率を用いることにした。売買回転率は、流通市場で売買される取引量を発行済み株式数との相対的な大きさを測定するので、流通量の大きさを銘柄のサイズに左右されずにとらえることができる。売買回転率が高いほど被説明変数の λ'_1 と $(\lambda_2 - \lambda_2)$ は小さくなるので、負の関係（ $\alpha_1 < 0$ 、 $\alpha_1 < 0$ ）が予想される。

一方、ボラティリティも λ' の非対称性に関係する要因として考えられる。流動性の非対称性が情報の性質（「良い情報」か「悪い情報」か）と関係しているとすれば、ボラティリティが小さいときには新しい情報は存在せず、非情報動機による売買が中心となるので、非対称性は弱いと予想される。他方、ボ

ラティリティが高いときに非対称性が生じるとすれば、良い情報と悪い情報に対する投資家の反応の違いが非対称性を生む要因になっている可能性がある。一般に、高いボラティリティは負の情報が市場に伝えられた結果⁽¹¹⁾ 生じることが多いので、 $(\lambda_2 - \lambda_1)$ の符号はプラス ($\alpha_3 < 0$) が予想される。

表 8 に回帰分析の結果をまとめた。はじめに λ_1 に関する推計結果であるモデル 1 とモデル 2 から見ていこう。売買回転率とサイズは、 λ_1 と負の相関をもっている。売買回転率の高い銘柄は λ_1 が小さいという関係は、表 3 で見た λ と売買高の関係と整合的である。時価総額についても同様の関係が成立している。回帰係数の大きさから判断されることは、 λ_1 の大きさは売買回転率よりもサイズ（時価総額）のちがいが大きな影響を受けているということである。

また、ボラティリティについてはプラスで有意な回帰係数が得られた。ボラティリティは被説明変数 λ' の分子成分 ($Cov(r, Q)/Var(Q)$) と関係が深いので最も高い相関を示している。また、呼値／株価率は負の回帰係数が得られた。価格上昇時の λ は、呼値の幅が株価に対して大きい銘柄の方が流動性が高まるという結果である。

銘柄グループ間の違いについては、信用取引銘柄でかつ採用銘柄でもあるグループ 1 の λ_1 が最も低く、信用取引銘柄だが非採用銘柄のグループ 2 がつれに次いで低いという結果である。グループ 3（非信用銘柄だが採用銘柄）はマイナスの係数が得られたが、有意なレベルには達していない。

非対称性 ($\lambda_2 - \lambda_1$) について、被説明変数とする回帰分析の結果をみてみよう。表 8 のモデル 3 とモデル 4 の結果は、売買回転率とサイズの回帰係数が負で、非対称性は回転率が低いと大きくなり、大型株より小型株で顕著になることを表している。

(11) たとえば、第 5 章の実証結果でも株価が下降するときに高いボラティリティが観測される傾向があることが指摘されている。

モデル1, 2のときの結果と符号が反対になっているのが、ボラティリティと呼値／株価比率の2つの説明変数である。まず、ボラティリティが高い銘柄ほど非対称性は小さくなるという結果である。この関係のみを見ると予想に反する結果であるが、 λ_1 とボラティリティは正の関係で、ボラティリティの高い銘柄ほど λ_1 が高い。このことと併せて考えると、ボラティリティの高い銘柄では、価格上昇時の λ_1 も大きく、上昇時に流動性が高まる傾向が弱いいため、非対称性が小さくなると考えるべきなのかもしれない。

次に、呼値／株価比率について見ると、これは λ_1 に対するマイナスの係数とは反対に、プラスの係数が得られた。モデル3およびモデル4の説明変数のなかで、唯一、プラスの係数になっている。呼値／株価比率は株価水準ごとに呼値の大きさから決まる最小の価格変化率を計算したもので、執行コストの大きさを表す。 λ の非対称性は、呼値によって大きな影響を受けていることが確認された。

各グループに対するダミー変数の結果は、グループ1は-0.43でt値が-11.6と有意な値を示しており、信用取引銘柄で日経平均採用銘柄であるグループは、他の条件を一定にすれば、非対称性が小さいことが確認された。また、グループ2も同様にマイナスで有意な係数が推定された。ただ、その程度は-0.26と小さくなっている。信用取引銘柄であると同時に採用銘柄であることにより、非対称性がさらに緩和されることを示している。

一方、信用取引銘柄でないが採用銘柄である場合（グループ3）では、-0.20とマイナスではあるが有意でない係数が得られ、いずれにも属していないグループと非対称性に関して違いは見られないという結果である。 μ は0.227（t値は10.6）と有意な正の値となっており、信用取引銘柄でない銘柄には非対称性が見られる。

表 8 回帰分析の結果

説明変数	λ_1 : 被説明変数		$\lambda_2 - \lambda_1$: 非説明変数	
	モデル 1	モデル 2	モデル 3	モデル 4
定数項	0.140 (12.6)	0.049 (3.0)	0.227 (10.6)	0.151 (5.0)
売買回転率	-0.022 (-4.2)	-0.017 (-3.2)	-0.312 (-31.4)	-0.273 (-27.7)
ボラティリティ	0.820 (149.5)	0.802 (128.6)	-0.084 (-7.9)	-0.191 (-16.2)
サイズ	-0.157 (-23.4)	-0.172 (-25.3)	-0.198 (-15.3)	-0.229 (-17.8)
呼値率	-0.066 (-13.2)	-0.067 (-13.4)	0.449 (46.1)	0.464 (49.2)
グループ 1 α_1	-0.267 (-14.0)	-0.243 (-12.8)	-0.425 (-11.6)	-0.423 (-11.8)
グループ 2 α_2	-0.161 (-12.4)	-0.147 (-11.4)	-0.263 (-10.5)	-0.279 (-11.4)
グループ 3 α_3	-0.114 (-1.3)	-0.109 (-1.3)	-0.202 (-1.2)	-0.106 (-0.7)
タイム91		0.200 (11.5)		0.035 (1.1)
タイム92		0.082 (4.5)		0.542 (15.7)
タイム93		0.078 (4.6)		0.020 (0.6)
タイム94		0.072 (4.4)		-0.225 (-7.2)
タイム95		0.049 (2.9)		0.149 (4.7)
決定係数	0.83	0.83	0.37	0.41
F 値	5.139	3.068	604	423

6. まとめ

株価変化と売買高の関係を表わす λ' は、個別銘柄の流動性を表わす指標である。流動性を示す指標としてよく使われる時価総額や売買高と対応させてみると、売買高よりも時価総額との対応関係が安定していることがわかった。

λ' の値は株価下落時の方が大きくなる傾向がある。東証一部上場銘柄について計測した結果によれば、呼値幅が変更される千円未満と以上で銘柄を分けて計測すると、千円以上の銘柄で λ' の非対称性が顕著に現われる。これは、 λ' の非対称性が呼値が執行コストに与えるインパクトと強い正の関係があるためである。

非対称性は、銘柄の流動性が高いと弱まり、信用取引が可能な銘柄や指数採用銘柄であれば、弱まる傾向がある。信用取引は投資家の空売りを可能にする

ため、現実には株価が下落した場合に、空売りの買い戻しが入ることにより流動性の悪化が抑制されるものと考えられる。全体としては、株価変化をできる限りなめらかにするように呼値を維持することが、最も効果的な対処策であることが示唆される結果である。

なぜ、株価下落時には λ' が大きくなり、同時に売買高も小さくなるのであろうか。情報トレーダーは非情報トレーダーの取引量に見合った注文を出すという Kyle モデルの考え方に従えば、下落時には非情報トレーダーの取引量が減少することを意味している。下落局面で利益をあげるには、すでに「空売り」のポジションをもっているものか、割安銘柄の買い機会と判断した場合に限られる。これに対して、上昇局面では、短期取引も長期投資と同様に買いから入ることにより利益機会を作り、次のタイミングで売却し利益を確定する戦略がとれるため、より多くの投資家が自らの判断により取引に参加することができる。こうした短期トレーダーによるマーケットメーク的な行動が、千円を境にした呼値変更で、上昇時には容易になるのに対して、下落時には売りポジションを作る困難さとコストが制約になって、売買高と株価変化の間に非対称性が生じる。呼値の大きさによって規定される執行コストが大きいと、こうしたトレーダーの行動がさらに制約を受け、上昇時と下降時の流動性に大きな違いが生ずるものと考えられる。

(1997年12月 脱稿)

参考文献

- Comisky, E E, R A Walking, and M A Weeks, "Dispersion of Expectations and Trading Volume," Working Paper, California Institute of Technology, October 1984.
- Crouch, R. L., "A Nonlinear Test of the Random-Walk Hypothesis," *American Economic Review* 60, March 1970, 199-202.
- Crouch, R. L., "The Volume of Transactions and Price changes on the New York Stock Exchange," *Financial Analyst Journal* 26, July-August, 1970, 104-109.
- Epps, T W., and M L Epps, "The Stochastic Dependence of Security Price Changes and Transaction Volume. Implications for the Mixture-of-distributions Hypothesis," *Econometrica* 44, March 1976, 305-321.
- Godfrey, M. D., C. W. J Granger, and O. Moregenstern (1964) "The Random Walk Hypothesis of Stock

- Market Behavior," *Kyklos* 17, 1964, 1-30.
- Granger, C. W. J., and O. Morgenstern, "Spectral Analysis of New York Stock Market Prices," *Kyklos* 16, fasc. 1 1963.
- Greene, W. H., [1993] *Econometric analysis* Third edition, Prentice Hall.
- Harris, L., "The Joint Distribution of Speculative Prices and of Daily Trading Volume," Working Paper, University of Southern California, May 1983
- Harris, L., "Transactions Data Tests of the Mixture of Distributions Hypothesis," Working Paper, University of Southern California, April 1984.
- Harris, L., "Cross-Security Tests of the Mixture of Distributions Hypothesis," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 21, March 1986, 39-46.
- Hiemstra, C., and Jonathan D. Jones, "Testing for Nonlinear Granger Causality in the Stock Price-Volume Relation," *Journal of Finance* 69, December 1994, 1639-1664
- Jain, P. C., and R. O. Joh, "The Dependence between Hourly Prices and Trading Volume," Working Paper, The Wharton School, University of Pennsylvania, September 1986.
- James, C., and R. O. Edminister, "The Relation between Common Stock Return Trading Activity and Market Value," *Journal of Finance* 38, September 1983, 1075-1086
- Karpoff, J. M., "The Relation between Price Changes and Trading Volume: A Survey," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 22, March 1987, 109-126.
- Kyle, A. S., "Continuous Auctions and Insider Trading," *Econometrica* 53, 1985, 1315-1336.
- Maddala, G. S., [1988], *Introduction to Econometrics*, 「計量経済分析の方法」和合肇訳, マグロウヒル 1992
- Morgan, I. G., "Stock Prices and Heteroskedasticity," *Journal of Business* 49, 496-508.
- Richardson, G. S., S. E. Sefcik, and R. Thompson, "A Test of Dividend Irrelevance Using Volume Reaction to a Change in Dividends Policy," *Journal of Financial Economics* 17, December 1986, 313-333.
- Rogalski, R. J., "The Dependence of Prices and Volume," *The Review of Economics and Statistics* 36, May 1978, 268-274.
- Smirlock, M., and L. Starks, "A Further Examination of Stock Price Changes and Transactions Volume," *Journal of Financial Research* 8, Fall 1985, 217-225
- Smirlock, M. a and L. Starks, "An Wmpirical Analysis of the Stock Price-Volume Realtionship," *Journal of Banking and Finance* 12, 1988, 31-41
- Westerfield, R., "The Distriburion of common Stock Price changes: An Application of Transactions Time and Subordinated Stochastic Models," *Journal of financial and Quantitative Analysis* 12, December 1977, 743-765
- Wood, R. A., T. H. McInish, and J. K. Ord, "An Investigation of Transactions Data for NYSE Stocks," *Journal of Finance* 60, July 1985, 13-37
- Ying, C. C., "Stock Marker Prices and Volumes of Sales," *Econometrica* 34, July 1966, 676-686.