

東京証券取引所における価格クラスタリングと投資家選好*

太田 亘

Transactions in stock exchanges frequently take place at round-number prices, which is referred to as price clustering. Using tick-by-tick transaction data from August 2001 to June 2003, this article investigates price clustering on the Tokyo Stock Exchange. The degree of price clustering on the exchange decreases with the relative tick sizes and market capitalization, and increases with price volatility and transaction sizes. After controlling the minimum trading values, stocks differing in tick sizes and in minimum trading units do not exhibit a different degree of price clustering. These results are not consistent with the preference hypothesis but rather with the price-resolution hypothesis.

I. はじめに

取引価格がキリのよい数字に集中する現象は、価格クラスタリングとよばれている。証券取引所は、価格変動の最小値である呼値の刻み (tick size) のルールを設定しているが、このルールに従って価格が決定され、取引が行われる。呼値の刻みが1円であるとき、投資家は1円単位で価格を設定することができるが、実際の取引価格は末尾0の価格が多く、ついで末尾5の価格が多い。例えば価格が1200円付近であるとき、1190円、1200円、1210円などキリのよい価格で頻繁に取引が行われ、ついで1195円や1205円などで取引が行われるが、1199円、1201円、1202円などでの取引はあまり行われぬ。このように、投資家は、設定可能な価格をすべて均等に用いている訳ではなく、キリのよい価格を頻繁に用いている。

価格クラスタリングは、様々な取引所で観

察されている。Christie and Schulz (1994) はNASDAQにおける価格クラスタリングについて報告し、Sopranzetti and Datar (2002) は外国為替市場における価格クラスタリングについて報告している。Niederhoffer (1965), Osborne (1965), Harris (1991), Cooney *et al.* (2003) は、ニューヨーク証券取引所における価格クラスタリングについて分析している。Chung *et al.* (2003) は、NASDAQとニューヨーク証券取引所の価格クラスタリングの比較を行っている。これら取引所は、ディーラー市場またはハイブリッド市場を取引システムとして採用している。指値注文市場を取引システムとして採用している取引所については、Aitken *et al.* (1996) がオーストラリア証券取引所、Hameed and Terry (1998) がシンガポール証券取引所、Sonnemans (2003) がアムステルダム証券取引所、Gwilym, Clare, and Thomas (1998) がLondon International Financial Futures

*本研究を行うにあたり文部科学省科学研究費補助金(課題番号17730202)の援助を受けており、ここに記して感謝いたします。

and Options Exchange, Schwartz, Van Ness, and Van Ness (2004) がシカゴ・マーカントイル取引所, Ohta (2006) が東京証券取引所(東証)における価格クラスタリングを分析している。

価格クラスタリングの発生原因について、いくつかの仮説が提唱されている。選好仮説 (preference hypothesis) は、人々はキリのよい数字が好きであるため価格クラスタリングが発生する、と主張している。価格探索仮説 (price-resolution hypothesis) は、人々が取引価格を決めるにあたり、より適切な価格を探索する便益と費用を考慮し、価格発見が困難であるとき、粗い数字を取引価格として用いる、と主張している。いまのところ、それぞれの仮説を支持する実証結果があり、いずれがより妥当であるか、必ずしも明らかではない。

本稿では、東証における価格クラスタリングが、選好仮説と価格探索仮説のいずれと整合的であるか検証する。Ohta (2006) は、他の証券取引所と同様に、東証においても価格クラスタリングが観察され、しかもそれは価格探索仮説と整合的である、と報告している。しかし、選好仮説と整合的かどうかについての分析は行っていない。そこで本稿では、投資家がキリのよい数字をより好むため価格クラスタリングが発生しているといえるか、について検証する。

具体的には、東証において、呼値の刻みが価格帯で異なるとともに、売買単位が銘柄で異なる点を利用して検証を行う。東証では、例えば1,500円付近の呼値の刻みは1円であるのに対し、15,000円付近の呼値の刻みは10円である。売買単位が1,000株で取引価格が1,500円程度の銘柄は、売買単位が100株で取

引価格が15,000円程度の銘柄と、最低売買金額および売買金額に対する刻みが類似である。一方、15,000円程度での呼値の刻みは10円であり、そもそもキリのよい価格で取引が行われる。そのため、選好仮説が主張するように、投資家がキリのよい数字を好むのであれば、15,000円程度における価格末尾2桁が00である取引の比率は、1,500円程度における価格末尾1桁が0である取引の比率よりも低いと予想される。分析の結果、これらグループ間において価格クラスタリングの程度にこのような差異は観察されず、選好仮説と整合的であるとはいえなかった。先行研究においてこのような検証は行われておらず、この点が本稿の特徴である。

一方、価格探索仮説によれば、価格クラスタリングの程度が高いのは、呼値の刻みが価格水準に対して相対的に細かく、時価総額が小さく、価格変動が大きい場合である。先行研究では、これら予想と整合的な結果が得られているが、本稿の結果も同様であった。すなわち本稿の結論は、東証における価格クラスタリングは、価格探索仮説と整合的であるが、選好仮説と整合的であるとはいえない、というものである。

以下、第2節で、価格クラスタリングに関する仮説について説明する。第3節でデータおよび価格クラスタリング指標について説明する。第4節で推定モデルを提示し、第5節で分析結果を述べる。第6節はまとめにあてられる。

II. 仮説

本節では、まず価格クラスタリングに関する選好仮説、価格探索仮説、共謀仮説を説明す

る。その上で、本稿で検証する仮説を提示する。

選好仮説は、Niederhoffer (1965) などが提唱している。この仮説では、人々は端数がないキリのより数字に慣れており、またそのような数字が好きであるため、価格クラスタリングが発生する、と考える。選好仮説を直接検証したのではないが、Sonnemans (2003) は、1999年にアムステルダム証券取引所の価格の単位がギルダーからユーロに変更されたとき、ギルダー単位の価格クラスタリングからユーロ単位の価格クラスタリングにすぐに移行しており、これは価格クラスタリングが投資家認知の影響を受けているためである、と議論している。

次に価格探索仮説は、Ball, Torous, and Tschoegl (1985), Harris (1991), Grossman *et al.* (1997) などが提唱している。¹⁾ この仮説では、人々は、より正確な価格を発見する便益と費用を比較衡量して、適切な価格の刻みを用いる、と考える。例えば、取引価格が百万円程度の場合に、1円という刻みは価格水準に対して非常に小さいため、1円単位で値決めをする便益は低い。このような場合、100円単位などより粗い値決めで十分に適切な価格付けが可能である。これより、価格水準に対する呼値の刻みの比率である相対的呼値の刻みが細かいほど、価格クラスタリングの程度が高くなる、と予想される。多くの投資家に認識されており、また多くのアナリストが分析をしている銘柄では、価格探索費用が低いため、正確な価格付けが可能である。そのため、時価総額の大きな銘柄では、価格クラスタリングの程度が低くなる、と予想される。また、価格の変動が大きいときには、価格付けが難しいとともに、すぐに価格が変

化してしまうため、細かい価格付けをする便益は低い。よって、価格変動の大きな銘柄では、価格クラスタリングの程度が高くなる、と予想される。多くの実証研究が、価格クラスタリングの程度が高い銘柄として、価格水準が高く、時価総額が小さく、価格変動が大きい銘柄をあげているが、このような実証結果は価格探索仮説と整合的である。

価格探索仮説では、大口取引と小口取引のいずれでより価格クラスタリングが観察されるかは不明瞭である。Grossman *et al.* (1997) は、大口注文では正確な価格が重要になるので、大口の売買ほど価格クラスタリングが観察されにくい、と予想している。これに対して、注文を分割し時間をかけて取引を行うような大口注文の場合は、途中で価格が変化してしまうため、個別の取引における細かい価格付けの重要性は低く、価格クラスタリングの程度が高くなる、とも考えられる。また Aitken *et al.* (1996) は、有利な情報を持っている投資家は、情報が周知の事実となる前に大口の売買を急いで行おうとし、細かい価格付けを気にしないため、大口取引における価格クラスタリングの程度は高くなる、と議論している。以上のように、取引規模と価格クラスタリングの関係は、正負いずれであっても価格探索仮説と矛盾しない。実証結果も割れており、Aitken *et al.* (1996) と Chung *et al.* (2003) は、大口売買ほど価格クラスタリングの程度が高いと報告しているのに対し、Christie and Schultz (1994) と Gwilym *et al.* (1998) は、逆の関係を報告している。

三つ目の仮説である共謀仮説は、Christie and Schultz (1994) や Barclay (1997) などが提唱している。彼らは、ディーラーが競

争的水準よりもスプレッドを広くするという暗黙の共謀をしている結果、NASDAQにおいて価格クラスタリングが観察される、と主張している。これに対して Grossman *et al.* (1997) などは、多くのディーラーが参加している競争的市場では、そのような共謀は困難である、と議論している。東証は、指値注文市場とよばれる取引システムを採用しており、ディーラーである証券会社は、他の投資家とほぼ同様な地位に立って売買に参加している。証券会社は、一般投資家の出す注文と競争する必要がある、また参加者が非常に多いため、共謀は困難であると予想される。そのため本稿では、共謀仮説の可能性は考えず、選好仮説と価格探索仮説に焦点をあてた分析を行う。

本稿では、東証における価格クラスタリングが、価格探索仮説および選好仮説と整合的であるか分析する。まず、価格探索仮説が主張するように、「相対的呼値の刻みが小さく、時価総額が小さく、価格変動が大きい銘柄ほど、価格クラスタリングの程度が高い」といえるか、検証する。

また東証では、呼値の刻みおよび売買単位の異なる銘柄があり、それを利用して、価格クラスタリングが選好仮説と価格探索仮説のいずれと整合的であるか検証する。東証における呼値の刻みは、価格が1,500円付近では1円であるのに対し、15,000円付近では10円である。価格が1,500円付近で売買単位が1,000株の銘柄Aは、価格が15,000円付近で売買単位が100株の銘柄Bと最低売買金額が類似であるとともに、価格における刻みではなく売買金額における刻みが類似である。

価格探索仮説に従えば、銘柄Aと銘柄Bが類似の属性を持つとき、価格探索の費用便益

を考慮した上で、銘柄Aを1,000株、1,512円で取引するのが妥当であるとする投資家は、銘柄Bを100株、15,120円で取引するのが妥当であるとするであろう。同様に、銘柄Aを1,000株、1,510円で取引するのが妥当であるとする投資家は、銘柄Bを100株、15,100円で取引するのが妥当であるとするであろう。このとき、銘柄Aにおける価格の末尾1桁が0の取引の比率は、銘柄Bにおける価格の末尾2桁が00の取引の比率と異ならない。このように、価格探索仮説によれば、「売買金額における刻みが類似である銘柄において、価格クラスタリングの程度に差はない」と予想される。

これに対して選好仮説の下では、銘柄Bを100株、15,120円で取引しようとする投資家は、属性が類似である銘柄Aを取引するときには、1,000株を1,512円ではなくキリのよい1,510円で取引することを好む、と考えられる。呼値の刻みの制約により、15,000円付近の銘柄では価格末尾1桁が常に0とキリがよい。そのため、銘柄Aにおける価格の末尾1桁が0の取引の比率よりも、銘柄Bにおける価格の末尾2桁が00の取引の比率の方が低くなるであろう。すなわち、選好仮説に従えば、「売買金額における刻みが類似であるとき、価格水準が高く売買単位が小さな銘柄で、価格クラスタリングの程度が低い」と予想される。

III. データ

分析には、東証が配信し、日経メディアマーケティングが収集編集したティックデータを用いる。このティックデータは、約定価格、最良気配、およびそれらの数量のデータを含

んでいる。ここでは、市場第一部および第二部で取引されていた普通株の約定データを用いる。

分析対象期間は2001年8月1日から2003年6月27日であり、この間、東証は上下3本気配を配信していた。以下では、ある銘柄のある取引日の取引から集計量を作成し、それを1つのサンプルとする。従って、ある銘柄のデータが複数時点で観測されるパネルデータが構築される。この期間に470の取引日があり、すべてのサンプルの数は981,522である。東証の取引メカニズムを考慮し、分析対象を次の3つ条件を満たすサンプルとする。

- (1) ザラバにおける取引価格・売り気配・買い気配が300円超2000円未満かつ売買単位が1000株のサンプル。また、ザラバにおける取引価格・売り気配・買い気配が3000円超2万円未満かつ売買単位が100株のサンプル。前者をグループ1とし、後者をグループ2とする。
- (1') ザラバにおける取引価格・売り気配・買い気配が1000円超2000円未満かつ売買単位が1000株のサンプル。また、ザラバにおける取引価格・売り気配・買い気配が1万円超2万円未満かつ売買単位が100株のサンプル。前者をグループ1'とし、後者をグループ2'とする。
- (2) 1日の取引回数が20回超のサンプル。
- (3) 「各年最初および最後の取引日、2001年9月12日、13日、14日」以外の取引日のサンプル。

以下で、これら3つの条件を説明する。取引参加者は、指値注文および成行注文を東証に出すことができる。指値注文を出すにあたり価格を指定するが、東証の規定する呼値の刻みのルールに従う必要がある。東証におけ

る呼値の刻みは、価格帯により異なり、2,000円以下では1円、2,000円から3,000円では5円、3,000円から3万円では10円、3万円から5万円では50円、5万円から10万円では100円、10万円から百万円では1,000円、百万円から2千万円では1万円である。また注文を出すにあたり、売買単位の整数倍の数量を指定する。売買単位は各上場会社が決めているが、1、10、50、100、500、1,000および3,000株のいずれかである。

表1は、全サンプルの呼値の刻みと売買単位の分布を示している。但し、各サンプルの呼値の刻みを、1日の取引の加重平均価格VWAP (Volume Weighted Average Price) に対応する呼値の刻みとして分類を行っている。本稿では、価格における呼値の刻みではなく、売買金額における刻みが等しくなるよう、呼値の刻みが1円で売買単位が1000株のサンプルと、呼値の刻みが10円で売買単位が100株のサンプルについて、価格クラスタリングの程度に差があるかを分析する。表1が示すように、全サンプル中、前者は約65%を占め、後者は約5%を占めている。

東証の取引時間は、午前は9時から11時、午後は12時30分から15時であり、午前および午後の取引の最初と最後は、板寄せと呼ばれるコール・オークションにより取引を行い、午前・午後の開始の板寄せ後から取引終了時刻直前までは、ザラバと呼ばれる連続オークションにより取引を行う。取引価格でサンプルを選択・分類すると、価格クラスタリングの測定値にバイアスをもたらす可能性がある。例えば、価格が1,000円未満のグループと1,000円以上のグループでは、キリのよい1,000円が含まれる後者のグループの方が価格クラスタリングの程度が高くなるであろう。

このバイアスを軽減するために、条件(1)のように、取引価格およびザラバにおける買い気配および売り気配により、サンプルを選択する。グループ1の価格の上限である2000円は、呼値の刻みが1円である価格の上限に対応しており、グループ2の価格の下限である3000円は、呼値の刻みが10円である価格の下限に対応している。これらに対応させて価格に対する呼値の刻みの比率が等しくなるように、グループ1の価格の下限を300円とし、グループ2の価格の上限を2万円としている。よって、グループ1とグループ2の最低売買金額は、30万円超2百万円未満で同一である。

本稿では、各サンプルについて、価格クラスタリングの程度を次のように計測する。グループ1の価格クラスタリングの指標CR0を、ザラバにおける価格の末尾1桁が0である取引数量の、ザラバにおける全取引数量に対する比率とする。同様に、グループ2の価格クラスタリングの指標CR0を、ザラバにおける価格の末尾2桁が00である取引数量の、ザラバにおける全取引数量に対する比率とする。いずれのグループについても、CR0が10

%であるとき価格クラスタリングがなく、CR0が10%を超えて大きいほど価格クラスタリングの程度が高い、と考えることができる。

1日の取引のうち、板寄せの取引を除外し、ザラバにおける取引のみを対象としてCR0を算出しているのは、次の理由による。板寄せにおいて指値注文を出した場合、その値段が取引価格になるとは限らない。それに対して、ザラバにおいて指値注文を出した場合、その注文が即時執行する指値注文でなければ、発注者が指定した値段が取引価格になる。ここでは投資家の価格に対する選好を分析したいため、投資家が価格を直接指定できるザラバにおける取引のみを対象としている。

価格クラスタリングの指標CR0は、取引価格に対する呼値の刻みの比率である相対的呼値の刻みが大きなサンプルにおいて、バイアスが大きいと考えられる。例えば取引価格が10円付近の場合、呼値の刻みが1円であり、呼値の刻みの大きさの価格変化は10%に相当する。そのため、一日の取引が10円ではじまったときには、CR0が大きくなり、1日の取引が12円ではじまったときには、CR0が小さく

表1：呼値の刻みと売買単位の分布

| 価格 | | 呼値の刻み (円) | 売買単位(株) | | | | | | | 計 |
|-----------|------------|--------------|---------|------|------|-------|------|-------|------|--------|
| 以上 | 以下 | | 1 | 10 | 50 | 100 | 500 | 1000 | 3000 | |
| | 2,000 | 1 | | | | 15.57 | 2.07 | 64.83 | 0.05 | 82.52 |
| 2,000 | 3,000 | 5 | | | | 3.48 | 0.04 | 0.56 | | 4.08 |
| 3,000 | 30,000 | 10 | | 0.26 | 0.15 | 4.75 | 0.10 | 0.35 | | 5.62 |
| 30,000 | 50,000 | 50 | 0.07 | 0.03 | | | | | | 0.10 |
| 50,000 | 100,000 | 100 | 0.18 | | | | | | | 0.18 |
| 100,000 | 1,000,000 | 1,000 | 1.92 | | | | | | | 1.92 |
| 1,000,000 | 20,000,000 | 10,000 | 0.04 | | | | | | | 0.04 |
| 取引なし | | | 0.05 | 0.03 | | 0.63 | 0.26 | 4.58 | | 5.54 |
| 計 | | | 2.26 | 0.33 | 0.15 | 24.42 | 2.47 | 70.32 | 0.05 | 100.00 |

表1は、2001年8月1日から2003年6月27日の東証市場第一部および第二部上場のサンプルについて、呼値の刻みと売買単位の分布を示している。呼値の刻みについては、各サンプルの1日のVWAPに対応する呼値の刻みにより分類をしている。また、取引が1回もなかったサンプルを「取引なし」に分類している。各セルの数値は、全サンプル数981,522に対する比率(%)を表している。空欄は0%を意味する。

なる、と考えられる。このように、相対的呼値の刻みが高いとき、価格クラスタリングがたまたま観察されたり、観察されなかったりする可能性がある。このようなバイアスを軽減するため、条件(1)では、相対的呼値の刻みが1/300以上となる取引が行われたサンプルを除外している。条件(1')ではさらに価格帯を限定し、相対的呼値の刻みが1/1000以上となる取引が行われたサンプルを除外している。

価格クラスタリングの指標 CR0は、約定回数が少ない銘柄においても、バイアスが大きいと考えられる。例えば、取引が1回だけ1,000円で行われたサンプルの CR0 は100%であるのに対し、取引が1回だけ1,001円で行われたサンプルの CR0は0%である。約定回数の少ないサンプルでは、たまたま行われた取引価格に CR0が大きく引きずられ、分析結果が歪められる可能性がある。これを考慮して、条件(2)により、板寄せとザラバを通じた全約定回数が20回超のサンプルを分析対象とする。

条件(3)により、分析対象となる取引日を限定するが、これは次の理由による。ザラバの取引により価格クラスタリングの指標 CR0を作成するが、ザラバの取引は通常、9時から11時と12時30分から15時に行われる。しかし、各年最初と最後の取引日は、午前のみ取引を行い午後は取引を行わない。そのため、これら取引日のサンプルを除外する。また2001年9月12日、9月13日、9月14日は、合衆国におけるテロを受けて、午前の取引開始が9時30分とされた。これら3取引日は、ザラバの取引時間が短かったため、分析対象から除外する。条件(3)の限定により、分析対象となる取引日は463日となる。

以上で説明した条件(1)(2)(3)を満たすグループ1およびグループ2に属する分析対象サンプルの数は210,058であり、この期間の全サンプル981,522の21.4%にあたる。463取引日において、各日平均454銘柄が分析対象となっている。分析対象サンプル中、97.4%が市場第一部に上場されており、残りが第二部に上場されていた。分析対象サンプルの全約定回数は、この期間の全約定回数の44.3%を占める。また、分析対象サンプルの約定金額の合計は、この期間の全約定金額の54.2%を占める。分析対象は、サンプル数では全サンプル中約20%を占めるだけであるが、売買が活発な銘柄を多く含むため、約定回数や約定金額ではより高いシェアとなっている。

表2は、各グループのサンプル数および CR0の平均および標準偏差を示している。同時に、日経平均株価採用銘柄であったサンプルの数、および次節で説明する変数の平均・標準偏差もまとめて提示している。表より、CR0の平均はすべてのグループで10%を超え20%前後の値をとっていることがわかる。これら CR0の平均は、いずれも1%水準で有為に10%と異なる。このように、他の取引所と同様、東証においても価格クラスタリングが観察される。

IV. モデル

東証における価格クラスタリングが、価格探索仮説と選好仮説のいずれと整合的か検証するために、4つのモデルの推定を行う。すべてのモデルにおいて、非説明変数は CR0である。説明変数として用いるのは、以下で説明する RTICK, LNMKT CAP, VOL, LNV およびダミー変数である。

RTICK は相対呼値の刻みであり、各サンプルのザラバにおける VWAP で、呼値の刻みを割った値とする。LNMKTCAP を時価総額の対数値とする。但し時価総額を、一日の VWAP と発行済み株式数の積と定義する。VOL を 10 分間隔の価格の変化率の分散とする。LNV をザラバにおける約定金額の合計の対数値とする。表 2 は、LNMKTCAP、VOL および LNV について、各グループごとの平均と標準偏差を示している。モデルの推定結果において、RTICK および LNMKTCAP の係数が負で、VOL の係数が正であれば、価格探索仮説と整合的である。また、LNV の係数は、正であっても負であっても価格探索仮説と矛盾しない。

価格クラスタリングが選好仮説と整合的であるか検証するために、ダミー変数を用いる。まず、モデル 1・2 はグループ 1・2 を対象

とし、モデル 3・4 はグループ 1'・2' を対象とする。ダミー変数 T100 は、売買単位が 100 株であるサンプルで 1、売買単位が 1000 株であるサンプルで 0 をとる。モデル 1・3 は、ダミー変数 T100 を説明変数に含む。T100 の係数が有為に負であれば選好仮説と整合的であり、ゼロと有為に異ならなければ価格探索仮説と整合的である。

モデル 2・4 は、N225、T100* (1-N225)、T100*N225 の 3 つの変数を説明変数に含む。但し、ダミー変数 N225 は、日経平均株価採用銘柄であったサンプルで 1、それ以外で 0 をとる。先行研究から、市場における認知度が価格クラスタリングに影響を与えることがわかっており、それを考慮して、モデル 2 および 4 では N225 を説明変数に追加する。N225 の係数が負であるとき、認知度の高い日経平均株価採用銘柄がそうでない銘柄に比

表 2：基本統計量

| グループ | | 1 | 2 | 1' | 2' |
|------------|-------|---------|--------|--------|-------|
| 分類基準 | 最低価格 | 300 | 3000 | 1000 | 10000 |
| | 最高価格 | 2000 | 20000 | 2000 | 20000 |
| | 呼値の刻み | 1 | 10 | 1 | 10 |
| | 売買単位 | 1000 | 100 | 1000 | 100 |
| サンプル数 | | 171,132 | 38,926 | 25,052 | 3,275 |
| うち日経平均株価採用 | | 48,555 | 4,926 | 8,310 | 14 |
| CR0 (%) | 平均 | 18.6 | 19.6 | 23.7 | 24.5 |
| | 標準偏差 | 14.3 | 15.3 | 12.9 | 11.8 |
| LNMKTCAP | 平均 | 18.6 | 19.2 | 19.4 | 20.3 |
| | 標準偏差 | 1.19 | 1.24 | 1.07 | 0.842 |
| VOL (%) | 平均 | 0.408 | 0.445 | 0.357 | 0.411 |
| | 標準偏差 | 0.204 | 0.208 | 0.172 | 0.192 |
| LNV | 平均 | 18.8 | 19.5 | 19.8 | 20 |
| | 標準偏差 | 1.63 | 1.7 | 1.45 | 1.22 |

グループ 1 と 2 は、価格帯および売買単位が異なる。グループ 1' はグループ 1 に含まれ、グループ 2' はグループ 2 に含まれる。「うち日経平均株価採用」は、各グループにおいて、日経平均株価採用銘柄であったサンプルの数である。グループ 1 と 1' における CR0 は、ザラバ全取引数量における価格の末尾 1 桁が 0 である取引数量の比率である。グループ 2 と 2' における CR0 は、ザラバ全取引数量における価格の末尾 2 桁が 00 である取引数量の比率である。LNMKTCAP は、各サンプルの VWAP で評価した時価総額の対数値である。VOL は、10 分間隔の価格変化率の分散である。LNV は、ザラバにおける取引金額の合計の対数値である。

べ価格クラスタリングの程度が低く、価格探索仮説と整合的である。また、 $T100*(1-N225)$ の係数がゼロと有為に異ならなければ、日経平均株価非採用銘柄の価格クラスタリングは価格探索仮説と整合的であり、 $T100*N225$ の係数がゼロと有為に異ならなければ、日経平均株価採用銘柄の価格クラスタリングは価格探索仮説と整合的である。それに対して、 $T100*(1-N225)$ および $T100*N225$ の係数が負であるとき、選好仮説と整合的である。

前節で議論したように、相対的呼値の刻みが小さいほど、 $CR0$ が適切に価格クラスタリングの程度を測定できると考えられる。この点では、モデル1・2に対して、相対的呼値の刻みがより小さいモデル3・4の方が優れている。しかし、価格水準によりサンプルを限定をすると、サンプル数が小さくなってしまふという問題がある。そのため、モデル1および2の推定結果も参考にする。

V. 推定結果

表3は、前節で説明した4つのモデルを、ランダム効果モデルにより推定した結果を示している。すべてのモデルの推定において、 $RTICK$ と $LNMKTCAP$ の係数は負で有為にゼロと異なり、 VOL の係数は正で有為にゼロと異なる。一方、モデル2および4において、 $N225$ の係数は負であり、有為にゼロと異なる。これら結果は、価格探索仮説と整合的である。また LNV の係数は正で有為にゼロと異なり、取引が活発なサンプルにおいて価格クラスタリングの程度がより高いことがわかる。

$N225$ 以外のダミー変数の係数は、選好仮説と整合的ではない。価格クラスタリングの

指標 $CR0$ は、グループ1'および2'に比べ、グループ1および2においてバイアスが大きいと考えられる。そのため、 $T100$ を含むダミー変数の係数のうち、もっとも重要なのは、モデル4の $T100*(1-N225)$ の係数である。この係数は、ゼロと有為に異なる²⁾。またモデル2では、 $CR0$ のバイアスが大きいと考えられるものの、 $T100*N225$ の係数は有為にゼロと異なる。これら結果は、価格探索仮説と整合的である一方、選好仮説とは整合的でない。

その他のダミー変数について、モデル1の $T100$ 、モデル2の $T100*(1-N225)$ 、モデル3の $T100$ の係数は、いずれも正で有為にゼロと異なる。これら推定結果は、少なくとも選好仮説と整合的ではない。価格探索仮説の下では、これら係数はゼロと有為に異ならないと予想されるが、有為に正であった。考えられる理由として、モデル3の $N225$ を含まない推定において $T100$ の係数が有為に正であるのに対し、モデル4の $N225$ を含む推定において $T100*(1-N225)$ および $T100*N225$ の係数がゼロと有為に異なることが示唆するように、価格クラスタリングに影響を与える要因が十分にコントロールされていない可能性があげられる。この点に関する改善は、今度の課題として残されている。

VI. まとめ

本稿では、東証における価格クラスタリングが、選好仮説と価格探索仮説のいずれと整合的であるかについて分析した。価格クラスタリングの程度が高いのは、価格水準に対して呼値の刻みが細かく、時価総額が小さく、価格変動が大きな銘柄の取引においてである。

これは価格探索仮説と整合的であり、また他の取引所における価格クラスタリングに関する先行研究と同様の結果である。

東証では、価格帯が異なると呼値の刻みが異なり、また銘柄によって売買単位が異なる。これを利用して、最低売買金額および売買金額の刻みが類似であるが、価格水準が異なる銘柄間の価格クラスタリングの程度を比較することにより、選好仮説の妥当性を検証した。

結果は、選好仮説とは整合的ではない、というものである。すなわち、人々がキリのよい数字を好きであるため価格クラスタリングが発生しているのではなく、人々が価格を探索する費用・便益を考慮して取引している結果として価格クラスタリングが発生している、と考えられる。

本稿では、個別の約定データから各銘柄ごとの集計量を算出し、価格クラスタリングの

表 3：推定結果

| モデル | 1 | 2 | 3 | 4 |
|-----------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| グループ | 1, 2 | 1, 2 | 1', 2' | 1', 2' |
| サンプル数 | 210058 | 210058 | 28327 | 28327 |
| 銘柄数 | 1025 | 1025 | 193 | 193 |
| 定数 | 0.752* (0.032) | 0.640* (0.035) | 1.471* (0.079) | 1.281* (0.086) |
| RTICK | -59.28* (1.29) | -55.92* (1.351) | -178.4* (9.701) | -166.4* (9.93) |
| LNMKTCAP | -0.043* (0.002) | -0.037* (0.002) | -0.090* (0.004) | -0.080* (0.004) |
| VOL | 6.430* (0.165) | 6.431* (0.165) | 8.581* (0.418) | 8.554* (0.418) |
| LNV | 0.018* (0.0005) | 0.018* (0.0005) | 0.032* (0.001) | 0.032* (0.001) |
| T100 | 0.037* (0.006) | | 0.058* (0.016) | |
| N225 | | -0.041* (0.005) | | -0.044* (0.009) |
| T100*(1-N225) | | 0.026* (0.006) | | 0.036 (0.017) |
| T100*N225 | | 0.027 (0.016) | | 0.042 (0.064) |
| R^2 (within) | 0.027 | 0.027 | 0.047 | 0.049 |
| R^2 (between) | 0.407 | 0.398 | 0.504 | 0.488 |
| R^2 (overall) | 0.079 | 0.085 | 0.133 | 0.136 |

すべてのモデルにおいて、非説明変数はCR0である。グループ1と1'におけるCR0は、ザラバ全取引数量における価格の末尾1桁が0である取引数量の比率である。グループ2と2'におけるCR0は、ザラバ全取引数量における価格の末尾2桁が00である取引数量の比率である。RTICKは、一日のVWAPに対する呼値の刻みの比率である。LNMKTCAPは、各サンプルのVWAPで評価した時価総額の対数値である。VOLは、10分間隔の価格変化率の分散である。LNVは、ザラバにおける取引金額の対数値である。T100は、売買単位が100株であれば1、それ以外は0をとるダミー変数である。N225は、日経平均株価採用銘柄であれば1、それ以外は0をとるダミー変数である。各モデルをランダム効果モデルにより推定している。括弧内は標準誤差であり、*は1%水準で有為であることを表す。

クロスセクションの性質について分析した。しかし、ザラバの取引の過程において、どのように価格クラスタリングが発生しているかにまで踏み込んだ分析をしていない。そのため、例えば、取引金額の大きな銘柄で価格クラスタリングの程度が高いことは確認できたが、板の状態や投資家の発注行動と価格クラスタリングとがどのように関係しているかは、不明のまま残されている。価格クラスタリング発生過程を探ることが、今後の課題として残されている。

注

- 1) この仮説は、価格交渉における便益と費用を考え、交渉仮説 (negotiation hypothesis) や交渉費用仮説とも呼ばれる。
- 2) 表2が示すように、グループ2に含まれるN225が1をとるサンプルは14と非常に少ない。しかしモデル4について、T100*N225を除いたモデルの推定でもほぼ同じ結果であるため、表3ではT100*N225を含むモデルの推定結果を示している。

参考文献

- Aitken, M., P. Brown, C. Buckland, H. Y. Izan, and T. Walter (1996), "Price Clustering on the Australian Stock Exchange," *Pacific-Basin Finance Journal* 4, pp.297-314
- Ball, C., W. Torous, and A. Tschoegl (1985), "The Degree of Price Resolution: the Case of the Gold Market," *Journal of Futures Markets* 5, pp.29-43
- Barclay, M. (1997), "Bid-Ask Spreads and the Avoidance of Odd-Eighth Quotes on NASDAQ: an Examination of Exchange Listings," *Journal of Financial Economics* 45, pp.35-60
- Christie, W. G., and P. H. Schultz (1994), "Why do NASDAQ Market Makers Avoid Odd-Eighth Quotes?" *Journal of Finance* 49, No 5, pp.1813-1840
- Cooney, J. W. Jr., B. F. Van Ness, and R. A. Van Ness (2003), "Do Investors Prefer Even-Eight Prices? Evidence from NYSE Limit Orders," *Journal of Banking and Finance* 27, pp.719-748
- Chung, K. H., B. F. Van Ness, and R. A. Van Ness (2003), "Trading Costs and Quote Clustering on the NYSE and NASDAQ after Decimalization," Mimeo
- Grossman, S. J., M. H. Miller, K. R. Cone, D. R. Fischel, and D. J. Ross (1997), "Clustering and Competition in Asset Markets," *Journal of Law and Economics* 40, pp.23-60
- Gwilym, O., A. Clare, and S. Thomas (1998), "Extreme Price Clustering in the London Equity Index Futures and Options Markets," *Journal of Banking and Finance* 22, pp.1193-1206
- Hameed, A., and E. Terry (1998), "The Effect of Tick Size on Price Clustering and Trading Volume," *Journal of Business Finance and Accounting* 25, pp.849-867
- Harris, L. (1991), "Stock Price Clustering and Discreteness," *Review of Financial Studies* 4, pp.389-416
- Niederhoffer, V. (1965), "Clustering of Stock Prices," *Operations Research* 13, pp.258-265
- Ohta, W. (2006), "An Analysis of Intraday Patterns in Price Clustering on the Tokyo Stock Exchange," *Journal of Banking and Finance* 30, pp.1023-1039
- Osborne, M. F. M. (1965), "The Dynamics of Stock Trading," *Econometrica* 33, pp.88-111
- Schwartz, A. L., B. F. Van Ness, and R. A. Van Ness (2004), "Clustering in the Futures Market: Evidence From S&P 500

- Futures Contracts," *Journal of Futures Markets* 25, pp.413-428
- Sonnemans, J. (2003), "Price Clustering and Natural Resistance Points in the Dutch Stock Market: A Natural Experiment," Mimeo
- Sopranzetti, B. J., and V. Datar (2002), "Price Clustering in Foreign Exchange Spot Markets," *Journal of Financial Markets* 5, pp.411-417.

(名古屋大学大学院経済学研究科)