



# **Discussion Papers In Economics And Business**

ティック・サイズ縮小と指値注文板が持つ  
価格情報の関係について

畠中 賢治

Discussion Paper 18-13

Graduate School of Economics and  
Osaka School of International Public Policy (OSIPP)  
Osaka University, Toyonaka, Osaka 560-0043, JAPAN

ティック・サイズ縮小と指値注文板が持つ  
価格情報の関係について

畠中 賢治

Discussion Paper 18-13

May 2018

Graduate School of Economics and  
Osaka School of International Public Policy (OSIPP)  
Osaka University, Toyonaka, Osaka 560-0043, JAPAN

# ティック・サイズ縮小と指値注文板が持つ価格情報 の関係について\*

畠中 賢治<sup>†</sup>

## Abstract

本研究では、TOPIX100 構成銘柄の上下 8 本値のティック・データを用いて、東証が 2014 年に実施したティック・サイズ縮小が指値注文市場の価格発見機能に与えた影響についての検証を行う。一般的に、ティック・サイズ縮小による板の形状については、ビッドアスクスプレッドと板への指値注文量の減少が報告されることが多く、これは日本のデータにおいても確認されている。本研究では、板の形状変化に伴う投資家の行動変化が市場の情報効率性と価格発見機能にどのような影響を与えたかについて検証を行った。検証の結果、ティック・サイズの縮小により指値注文市場の価格発見機能の変化が見られ、効率的価格に関する情報は最良気配への指値注文よりも、成行注文として反映される傾向が強まることが明らかとなった。

JEL classification: G14.

keywords: equity market; price discovery; market microstructure; high frequency trading.

---

\*本研究の作成にあたり、指導教員の大屋 幸輔先生を始め、日本ファイナンス学会および一橋大学共同利用・共同研究拠点プロジェクト研究集会「高頻度データを用いた資産価格の計量分析」における参加者の方々から有益な助言や指摘をいただきました。ここに記して感謝いたします。

<sup>†</sup>大阪大学経済学研究科経営学系専攻博士後期課程 (Email: u626530i@ecs.osaka-u.ac.jp)

# 1 はじめに

東京証券取引所(以下、東証)は、2014年に呼値の刻み(以下、ティック・サイズ)の適正化(順番待ちと約定価格の改善)を目的として、TOPIX100構成銘柄を対象に表1にあるような段階的なティック・サイズの縮小を行っている。

現在の高速化された市場において、ティック・サイズは重要な役割を果たしており、適切でない場合は、市場の流動性が損なわれるなどの弊害が生じる。宇野/柴田[2012]は2010年の東証 arrowhead 導入が市場の流動性に与えた影響を検証し、高速化に伴い、注文の小口高頻度化と逆選択コストの増大が見られたことを報告している。逆選択コストの増大は、他の主要国における高速化では見られない流動性指標の変化である。また、その逆選択コストの増大は、流動性の高い銘柄ほど顕著であったと報告している。宇野/柴田[2012]では、この変化について、高頻度取引やアルゴリズム取引などが有効な手段となったことによる供給競争の激化を理由として挙げており、高速化による流動性供給環境の変化を示唆する結果であると報告している。しかし、太田[2016]は宇野/柴田[2012]で報告された流動性指標の変化の原因について分析し、流動性の高い銘柄における逆選択コストの上昇は、当時のティック・サイズが粗いことが原因であると指摘している。このように、高速市場においてティック・サイズが適切でない場合、市場の流動性指標は悪化することが日本の市場で確認されている。

また、呼値の変化の最小単位であるティック・サイズは、高速市場において、即時性を需要するための取引コストとしての側面と、即時性を供給する際の収入源としての側面を持っているため、ティック・サイズ縮小は即時性を供給する側と需要する側双方の行動を変化させ得る。Harris[1994]では、ティック・サイズの縮小により投資家の行動が変化し、流動性供給における競争が起こった場合だけでなく、流動性の需要者が取引コストを削減するために新たな気配値に注文を出す可能性もあると言及している。さらに、流動性供給者は必ずしもティック・サイズの縮小に伴いビッドアスクスプレッドを縮小する訳ではなく、供給者から見た流動性供給の収益性によっては、利潤を確保するためにビッドアスクスプレッドを大きくする、板の厚みを減少させる、流動性供給から撤退するなど様々な行動の変化がなされると述べている。さらに、Bourghelle/Declerck[2004]では、ティック・サイズは、ビッドアスクスプレッド及び板への指値注文の透明性とトレードオフの関係を持つと報告しているため、ティック・サイズの変更は慎重に行うべきであり、また、変更のたびにその効果を計測することが必要であると考えられる。ティック・サイズ縮小から流動性に対する効果の計測を行った研究にGoldstein/Kavajecz[2000]がある。Goldstein/Kavajecz[2000]は、NYSE(New York Stock Exchange)のティック・サイズが1/8ドルから1/16ドルに縮小する際のスプレッド、板の厚みや注文回数、約定一回あたりの数量の変化を出来高と価格の高低で分類した結果、スプレッドの減少、厚みの減少、約定回数の増加、注文の小口化を確認している。また、即時性を需要する際のコストの変化について検証を行った結果、ティック・サイズ縮小は小

口注文のコストを減少させ、大口注文には便益をもたらさないことを明らかにしている。

日本の市場においても、ティック・サイズ縮小に伴う流動性指標の変化が報告されている。近藤 [2015] では、2014 年に東証が実施したティック・サイズ縮小の影響について検証を行っており、気配スプレッド及び実効スプレッドの減少、一分間隔のボラティリティの減少を報告している。また、実効スプレッドについては、小口注文においては実効スプレッドの有意な減少が見られ、大口注文においても実効スプレッドが悪化しなかったことを報告している。流動性が高く流動性供給者が競争的な市場では、ティック・サイズを縮小することでビッドアスクスプレッドが狭くなり、流動性需要者の取引コストが減少するという実証的な報告が多いが、流動性需要において便益がもたらされるのは小口の投資家に対してのみであり、必ずしも小さいティック・サイズが全ての投資家に便益をもたらすわけではないという指摘もある (Jones/Lipson [2001])。

以上のように、ティック・サイズ縮小は指値注文市場における流動性を変化させることが報告されているが、板の形状変化は情報投資家の約定可能性や取引コストの変化と直結しているため、指値注文市場全体の価格発見機能を変化させるという側面を持つ。指値注文市場の価格発見機能についての研究に Cao et al. [2009] がある。この研究は、指値注文板全体を分析対象として、指値注文板の各部位ごとが持つ情報を分析しており、“約定価格”，“仲値”，“最良気配以外の板情報に基づく価格”の三系列を分析した結果、最良気配以外への指値注文が持つ効率的価格の情報が、三系列が持つ情報全体の約 20% を占めていることを報告している。Cao et al. [2009] のフレームワークを用いて Tiwan Stock Exchange の Taiwan 50 index の構成銘柄を対象に、ティック・サイズ縮小の影響を検証した Chien/Lee [2014] では、ティック・サイズの縮小により、板情報の価格発見能力は相対的に低くなると報告している (台湾ではティック・サイズ変更は全ての銘柄で行われたが、Chien/Lee [2014] では特に流動性の高い Taiwan 50 index を対象としている)。本研究の目的は、以上で紹介したような、流動性や価格発見機能の変化を、他の主要国と異なり、価格帯ごとにティック・サイズが異なる日本の市場において明らかにすることである。

なお、本研究の構成は以下の通りである。次章は、使用する期間のティックデータから取引件数、取引株数、スプレッドなどの期間ごとの変化を概観する。次に、第三章では本研究の仮説を提示する。第四章では本研究で扱う手法である分散比検定および Lien/Shrestha [2009] の information share について紹介する。第五章で推定結果から本研究の仮説の検証結果について述べ、最後に第六章で本研究を総括する。

## 2 使用データ

本章では、使用するデータの概要及び、分析に用いる系列の説明、取引件数、取引数量、スプレッドなどの流動性に関わる指標のティック・サイズ縮小前後の比較を行う。分析対象となる期間について、本研究ではティック・サイズ縮小実施日の前後 40 営業日を使用する。具体的には、フェーズ 1(2014/1/14) の分析は期間 1(2013/10/25–2013/12/20)、期間 2(2014/1/28–

2014/3/26) を、フェーズ 2 の分析は期間 3(2014/5/12–2014/7/4), 期間 4(2014/8/5–2014/10/1) を分析対象としている (ただし, 各期間は実施日の前後 10 営業日を含まない). 分析対象銘柄は TOPIX100 構成銘柄である. ただし, 検証期間中に別のティック・サイズに対応する価格帯に価格が変動した銘柄は分析対象外とした (フェーズ 1 では 11 銘柄, フェーズ 2 では 9 銘柄を除外). なお, 使用するデータは日経デジタルメディア・ティックデータであり, 板情報は上下 8 本値が利用可能である.

## 2.1 板情報に対応する価格系列

本研究では, 指値注文市場全体が持つ価格発見機能について検証するために, 上下 8 本値の板情報を以下の三つに分け, それぞれに対応する価格系列を分析対象とする.

- $mp$ : 最良気配の板情報による価格
- $p$ : 直近の約定価格
- $wp$ : (最良気配から) 二本目以降の板情報で作成した価格

ここで, 板情報を用いた価格系列 ( $mp$ ,  $wp$ ) は, 売り (買い) 気配側の最良気配から数えて  $i$  番目の気配値  $P_i^{a(b)}$  とそれにかかる数量  $Q_i^{a(b)}$  を用いて以下のように計算する.

$$mp = \frac{P_1^a Q_1^b + P_1^b Q_1^a}{Q_1^b + Q_1^a},$$

$$wp = \frac{\sum_{i=2}^n P_i^a Q_i^a + \sum_{i=2}^n P_i^b Q_i^b}{\sum_{i=2}^n Q_i^a + \sum_{i=2}^n Q_i^b}.$$

$mp$  はマイクロ・プライスと呼ばれる指標である. マイクロ・プライスは, 最良気配を用いた価格情報としてよく用いられる仲値と異なり, 約定および注文・キャンセルなど多様な情報を含んだ系列として扱える指標であるため, 投資家の注文行動の変化を分析対象に含む本研究の目的に適している (マイクロ・プライスを使用した日本の株式市場に関する研究に林 [2017] などがある).  $wp$  については, ティック・サイズ縮小前後の比較をより厳密に行うため  $wp$  の系列の計算に用いる気配値の本数を調整する. 本研究では, 上下 8 本値の板情報が利用可能であるが, 利用可能な板の広さは, ティック・サイズ縮小により変化する. 具体例として, ティック・サイズが 1 円から 0.5 円になった場合 (図 1) を考えると, 利用可能な板の幅は最良気配から 7 円分から 3.5 円分まで狭まる. よって本研究ではこの点について考慮し,  $wp$  の系列を計算する際の本数を, ティック・サイズ縮小前と縮小後で使用する板の広さが等しくなるように設定する (具体的な本数は表 2 に記載).

## 2.2 約定件数及び約定数量について

次に, ティック・サイズ縮小の影響を概観するため, 各期間ごとのビッドアスクスプレッド, 一日の取引株数及び件数, 最良気配の厚み, 取引一回あたりの取引株数の平均値を表 3

にまとめ、累積的な厚み(指値注文板において、最良気配から一定の幅に対して出された指値注文量の合計)の平均値を表4にまとめた。

表の内容に関して、まずスプレッドと厚みについては、表3より先行研究で見られたようなスプレッドの大幅な縮小、最良気配の厚みの減少が確認できた。また、取引一回あたりの平均取引株数の減少が見られたことから注文の小口化が見られる。一日の取引株数においては、フェーズ1(期間1から期間2)、フェーズ2(期間3から期間4)ともに大きな変化はなかったが、取引件数に関しては大幅な増加が確認された。表4についても Goldstein/Kavajecz [2000] で確認されたような累積的な厚みの減少が確認された。

データの変化から予想される投資家行動の変化について、スプレッドの縮小については流動性供給者の競争、板の厚みの減少についてはその競争による流動性供給者の退出が起こったためであると考えられる。また、注文の小口化については、累積的な厚みの減少とスプレッドの縮小を受け、流動性需要者ができるだけ低コストで流動性を需要するために注文を小口化したことが原因として考えられる。次章では、これらのデータの変化を踏まえ、指値注文市場の価格発見機能に関する仮説を述べる。

### 3 仮説

本章では、ティック・サイズ縮小前後における指値注文市場の価格発見機能の変化を明らかにするため、市場の情報効率性に関する仮説と、指値注文板の価格発見機能の変化についての仮説を提示する。

ティック・サイズ縮小前後における市場の情報効率性に関する先行研究ではティック・サイズ縮小による情報効率性の向上と整合的な結果を報告するものが多くある(林 [2017], Zhao/Chung [2006], Chien/Lee [2014])。また、第二章におけるスプレッドの縮小から、流動性需要者のコスト低減による約定価格および最良気配に対する情報反映の促進が予想される。よって、ティック・サイズ縮小に伴う指値注文市場の情報効率性の変化について、以下の仮説を検証する。

**仮説 1** 最良気配の板情報 ( $mp$ )、最良気配以外の板情報 ( $wp$ )、約定価格 ( $p$ ) の情報からそれぞれ作成した系列の価格効率性は、ティック・サイズ縮小により向上する。

ここで、情報効率性の検証を行う対象と方法について紹介する。分析対象となる系列について、本研究の分析対象はティック・サイズ縮小を受けた指値注文市場全体の変化であるため、板情報を用いた価格系列である  $mp$ ,  $p$ ,  $wp$  を使用する。検証方法については分散比検定を全ての銘柄と営業日に対して行い、自己相関を示す割合の変化を見ることによって検証を行う。分散比検定の概要については第四章で述べることとする。

次に、指値注文板が持つ価格発見機能の変化についての仮説を提示する。第二章で概観したデータから、2014年のティック・サイズ縮小は流動性供給者の競争を促し、それに伴う流動性需要者の行動を変化させたと考えられる。この影響により、情報投資家も同様に競争

的になるならば，その証券の投資価値に関する情報は即時性の需要によって市場価格に反映されやすくなると考えられる．これにより，約定価格は証券の正確な投資価値に関する情報を縮小以前より，多く持つようになることが予想される．よって本研究では，ティック・サイズ縮小に伴う指値注文板の価格発見機能の変化について明らかにするための仮説として，以下を検証する．

**仮説 2** 2014 年のティック・サイズ縮小により，指値注文市場において約定価格が持つ相対的な情報量が大きくなる．

この仮説の検証は，Hasbrouck [1995] の information share に基づいた分析手法により行う．Hasbrouck [1995] の information share とは，同一証券の価格を表している複数の価格系列が，証券の効率的価格の情報を各系列ごとにどれだけ持ち合っているかを相対的に表す指標である．本研究では，先述の三系列が持つシェアが，ティック・サイズ縮小に伴いどのように変化したかを見ることで，仮説の検証を行う．

## 4 分析手法

### 4.1 分散比検定

本節では，効率性の評価に用いる分散比検定について簡潔に紹介する．分散比検定は収益率の無相関性の検証に多く用いられ，代表的な実証研究に Lo/MacKinlay [1988] などがある．分散比 (variance ratio) とは，1 期間の収益率 (対数価格差  $\{r_t\}$ ) の分散に対する，多期間の収益率の分散の比であり，それは  $\{r_t\}$  の  $k$  次の自己相関  $\rho(k)$  を用いて以下のように定義される．

$$VR(q) \equiv \frac{V[r_t(q)]}{qV[r_t]} = 1 + \frac{2}{q} \sum_{i=1}^{q-1} \sum_{j=i+1}^q \rho(j-i) = 1 + 2 \sum_{k=1}^{q-1} \left(1 - \frac{k}{q}\right) \rho(k),$$

$$r_t(k) \equiv r_t + r_{t-1} + \dots + r_{t-k+1}.$$

例えば，2 期間の分散比は以下のように計算できる．

$$VR(2) = \frac{V[r_t + r_{t-1}]}{2V[r_t]} = \frac{V[r_t] + V[r_{t-1}] + 2cov(r_t, r_{t-1})}{2V[r_t]} = 1 + \rho(1).$$

分散比検定は帰無仮説 ( $H_0 : \rho(1) = \dots = \rho(q-1) = 0$ ) を， $VR(q)$  の推定量の漸近分布



から導出される以下の検定統計量 ( $z(q)$ ) を用いて検定する手法である。

$$z(q) = \frac{\widehat{VR}(q) - 1}{\sqrt{\hat{\vartheta}(q)/\sqrt{n}}} \xrightarrow{d} N(0, 1),$$

$$\widehat{VR}(q) = 1 + 2^{q-1} \left(1 - \frac{k}{q}\right) \hat{\rho}(k),$$

$$\hat{\vartheta}(q) = \lim_{n \rightarrow \infty} nV[\widehat{VR}(q)] = 4^{q-1} \left(1 - \frac{k}{q}\right)^2 b(k),$$

$$b(k) = n \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (r_t - \bar{r})^2 (r_{t+k} - \bar{r})^2}{\left(\sum_{t=1}^n (r_t - \bar{r})^2\right)^2}, \quad \bar{r} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n r_t.$$

分散比を分析に使用した先行研究については、本研究における検定方法とは異なるが、東証 arrowhead 導入前後の分散比の比較などから、日中の収益率がより無相関に近付いたことを報告している Conrad et al. [2015] などがある。本研究では、各銘柄において一日ごとに分散比検定を行い、帰無仮説を棄却した数が全体に占める割合を各期間ごとに計算し、仮説を検証する。また、検定は  $q = 2, 6, 11$  の三通りで行う。

## 4.2 Information share の概要

次に、板全体における相対的な情報量として本研究で用いる Lien/Shrestha [2009] の information share と、そのベースとなる Hasbrouck [1995] の information share について紹介する。まず、時点  $t$  における同一証券の価格を表すベクトルを  $Y_t = (Y_{1,t}, Y_{2,t}, Y_{3,t})'$  と定義する (本研究では  $Y_1 : mp$ ,  $Y_2 : p$ ,  $Y_3 : wp$  として分析する)。次に、それぞれの価格系列は全て同一証券の価格を表すため、ランダムウォークに従う効率的価格 ( $p_t^* = p_{t-1}^* + \eta_t = \sum_{s=1}^t \eta_s$ ,  $p_0^* = 0$ ) に定常なノイズが加わった以下の (1) を仮定する。

$$Y_t = \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix} p_t^* + \begin{pmatrix} s_{1,t} \\ s_{2,t} \\ s_{3,t} \end{pmatrix} = \underbrace{\begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix}}_{\text{非定常}} \sum_{s=1}^t \eta_s + \underbrace{\begin{pmatrix} s_{1,t} \\ s_{2,t} \\ s_{3,t} \end{pmatrix}}_{\text{定常}}. \quad (1)$$

価格系列  $Y_t$  は共和分過程にしたがっているため差分系列は VMA 表現 ( $\Delta Y_t = \Psi(L)\epsilon_t$ ) が可能であり、ラグ多項式の分解 ( $\Psi(L) - \Psi(1) = \tilde{\Psi}(L)(1 - L)$ ) によって以下のように書き換えることができる。

$$\Delta Y_t = \Psi(L)\epsilon_t = \Psi(1)\epsilon_t + \tilde{\Psi}(L)\Delta\epsilon_t,$$

$$Y_t = \Psi(1) \sum_{s=1}^t \epsilon_s + \tilde{\Psi}(L)\epsilon_t = \underbrace{\begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix}}_{\text{非定常}} \sum_{s=1}^t \psi' \epsilon_s + \underbrace{\tilde{\Psi}(L)\epsilon_t}_{\text{定常}}. \quad (2)$$

ここで、(1)、(2)の最右辺は等しく、非定常な項は一致するため、 $\eta_t$ は以下のように各系列の  $t$  期のショックの線形和で表現できる。

$$\begin{aligned}\eta_t &= \psi' \epsilon_t \\ &= \psi_1 \epsilon_{1,t} + \psi_2 \epsilon_{2,t} + \psi_3 \epsilon_{3,t}.\end{aligned}\quad (3)$$

系列  $k(k = 1, 2, 3)$  の information share( $HBIS_k$ )は、(3)における系列  $k$  に関わる項の分散が、全体の分散に占める割合として定義される。各系列の誤差項間に相関がないとき、 $HBIS_k$ は

$$HBIS_k \equiv \frac{\psi_k^2 \Omega_{kk}}{\psi' \Omega \psi}, \quad [ ]_k \text{ はベクトルの第 } k \text{ 要素.}$$

で定義される。しかし、誤差項間に相関が見られる場合、各系列の information share を計算するためには、分散共分散行列  $\Omega$  の分解が必要である。 $HBIS_k$ は、誤差項の分散共分散行列のコレスキー分解により、各系列に相当する information share を計算することで得られる指標であり、以下のように定義される。

$$\begin{aligned}V[\eta_t] &= \psi' \Omega \psi = (\psi' F)(F' \psi), \\ HBIS_k &\equiv \frac{([\psi' F]_k)^2}{\psi' \Omega \psi}, \quad [ ]_k \text{ はベクトルの第 } k \text{ 要素.}\end{aligned}\quad (4)$$

ただし、 $HBIS_k$ はコレスキー分解の性質上、変数の順序により値が異なる。多くの実証研究では、(4)を全ての並べ替えについて計算し、その最大値と最小値の平均値をその系列の information share の代表値としている。それに対して、Lien/Shrestha [2009] の information share(LSIS)は誤差項の相関行列を直交分解し計算するため、並べ替えを必要としない指標となっている。具体的に、 $\Omega$ は $\epsilon_t$ の各変数の標準偏差を要素としてもつ対角行列  $V$  と相関行列 ( $\Psi$ ) の固有値の対角行列  $\Lambda$  とそれに対応する固有ベクトルをそれぞれの列に持つ  $G$  を用いて以下のように分解できる。

$$\begin{aligned}\Omega &= V \Phi V \\ &= V(G \Lambda^{1/2} G' G \Lambda^{1/2} G') V \\ &= (G \Lambda^{-1/2} G' V^{-1})^{-1} (V^{-1} G \Lambda^{-1/2} G')^{-1} \\ &= F^* (F^*)', \\ F^* &= (G \Lambda^{-1/2} G' V^{-1})^{-1}.\end{aligned}$$

さらに、これを用いて LSIS は以下のように定義される。

$$LSIS_k \equiv \frac{([\psi F^*]_k)^2}{\psi' \Omega \psi}, \quad [ ]_k \text{ はベクトルの第 } k \text{ 要素.}$$

なお、先行研究において、両者の指標としてのパフォーマンスは同程度であると報告されている (Lien/Wang [2016])。慎重な議論を行うため、本研究においては LSIS と HBIS 双方の指標を計算したが、同様の結果が確認されたので本研究では LSIS の結果のみを報告する。

## 5 推定結果

### 5.1 仮説 1

本節では、ティック・サイズを縮小した銘柄 (フェーズ 1 : 29 銘柄, フェーズ 2 : 73 銘柄) を対象に、板情報から計算した三系列 ( $mp$ ,  $p$ ,  $wp$ ) 収益率を用いた分散比検定の結果を報告する。使用するデータ頻度については、高頻度データにおいて顕著に表れるビッドアスクスプレッドなどのマイクロストラクチャーノイズを考慮するため、10 秒次、60 秒次の収益率を用いる。検定結果について、ここでは (銘柄数) × (各期間の日数) 回の検定を行い、その中で帰無仮説が棄却された割合を表 5、表 6 にまとめた。また、帰無仮説 ( $H_0 : \rho(1) = \dots = \rho(q-1) = 0$ ) をマイナス方向に棄却した場合とプラス方向に棄却した場合とに分け、それらについても議論する。

まず、自己相関が有意であった割合について、系列、頻度ごとに表 5、表 6 にまとめた。 $p$  については、フェーズ 1 とフェーズ 2 ともに負の自己相関を示す割合の減少が見られた。 $p$  は直前の成行注文と最良気配に依存する系列であり、データの頻度が高い時にはビッドアスクバウンスが原因となり高い負の相関を示すことが知られている。自己相関を示す割合が減少した原因としては、ティック・サイズが縮小したことによるビッドアスクバウンスの軽減が考えられる。 $wp$  の自己相関を示す割合は、フェーズ 1 (期間 1 と期間 2) とフェーズ 2 (期間 3 と期間 4) ともに大幅な減少が見られた。 $wp$  は最良気配の情報を直接的に含まないが、 $wp$  の計算に使用する気配値は最良気配の一つ外側から数えた上下  $a$  本 ( $a$  はティック・サイズ縮小の程度、期間により異なる) であるため、最良気配に依存する系列である。よって、最良気配に効率的価格の情報が反映されている市場 (効率的市場) では、 $wp$  は自己相関を持たない (予測不可能) と考えられるため、ここで得られた  $wp$  の自己相関を示す割合の減少は、市場の情報効率性の向上と整合的である。 $mp$  については、フェーズ 1 とフェーズ 2 ともに正の自己相関を示す割合のわずかな増加が見られたが、割合としてはどちらも依然低い値となっている。 $mp$  は、最良気配及びそれにかかる数量により計算される系列であるため、ティック・サイズ縮小に伴う分割発注の増加により、連続して同じ方向の約定が起こったことが原因として予想される (分割発注の増加は第二章で注文の小口高頻度化が見られたことから示唆される)。しかし、この分割発注と最良気配にかかる数量との関係についての検証は、本研究の検証内容とは論点が異なるため、別の機会に論ずることとしたい。このように、一部で自己相関を示す割合のわずかな増加が見られたが、以上の三系列についての結果は概ね仮説 1 を支持する結果であると言える。

## 5.2 仮説 2

表 7, 表 8 は, 秒次の価格系列  $Y_t = (mp_t, p_t, wp_t)$  を用いて Lien/Shrestha [2009] の information share を TOPIX100 構成銘柄について計算し, ティック・サイズ縮小を行った銘柄とそうでない銘柄の平均値を記載した表である. ただし, 表中の各期間に対応する information share はすべて (銘柄数  $\times$  日数) 分の計算結果の平均値である. また, フェーズ 1 とフェーズ 2 の効果を検証するため, ティック・サイズ縮小後から縮小前の information share の差を計算した (表 7, 表 8 の“差分”). さらに, 相場全体の共通した影響を除くために, ティック・サイズ縮小対象銘柄の変化とそうでない銘柄の変化の差を“差分の差分”として表 7, 表 8 に記載している.

まずは, 表 7 について, 各系列の information share を期間ごとに確認すると, すべての期間, すべての価格帯において最も情報を持つ系列は  $mp$  であるとわかる.  $mp$  の次に情報を多く持つ系列に関しては, 期間, 価格帯を通じて共通した大小関係がないため,  $p$  と  $wp$  のどちらがより多く効率的価格に関する情報を持っているかについては自明ではない. ティック・サイズ縮小による information share の変化について, フェーズ 1, フェーズ 2 ともに  $mp$  の information share の大幅な減少と  $p$  の information share の大幅な増加が見られた.  $wp$  に関しては, フェーズ 1 とフェーズ 2 で変化の方向が異なっており, フェーズ 1 では有意な増加, フェーズ 2 では有意な減少が見られた.

また, 以上の変化がティック・サイズの縮小の程度に関わらず共通して見られるかを確かめるために, 表 8 にティック・サイズ縮小の程度ごとの変化を記載している. この検証は, 表 7 の検証において,  $wp$  の系列を作成する際の本数が縮小の程度によって異なっていることから, 正確な議論のために必要な検証である. 結果から, ティック・サイズ縮小の程度に関わらず,  $p$  の information share の増加,  $mp$  の information share の減少が共通して見られ, またティック・サイズ縮小の程度が大きいほどその効果が顕著であることがわかった. 以上より, 指値注文市場の価格発見機能に対してティック・サイズ縮小がもたらす主な影響は,  $p$  の information share の増加と  $mp$  の information share の減少であると考えられる. 最後に, 縮小の有無および各縮小内容ごとで分けた information share のヒストグラム (図 2 から図 4) から, 先ほど述べた傾向が確認できる. これより, 以上の結果は仮説 2 を支持する結果であると言える.

## 6 おわりに

本研究では、東証が2014年に実施したティック・サイズ縮小が、指値注文市場の流動性と価格発見機能に対して、どのように影響したかについて明らかにした。価格発見機能に対する影響については以下の2つの仮説に対して検証を行った。

**仮説1** 最良気配の板情報 ( $mp$ )、最良気配以外の板情報 ( $wp$ )、約定価格 ( $p$ ) の情報からそれぞれ作成した系列の価格効率性は、ティック・サイズ縮小により向上する。

**仮説2** 2014年のティック・サイズ縮小により、指値注文市場において約定価格が持つ相対的な情報量が大きくなる。

以上の仮説の検証方法について、本研究では市場の効率性の変化を分散比検定により検証し、板全体における相対的な価格発見機能の変化を Lien/Shrestha [2009] の information share により検証した。

本研究で得られた結果について、ティック・サイズ縮小前後の流動性の比較からは、Goldstein/Kavajecz [2000] で見られたような、ビッドアスクスプレッドの縮小と累積的な厚みの減少、注文一回あたりの取引株数の減少と一日の取引回数の増加など流動性供給者、流動性需要者双方の行動変化を示唆する結果が得られた。

仮説の検証については、分散比検定の結果から、仮説1の指値注文市場の情報効率性の向上を示唆する結果が得られた。次に、Lien/Shrestha [2009] の information share の計算結果から、最良気配が持つ相対的な情報量の減少、約定価格系列が持つ相対的な情報量の増加がティック・サイズ縮小の程度によらず共通して見られた。この結果は、仮説2と整合的な結果である。この結果に関して、即時性を需要する際のコスト軽減により、情報投資家が最良気配への指値注文よりも、成行注文を優先するようになったことが可能性の一つとして考えられる。しかし、注文ごとの投資家情報が利用可能でないためこれに関する具体的な検証には困難が伴う。

本研究の検証においては、指値注文市場の価格発見機能の向上を示唆する結果が得られたが、先行研究と同様に、累積的な板の厚みの減少などの流動性におけるデメリットも確認されている。よってさらなるティック・サイズ縮小により、指値注文市場の価格発見機能の向上が得られるかは別の問題として議論されるべきである。実際に、他国の市場においては、流動性が低い銘柄のティック・サイズを拡大する事例も多くあることから、流動性に対応した適切なティック・サイズについては、今後も議論の余地が残っている。日本の市場においてこの検証を行うためには、個別銘柄ごとの流動性と価格発見機能の変化を見る必要がある。しかし本研究で扱った制度変更は、日本の市場において流動性の特に高い TOPIX100 構成銘柄のみに対するティック・サイズ縮小であるため、日本の市場全体におけるティック・サイズ縮小の必要性や適切なティック・サイズについての議論は難しい。よって、これらの問題についての議論は今後の課題としたい。

## 参考文献

- 宇野淳, 柴田舞 [2012] 「取引の高速化と流動性へのインパクト: 東証アローヘッドのケース」, 『現代ファイナンス』, 31, 87–107.
- 太田亘 [2016] 「取引システム高速化とティックサイズの制約」, 『現代ファイナンス』, 38, 27–59.
- 近藤真史 [2015] 「東証立会市場における呼値の単位の変更の影響」, 『JPX ワーキング・ペーパー vol.07』.
- 林高樹 [2017] 「高頻度注文板データの統計解析: 異市場・同一株式価格間の先行遅行関係」, 『統計数理』, 65(1), 113–139.
- Bourghelle, D., and Declerck, F. [2004] “Why Markets Should Not Necessarily Reduce the Tick Size,” *Journal of Banking & Finance* 28, 373–398.
- Cao, C., Hansch, O., and Wang, X. [2009] “The Information Content of an Open Limit-Order Book,” *Journal of Futures Markets* 29(1), 16–41.
- Chien, C., Y, and Lee, H., C [2014] “The Information Content of the Thinner Order Book Following Tick Size Reduction: Evidence from the Taiwan Stock Exchange,” *Managerial Finance* 40(3), 218–233.
- Conrad, J., Wahal, S., and Xiang, J. [2015] “High-frequency Quoting, Trading, and the Efficiency of Prices,” *Journal of Financial Economics* 116, 271–291.
- Goldstein, M., A, and Kavajecz, K., A [2000] “Eighths, Sixteenths, and Market Depth: Changes in Tick Size and Liquidity Provision on the NYSE,” *Journal of Financial Economics* 56, 125–149.
- Harris, L., E. [1994] “Minimum Price Variations, Discrete Bid–Ask Spreads, and Quotation Sizes,” *The Review of Financial Studies* 7(1), 149–178.
- Hasbrouck, J. [1995] “One Security, Many Markets: Determining the Contributions to Price Discovery,” *The Journal of Finance* 50(4), 1175–1199.
- Jones, C., M., and Lipson, M., L. [2001] “Sixteenths: Direct Evidence on Institutional Execution Costs,” *Journal of Financial Economics* 59, 253–278.
- Lien, D., and Shrestha, K. [2009] “A New Information Share Measure,” *The Journal of Futures Markets* 29(4), 377–395.
- Lien, D., and Wang, Z. [2016] “Estimation of Market Information Shares: A Comparison,” *The Journal of Futures Markets* 36(11), 1108–1124.
- Lo, A., W., and MacKinlay, A., C. [1988] “Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test,” *The Review of Financial Studies* 1(1), 41–66.
- Newey, W., K., and West, K., D. [1994] “Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation,” *Review of Economic Studies* 61, 631–653.

Zhao, X., and Chung, K., H. [2006] “Decimal Pricing and Information-Based Trading: Tick Size and Informational Efficiency of Asset Price,” *Journal of Business Finance & Accounting* 33(5-6), 753–766.

表1 ティック・サイズ縮小の概要

価格帯 (円)	2014/1/10 以前	フェーズ 1	フェーズ 2
		2014/1/14 以降	2014/7/22 以降
-1000	1	1	0.1
1000-3000	1	1	0.5
3000-5000	5	1	0.5
5000-10000	10	1	1
10000-30000	10	5	5
30000-50000	50	5	5

Note: 単位はすべて円

表2 系列 *wp* に使用する気配値の本数

価格帯 (円)	変更内容 (円)	期間 1	期間 2
-3000	1→1	2-8 <sup>1</sup>	2-8
3000-5000	5→1	2 <sup>2</sup>	2-6
5000-10000	10→1	2	2-8
10000-30000	10→5	2-4	2-7
30000-50000	50→5	2	2-8

価格帯 (円)	変更内容 (円)	期間 3	期間 4
-1000	1→0.1	2	2-8
1000-5000	1→0.5	2-4	2-7
5000-	—	2-8	2-8

<sup>1</sup> 2本目から8本目の気配値を表す

<sup>2</sup> 2本目の気配値を表す

表3 期間ごとの対象銘柄のデータ

期間	スプレッド (円)	一日の取引株数 (100万株)	一日の取引件数 (1万回)	最良気配の厚み (1万株)	一回の取引株数 (株/回)
1	11.35	74.76	6.34	5.37	1171.34
2	4.93	83.05	15.90	0.29	522.06
3	1.34	636.56	19.95	40.18	3176.40
4	0.79	557.27	30.16	2.49	1830.76



表4 累積指値注文量の変化

価格帯	フェーズ 1				フェーズ 2		
	3000-5000	10000-30000			1000-5000		
幅 (円)	5 円	10 円	20 円	30 円	1 円	2 円	3 円
縮小前	10.202	0.793	1.433	2.146	5.245	9.506	13.990
縮小後	3.712	0.511	0.997	1.500	4.098	7.693	10.798

**Note:**単位はすべて (1 万株)

表5 分散比検定 (10 秒次)

期間 \ $q$	[1]			[2]			[3]			
	2	6	11	2	6	11	2	6	11	
$mp$	1	0.192	0.220	0.192	0.059	0.091	0.088	0.133	0.129	0.104
	2	0.194	0.237	0.238	0.119	0.106	0.092	0.075	0.130	0.145
	3	0.139	0.173	0.189	0.081	0.071	0.074	0.058	0.102	0.116
	4	0.226	0.246	0.242	0.141	0.143	0.127	0.085	0.103	0.115
$p$	1	0.772	0.858	0.863	0.000	0.001	0.001	0.772	0.857	0.862
	2	0.625	0.735	0.733	0.005	0.007	0.007	0.621	0.728	0.726
	3	0.714	0.830	0.841	0.002	0.000	0.001	0.712	0.830	0.840
	4	0.541	0.633	0.636	0.007	0.008	0.005	0.534	0.624	0.631
$wp$	1	0.736	0.825	0.824	0.004	0.003	0.002	0.732	0.822	0.822
	2	0.384	0.462	0.454	0.043	0.046	0.049	0.340	0.416	0.405
	3	0.611	0.726	0.726	0.003	0.003	0.001	0.608	0.724	0.725
	4	0.243	0.302	0.297	0.050	0.069	0.063	0.193	0.234	0.233

**Note:** [1] は有意であった割合, [2] はプラスに有意であった割合, [3] はマイナスに有意であった割合を指す。 $q$  は  $VR(q)$  を計算する際の  $q$  の値を指す。

表 6 分散比検定 (60 秒次)

期間 \ q	[1]			[2]			[3]			
	2	6	11	2	6	11	2	6	11	
<i>mp</i>	1	0.092	0.085	0.076	0.044	0.055	0.056	0.048	0.030	0.020
	2	0.129	0.116	0.078	0.025	0.033	0.028	0.103	0.084	0.050
	3	0.097	0.126	0.097	0.031	0.050	0.052	0.065	0.076	0.046
	4	0.119	0.131	0.097	0.037	0.034	0.038	0.082	0.097	0.059
<i>p</i>	1	0.699	0.664	0.567	0.000	0.001	0.001	0.699	0.663	0.566
	2	0.477	0.422	0.330	0.004	0.007	0.009	0.472	0.415	0.321
	3	0.584	0.550	0.447	0.001	0.004	0.004	0.582	0.546	0.443
	4	0.329	0.288	0.193	0.004	0.012	0.015	0.325	0.276	0.178
<i>wp</i>	1	0.534	0.496	0.353	0.003	0.003	0.004	0.532	0.492	0.349
	2	0.230	0.188	0.135	0.033	0.059	0.061	0.197	0.129	0.074
	3	0.365	0.338	0.214	0.002	0.003	0.003	0.363	0.335	0.211
	4	0.150	0.151	0.101	0.032	0.033	0.034	0.118	0.118	0.067

**Note:** [1] は有意であった割合, [2] はプラスに有意であった割合, [3] はマイナスに有意であった割合を指す。  
*q* は  $VR(q)$  を計算する際の *q* の値を指す。

表 7 information share の推定結果

		期間 1	期間 2	差分	差分の差分
3000 円未満 (変更なし)	<i>mp</i>	0.717	0.663	-0.054	—
	<i>p</i>	0.098	0.104	0.005	—
	<i>wp</i>	0.184	0.233	0.049	—
3000 円以上 (変更あり)	<i>mp</i>	0.805	0.592	-0.213	-0.159(-19.870)
	<i>p</i>	0.091	0.230	0.139	0.134(42.616)
	<i>wp</i>	0.104	0.178	0.074	0.025(3.571)
		期間 3	期間 4	差分	差分の差分
5000 円未満 (変更あり)	<i>mp</i>	0.715	0.649	-0.066	-0.085(-10.158)
	<i>p</i>	0.111	0.184	0.073	0.107(82.920)
	<i>wp</i>	0.175	0.168	-0.007	-0.022(-3.822)
5000 円以上 (変更なし)	<i>mp</i>	0.626	0.645	0.019	—
	<i>p</i>	0.234	0.199	-0.034	—
	<i>wp</i>	0.140	0.156	0.015	—

**Note:** () 内は *t* 値. *t* 値の計算について, 標準誤差は Newey/West [1994] に基づいて HAC estimator を推定した。

表 8 変更内容ごとの Information share の推定結果

変更内容 (円)		期間 1	期間 2	差分	差分の差分
変更なし	mp	0.717	0.663	-0.054	—
60 銘柄	p	0.098	0.104	0.005	—
	wp	0.184	0.233	0.049	—
5→1	mp	0.849	0.599	-0.250	-0.196(-13.742)
11 銘柄	p	0.074	0.203	0.129	0.124(19.435)
	wp	0.078	0.198	0.121	0.072(8.654)
10→1	mp	0.874	0.618	-0.256	-0.202(-24.549)
10 銘柄	p	0.059	0.270	0.210	0.205(43.767)
	wp	0.066	0.112	0.046	-0.003(-0.286)
10→5	mp	0.643	0.564	-0.079	-0.025(-4.757)
6 銘柄	p	0.157	0.203	0.046	0.041(10.526)
	wp	0.200	0.233	0.033	-0.016(-1.787)
50→5	mp	0.709	0.514	-0.195	-0.141(-9.612)
2 銘柄	p	0.142	0.254	0.112	0.106(10.693)
	wp	0.149	0.233	0.083	0.035(2.686)

変更内容 (円)		期間 3	期間 4	差分	差分の差分
1→0.1	mp	0.838	0.668	-0.170	-0.189(-32.291)
21 銘柄	p	0.042	0.197	0.155	0.189(158.617)
	wp	0.121	0.135	0.015	-0.001(-0.095)
1→0.5	mp	0.665	0.641	-0.024	-0.0430(-4.250)
52 銘柄	p	0.139	0.178	0.040	0.074(24.139)
	wp	0.197	0.181	-0.015	-0.031(-5.142)
変更なし	mp	0.626	0.645	0.019	—
18 銘柄	p	0.234	0.199	-0.034	—
	wp	0.140	0.156	0.015	—

**Note:** () 内は t 値. t 値の計算について, 標準誤差は Newey/West [1994] に基づいて HAC estimator を推定した.

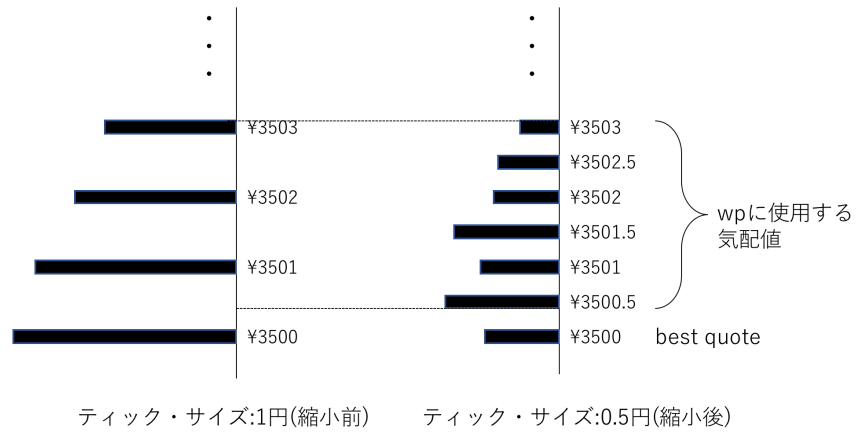
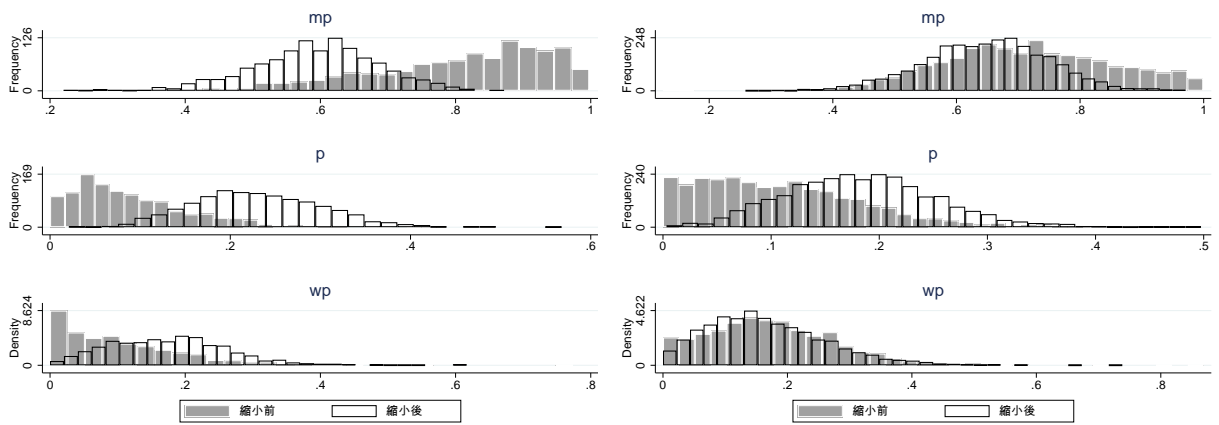


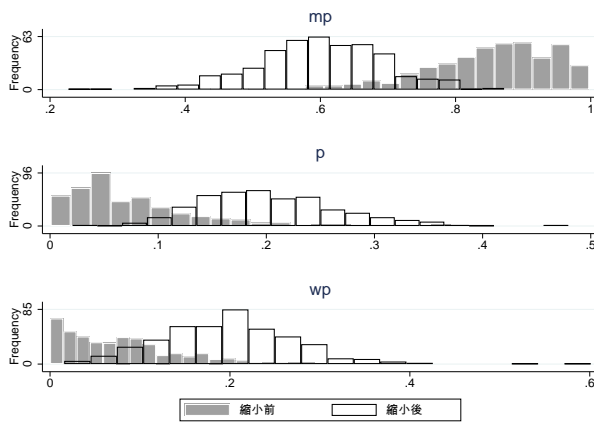
図1 例:1円→0.5円



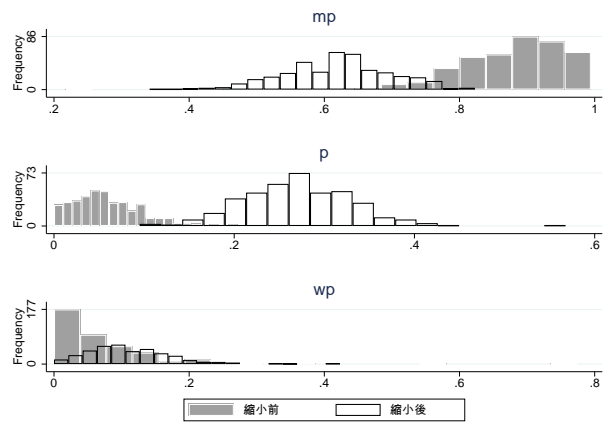
[1] フェーズ 1

[2] フェーズ 2

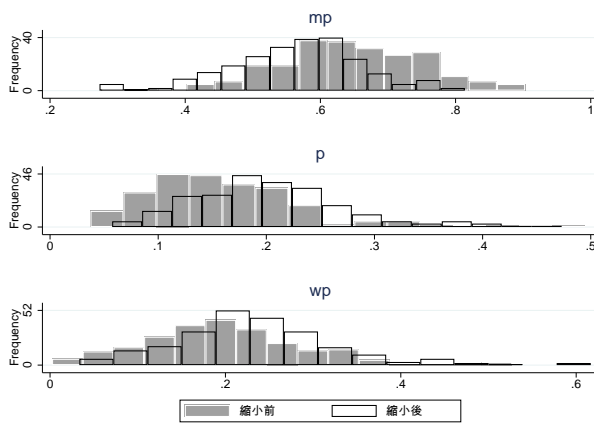
図2 information share のヒストグラム (フェーズ 1, フェーズ 2)



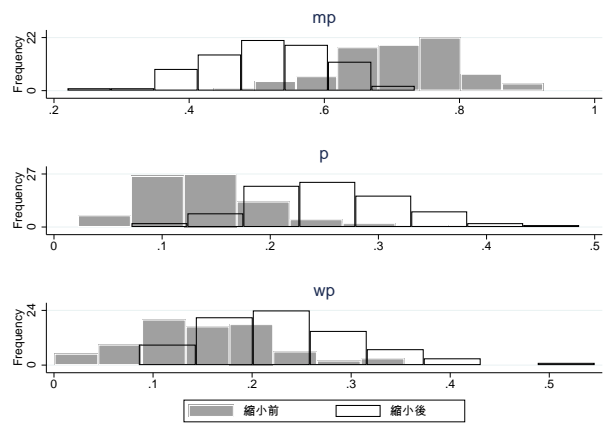
[1] フェーズ 1, 5円から1円



[2] フェーズ 1, 10円から1円

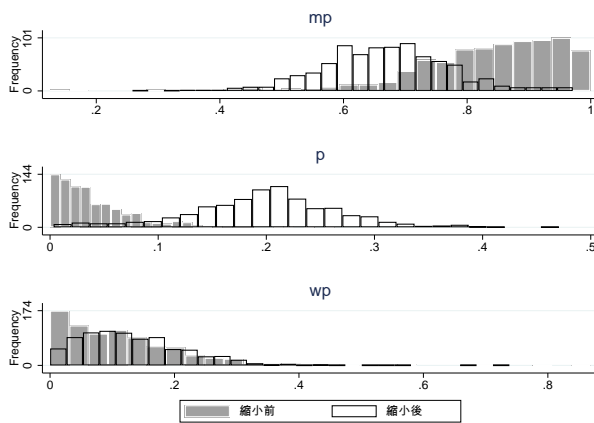


[3] フェーズ 1, 10円から5円

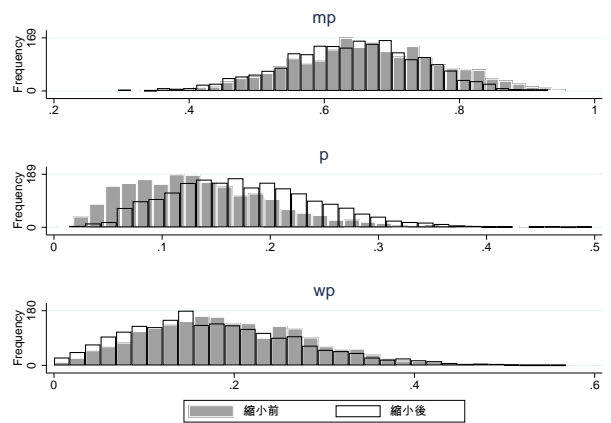


[3] フェーズ 1, 10円から5円

図3 フェーズ 1, 縮小内容ごと



[1] フェーズ 2, 1円から0.1円



[2] フェーズ 2, 1円から0.5円

図4 フェーズ 2, 縮小内容ごと

# Relationship between tick size reduction and price information of open limit order book

Kenji Hatakenaka\*

## Abstract

In this study, I examine the effects from tick size reduction in 2014 at Tokyo Stock Exchange to price discovery of the limit order book by using tick-by-tick data from TOPIX100 stocks. Typically, both spreads and depths decline after tick size reduction. This fact has been confirmed in this study too. I examine the effects of changes in trader's behavior which is caused by changes in the shape of limit order book. The results suggest that the information of an efficient price became more likely to be reflected by market orders than limit orders after tick size reduction.

JEL classification: G14.

keywords: equity market; price discovery; market microstructure; high frequency trading.

---

\*Graduate School of Economics, Osaka University, 1-7 Machikaneyama, Toyonaka, Osaka 560-0043, JAPAN;  
e-mail: u626530i@ecs.osaka-u.ac.jp