

東京証券取引所の改革と証券市場の透明性*

坂和 秀晃[†]

生方 雅人[‡]

* 本稿の作成にあたり、筒井義郎先生(大阪大学)・大屋幸輔先生(大阪大学)に大変お世話になった。また、本研究は、平成 21 年度うちよ財団研究助成及び科学研究費補助金の支援を受けている。記して、感謝の念を表したい。もちろん、本稿に含まれる誤りは全て筆者達の責である。

† 名古屋市立大学大学院経済学研究科講師。〒467-8501 愛知県名古屋市瑞穂区瑞穂町山の畑 1 番地 Email: sakawa@econ.nagoya-cu.ac.jp

‡ 釧路公立大学経済学部講師。〒085-8585 北海道釧路市芦野 4-1-1

Email: ubukata@kushiro-pu.ac.jp

証券市場の透明性と東京証券取引所の改革

要旨

本稿では、東証の透明性向上に関する改革について実証的な検証を行う。具体的には、2003年の東証の透明性を向上させる改革が、証券市場の流動性を高め、市場における投資家間の非対称情報を緩和したかどうかを検証する分析を行う。日経225構成銘柄について、流動性の代理変数であるデプス以外の変数に関しては、流動性を高め投資家間の非対称情報の程度を緩和するという実証結果が得られた。この結果は、東証の改革には一定の効果があつたことを示している。

JEL Classifications: G14・G15・G18

キーワード: 東証・透明性・流動性・非対称情報

1. はじめに

近年、証券市場の透明性に関する注目が集まっている。特に、世界的な証券市場合併の動きがある昨今、少しでも証券市場の流動性を高めることが証券市場生き残りの改革の一つとして見なされるようになったといっても過言ではない。その中でも、証券市場における取引に関する透明性を高めることは、重要なテーマであるといえる。証券市場を利用する投資家間の非対称情報の問題を緩和して、市場の流動性を高めるためには、証券市場の透明性を高める意義は大きいと考えられている。このような考え方から、証券市場の透明性を高めようという動きが増えている。その中でも、日中取引に関する気配情報の公開を進める動きは全世界の証券取引所において多く取り組まれている。このような証券市場改革の潮流の中、日本においても、2000年に気配情報の公開幅が、最良気配から上下3本気配へと拡充され、更に2003年には、上下5本気配までが公開されるようになってきている。

本稿では、このように様々な改革が成されている証券市場の透明性向上の影響について、東京証券取引所(東証)の改革に注目して検証を行うことである。具体的には、2003年の東証の透明性を高める改革が実効性を持っていたのかどうかを検証するために「流動性」・「市場における投資家間の非対称情報の程度」の2点に注目して実証分析を行う。

証券市場の透明性を高めようとする改革は、世界中の取引所で取り組まれている。まず、1990年のカナダのトロント証券取引所では、電子取引ベースの取引システムにおいて、投資家に公開する情報を最良気配価格・数量から上下5本気配価格・数量へと増やすことで、証券市場の透明性を向上させている。ニューヨーク証券取引所でも、2002年に透明性を向上させる取り組みを行っている。板の気配価格・取引数量情報を10秒間隔で投資家に公開するようにしている。同様に、米国のナスダック証券取引所では、2002年にSuper Montage Systemを導入して、上下5本気配の価格・数量を投資家に公開するようになってきている。更に、韓国証券取引所においても、2000年に気配情

報の公開幅を最良気配から上下 5 本気配へと拡充し、2002 年には上下 10 本気配へと拡充している。2000 年以降には東証においても、他の証券市場の改革に対応するため、いくつかの改革が実行された。気配情報の公開幅を拡充する改革を取られただけでなく、2002 年にアクションプログラムの一環として、上場企業に対して四半期情報の自主的な開示を行うなどの改革が行われた。

このように、世界の多くの取引所において、証券市場の透明性を向上させる取り組みが行われている。透明性を向上させる効果に関しての理論の先行研究は以下のようにまとめられる。Baruch (2005) は、スプレッドを減少させることで、市場の流動性や投資家間の非対称情報の程度を減少させるという意味で市場の質を向上させることを示している。また、Madhavan(1995)/Naik et al. (1999) では、売買注文が市場において執行された後の取引事後の透明性 (Post-trade transparency) についての理論分析を行っている¹。取引事後の透明性 (Post-trade transparency) については、Gemmill (1996) のロンドン証券取引所に関する実証研究において、透明性を向上させてもスプレッドには影響を与えないことを示している。透明性の向上に関しては、ファイナンス実験を用いたアプローチからの研究も行われている。Bloomfield and O' Hara (1999) では、透明性の向上により情報効率性とスプレッド幅が拡大する効果があることを示している。一方、Flood et al. (1999) では、透明性の向上により、デプスと取引量が増加することを示している。

理論的な研究に対して、その効果についての実証分析は十分とはいえず、一意の結論が得られたとは言いがたい状況にある。Madhavan et al. (2005) では、1990 年に行われたカナダのトロント証券取引所での透明性向上のイベントの効果を調べている。

¹ 東証は、2000 年 12 月に証券市場の透明性向上の改革を同様に行っており、この時には「気配情報の開示幅を最良気配のみから上下 3 本気配に拡大」している。この効果については、Sakawa and Ubukata (2009)において検証されており、証券市場の流動性を高め、投資家間の非対称情報を緩和する効果を有していたことが示されている。ただし、透明性向上の効果については、Eom et al. (2007) が指摘するようにその時の証券取引所の透明性の程度によって変わる可能性がある。したがって、本稿では 2000 年の改革によって一定限透明性の程度が高まった後の 2003 年の東証の改革に注目した実証分析を行っている。

その結果、透明性の向上によって、逆に市場の投資家間の非対称情報の程度が大きくなっていることを示している。また、流動性の指標であるビッド・アスクスプレッドに関しても、イベント前の方が小さく流動性が高くなっているという結果が得られている。すなわち、透明性を向上させるイベントには、流動性を高める効果、投資家間の非対称情報の問題を緩和する効果がないという実証結果になっている。一方で、Bohmer et al. (2005)では、ニューヨーク証券取引所の板情報公開後に流動性指標であるスプレッドの幅が狭くなり、流動性が高まるという実証結果を報告しており、Madhavan et al. (2005)とは相反する実証結果を得ている。また、Hendershott and Jones (2005)においても、注文駆動型の取引システムを運用するアイルランドの電子通信ネットワーク (Ireland Electronic Communication Network)において売買の活発な3銘柄の板の公開を止めたところ、情報効率性が下がるという実証結果を得ている。

欧米諸国の証券取引所に関する分析が大部分であるものの、アジアの証券取引所についても先行研究が存在する。Eom et al. (2007)の研究では、韓国証券取引所の2000年と2003年の2回の透明性向上のイベントに注目した実証分析を行って、透明性を高める効果が逡減する可能性を示している。Eom et al. (2007)では、KOSPI200に含まれる銘柄に関して、2000年の公開情報を3本気配から5本気配に増やすイベントと2003年の5本気配から10本気配に増やすイベントの両方に注目して分析を行っている。そして、2000年のイベント後には、流動性が高まり投資家間の非対称情報の程度が緩和するのに対して、2003年のイベント後にはその効果は必ずしも全ての変数で有意に得られず効果自体も小さいことを示している。

東証の改革に関する実証的な分析は、少なからず存在している。例えば、2002年の東証のアクションプログラムの一環として行われた、四半期情報の自主公開についての分析を行った生方・坂和 (2007)がある。生方・坂和 (2007)では、透明性を向上させる四半期情報公開によるディスクロージャー効果により、投資家間の非対称情報の程度が緩和されたことを示している。東証の透明性向上の改革に関しては、Sakawa and Ubukata (2009)において、2000年に行われた「公開気配幅を最良気配から上下3本気

配に拡充させる」改革によって、市場の流動性を高めトレーダー間の情報の非対称性の程度を緩和することが明らかになっている。

本稿では、証券市場の透明性向上の影響について、2003年6月30日に行った東証の改革に注目して検証を行うことである。本稿では、同改革の効果として「市場の流動性が高まり投資家間の情報の非対称性の程度が緩和された」という仮説を立てて実証分析を行う¹。本改革に際しては取引情報の匿名性を確保し投資家間の公平性を担保するという観点から、「証券会社に対する手口情報の開示の取りやめ」が同時に着手されている。その意味では、匿名性の確保によって透明性の程度が減少している効果もある²。本稿では、2003年の東証の改革が透明性を高める意味での実効性を持っていたのかどうかを検証するために「流動性」・「市場における投資家間の非対称情報の程度」の2点に注目して実証分析を行う。

本稿で得られた結果は以下の3点にまとめられる。第一に、市場の流動性に関する指標の一つである相対スプレッドに関しては、有意に幅が狭まるという結果が得られた。すなわち、相対スプレッドで測定した市場における流動性が東証の改革によって高まったことを意味していると解釈できる。第二に、市場の厚みを計る流動性の指標であるデプスは、増加傾向を示すものの、有意な結果を得ることはできなかった。東証の改革の効果が市場の厚みを増し流動性を高めたかどうかに関しては明らかでない。第三に、投資家間の情報の非対称性を表す Transient Volatility と MRR モデルの逆選択コストについては、改革後にそれぞれの指標が有意に減少するという効果を得ることができた。したがって、東証の透明性を高める改革によって投資家間の情報の非対称性の程度は緩和されたと結論づけることができる。これらの結果をまとめると、東証の透明性を高める改革の効果は有効であると解釈可能であると考え

本稿は以下のように構成される。第2節において、データと記述統計量についての説明を行う。次に、3節では実証仮説の導出と推定方法の紹介を行う。第4節において

² この点に関して、Foucault et al. (2007) では、匿名性の確保の効果に関する注文駆動型市場の理論モデルを構築して、匿名性の確保された市場においてはボラティリティーが減少することを示している。

は、推定結果を導出し解釈を行う。最後に、第 5 節において本稿の結論付けを行う。

2. データと記述統計量

データとしては、日経 Needs 個別銘柄ティックデータベースの最良気配版を利用して
いる。同データベースでは、個別銘柄の日中取引を取引価格・数量についての 1 分間
隔のデータに整理している。東証の取引は、連続型のオークション方式で行われる前
場(9時から11時)と後場(12時半から15時)までのザラバの期間と、コールオークシ
ョン方式で価格が決定されるオープニング・クロージングの板寄せ期間に分かれる。
本研究では、連続型のオークション方式で価格が決定されるザラバ期間のスプレッド
の要因分解を行うので、板寄せ期間は除いて考える。また、TOSTNET を用いて行われ
る時間外取引も除いて考える。

本研究のサンプル期間は、2003年6月30日の「3本気配から5本気配公開に気配情
報が拡充されたイベント日」の前後50営業日を取り、前半期間・後半期間に分けて分
析を行う。先行研究の Madhavan et al. (2005)/Eom et al. (2007) は、証券市場の取
引参加者の売買行動に影響が現れるのにはある程度の時間がかかることを想定してこ
のように広めのサンプル期間を採用している。本研究でも、先行研究に倣い、50 営業
日という広めのサンプル期間をとる。

本研究で用いるサンプル銘柄は、東証上場銘柄の内、日経 225 を構成する個別銘柄
のデータである³。日経 225 採用銘柄の内、(1)サンプル期間に平均して5分に1回以
上の取引回数がある銘柄・(2)新株発行・株式分割がサンプル期間にない企業・(3)テ
ィックサイズの変更がない企業といった基準を満たす銘柄は176銘柄であった³。

³ Ahn et al. (2002) の注文駆動型市場としての東証に関するスプレッド要因分析の研究にお
いても、日経 225 採択銘柄の内、一定の基準を満たす銘柄を東証の代表的銘柄として採用し
ている。Lin et al. (1995) も、同様の基準を用いて銘柄選択を行い、スプレッドの要因分解
を行っている。本研究でも、先行研究に倣った基準を採用して実証研究を行っている。

記述統計量については、表 1 にまとめられている。本研究では記述統計量として、1 日平均売買金額、1 日平均取引株式数、1 日平均取引回数、終値の平均を報告している。それぞれの統計量について、全銘柄及び 1 日平均売買金額による三分位グループについての計算を行っている。下位三分の一のグループをグループ A、中位三分の一のグループをグループ B、上位三分の一のグループをグループ C とおく。

表 1：1 日平均売買金額でグループ分けした場合の記述統計量

	企業 数	平均売 買金額 (1億円 単位)	1 日平均 取引量 (1000 株単位)		平均取引 回数 (1 日平均)		終値平均 (円)	
			前期	後期	前期	後期	前期	後期
2003 年								
ALL	176	20.870	3397.1	4381.8	430.1	537.8	761.5	901.3
グループ A	58	4.051	1309.5	1463.9	224.6	265.2	384	428.8
グループ B	59	11.996	3129.2	4105.6	390.7	490.2	480.2	560.9
グループ C	59	46.279	5717.1	7526.6	671.6	853.4	1413.9	1706.1

(注)：1 日平均売買金額の平均にしたがって、下位 3 分の 1 をグループ A、中位 3 分の 1 をグループ B、上位 3 分の 1 をグループ C としている。

表 1 より、1 日平均取引量、1 日平均取引回数についてはグループ A、B、C の順番に大きくなっている。1 日平均売買金額については、グループ B はグループ A の約 3 倍、グループ C はグループ B の約 4 倍の大きさになっている。したがって、グループ C の銘柄は出来高ベース、売買金額ベース双方で計って最も大きい銘柄群である。次に、公開気配情報拡充のイベント前後の変化を見ると、1 日平均取引量、1 日平均取引回数のどちらで計ってもイベント後の出来高が増えていることが明らかになる。1 日平均終値に関しても、上昇傾向にある。これらの傾向は、3 グループ全てについて共通している。したがって、イベント後に取引量が増えていることと、特に買い注文の回数が増えていることを示唆している。

3. 実証仮説と推定方法

本節では、東証で2003年6月30日に行われたイベントの効果を検証するための実証仮説の導出を行う。3.1節では、流動性に関する実証仮説を構築する。次に、3.2節において、投資家間の非対称情報の程度に関する仮説を導出する。最後に、3.3節において仮説で検証する変数の推定方法について説明を行う。

3.1. 流動性に関する実証仮説

本節では、東証の Nikkei 225 に属する銘柄の流動性が、2003年のイベント後に高まったのか否かを検証するために、ビッド・アスクスプレッドをスプレッドの中値で割り引いた相対スプレッドとデプスの両変数の変化が有意かどうかを検証する。それぞれの変数について、以下の2仮説を立てることができる。

相対スプレッドを流動性の代理変数として扱う仮説は以下ようになる。流動性を供給する指値注文が増えるほど、流動性も高まり、ビッド・アスクスプレッドの幅が狭くなるという関係が予想される。したがって、帰無仮説は以下ようになる。

仮説 1：イベント後に、相対スプレッドの水準は有意に変化しない。

デプス (Depth) としては、Madhavan et al. (2005) で扱われるように最良気配のビッド・アスク価格の取引数量の合計量を用いる。板における最良気配での取引数量であるデプスが大きいほど、即時執行できる注文数が多いことを意味するので、市場の流動性が高いと考えられる。したがって、帰無仮説は以下ようになる。

仮説 2：イベント後に、デプスの水準は有意に変化しない。

3.2. 投資家間の非対称情報の程度に関する実証仮説

本節では、イベント後に投資家間の情報の非対称性の程度が緩和されたのかどうかを検証するために、ボラティリティーと逆選択コストの両変数の変化が有意であるかどうかを検証する。それぞれの変数について、以下の仮説 3・4 を立てる。

株価収益率のボラティリティーは、市場の情報の非対称性の代理変数となっている。しかしながら、透明性の向上によって、ボラティリティーがどのように変動するかについては、相反する先行研究がある。理論の先行研究である Madhavan (1996) は、市場が十分に大きくないという条件の下で、透明性はボラティリティーを減少させる効果を持つことを示している。他方、Madhavan et al. (2005) では、トロント証券取引所では、透明性向上によってボラティリティーが増加したと相反する結果を得ている。したがって、透明性とボラティリティーの関係性について先験的に予想することはできないので、以下の仮説 3 を立てる。

仮説 3: イベント後のボラティリティー (Transient Volatility) の水準は有意に変化しない。

次に、投資家間の非対称情報の程度を示す指標である逆選択コストと透明性の関係を考える。透明性向上による逆選択コストの変化に関しても、先行研究では相反する結果が得られている。Madhavan et al. (2005) では、透明性向上後に逆選択コストが有意に増加するという結論が得られている。他方、Eom et al. (2007) では、逆選択コストはむしろ有意に減少するという結果を得ている。したがって、逆選択コストと透明性向上の関係についても先験的に予想することはできず、以下の仮説 4 を立てる。

仮説 4: イベント後に、逆選択コストの水準は有意に変化しない。

3.3. 推定方法

前節までの仮説 3・4 を検定する際に必要な 2 変数の推定方法について、以下で説明する。

3.3.1 節では、Transient Volatility の推定法について説明する。次に、3.3.2 節において Madhavan et al. (1997) の逆選択コストを推定するモデル(以下、MRR モデル)の推定について述べる。

3.3.1 Transient Volatility の推定

本稿では、仮説 3 を検証するボラティリティの変数として、Ranaldo (2004) が採用する Transient Volatility を用いる。Transient Volatility は、取引の順番による時間間隔に準拠したボラティリティの計算方法であり、1 分間隔の Tick Data を用いている都合上、正確な秒単位の時間間隔に基づいたボラティリティを計算できない東証の Tick Data を扱う上では適していると考えられる⁴。

Transient Volatility は以下のように求められる。まず、日中のある t 時点において過去 $t-19$ 時点までの 20 回の取引について、取引価格の 19 回の収益率を計算する。次に、その 19 個の収益率の標準偏差を計算する。最後に、日中の取引について逐次計算された標準偏差の平均を計算すると、それが日中取引の Transient Volatility になる。

3.3.2. MRR モデルの推定

本節では、仮説 4 で用いる逆選択コストの推定方法について説明する。本稿では、Madhavan et al. (2005)/ Eom et al. (2007) 等の先行研究で用いられている MRR モ

⁴特に、東証の日中取引については、オープニングとクロージング、昼休みの前後に取引量が増える W 字型の特徴を示すことが知られており、時間帯によって取引数量のパターンがある。また、Hasbrouck (1993) は、取引の順番による時間間隔に準拠したボラティリティを用いることで、株価収益率の不均一分散の問題を小さくすることができることを示している。

デルを採用する⁵。

MRRモデルは、構造系のモデルをスプレッドの要因分解の誘導系のモデルに書き直したモデルであり、スプレッドを逆選択コスト要因と注文執行コスト要因の2要因に分解することを可能にする。 t 時点の取引価格を P_t 、取引が買い注文で執行されたとき+1、売り注文で執行された時、-1をとる指示関数を Q_t とする。この時、MRRモデルは以下の推定式(1)で表せる。

$$\Delta P_t = \alpha(Q_t - \rho Q_{t-1}) + \beta(Q_t - Q_{t-1}) + u_t$$

(1)

本稿では、Ahn et al. (2002)/生方・坂和 (2007) と同様に (1)式の3パラメータ(α 、 β 、 ρ)をGMM推定する。この時、スプレッドの逆選択コスト要因が α 、注文執行コスト要因が β 、注文の1階の自己相関が ρ と推定される。ただし、モーメント条件の2項目の u_0 は誤差項の平均であり、ドリフト項になる。

$$E[f(\Delta P_t, Q_t, Q_{t-1}, \alpha, \beta, \rho)] = 0, \quad (2)$$

$$f(\Delta P_t, Q_t, Q_{t-1}, \alpha, \beta, \rho) = \begin{pmatrix} Q_t Q_{t-1} - \rho Q_{t-1}^2 \\ u_t - u_0 \\ (u_t - u_0) Q_t \\ (u_t - u_0) Q_{t-1} \end{pmatrix}$$

4. 推定結果とその解釈

本節では、前節で推定方法を紹介したそれぞれの推定量についてのイベント前後の推定結果について、ウィルコクソンの符号順位検定を行う。同検定結果によって、イ

⁵同モデルの注文駆動型市場である東証での推定方法については、Ahn et al. (2002)/生方・坂和 (2007)等で詳しく紹介されている。

イベントの効果を、4 仮説についてそれぞれ検証を行う。まず、4.1 節において、流動性に関する推定結果を検証し、解釈を行う。次に、4.2 節において、投資家間の非対称情報に関する推定結果の検証を行い、推定結果の解釈を行う。

4.1. 流動性に関する推定結果について

表 2 では、イベント前後の相対スプレッド・デプス・Transient Volatility のイベント前後の 50 営業日に関する変化が示されている。まず、相対スプレッドについては全サンプルにおいて、イベント後に有意に減少している。また、1 日平均売買金額の大きさを分割した 3 グループ全てにおいて、有意に減少している。この結果は、仮説 1 を負に棄却し、仮説 1 の対立仮説を採択すること、つまり相対スプレッドが減少することを意味する。このことは、透明性の向上により市場の流動性が高まったと解釈できる。

表 2：イベント前後の相対スプレッド・デプス・ボラティリティーの変化

2003 年	前期	後期	変化率 (%)	ウィルコクソンの 符号順位検定 (p 値)
全サンプル				
相対 スプレッド	0.384	0.321	-0.063	0.000
デプス	146732.498	165278.538	0.126	0.956
σ	0.230	0.200	-0.129	0.000
グループ A				
相対 スプレッド	0.515	0.432	-0.083	0.000
デプス	35783.271	30910.117	-0.136	0.149
σ	0.301	0.261	-0.131	0.000
グループ B				
相対 スプレッド	0.373	0.313	-0.060	0.000

デプス	89905.331	89277.334	-0.007	0.952
σ	0.223	0.195	-0.124	0.000
グループ C				
相対 スプレッド	0.266	0.219	-0.047	0.000
デプス	312628.397	373370.731	0.194	0.473
σ	0.167	0.145	-0.133	0.000

(注)：全サンプルと1日平均売買金額の大きさ順に分けたグループA・B・Cについてそれぞれ、相対スプレッド・デプス・ σ (Transient Volatility) の数値を報告している。なお、前期と後期の差が有意かどうかを検定するために、ウィルコクソンの符号順位検定を用いており、そのp値を報告している。

次にデプスについては、全サンプルについてイベント後に増加しているものの、その効果は有意ではない。また、全ての3グループについても同様に、イベント後のデプスの増加は有意ではなかった。この結果は、仮説2を棄却できないことを意味している。すなわち、デプスという指標で流動性を計測した場合、透明性の向上により、市場の流動性が高まるとは言えないことを意味している。この点に関して、Eom et al. (2007)では最良気配より大口の注文が入った場合、最良気配の数量でデプスを測定するとデプスを過小に見積もってしまう問題があることを指摘している。この点を考慮して、彼らの研究では最良気配の数量のみではなく、5本気配にかかる取引量の総和を使いデプスを測定している。本稿では、Madhavan et al. (2005)等の先行研究と同様に最良気配のデプスのみを測定しているため、東証の改革後のデプスを過小に推定した可能性もある⁶。

⁶本分析以前の期間には、5本気配の情報は開示されていなかったため、この期間のTickデータはNikkei Needs Historical Tick Dataにおいても最良気配版のみしか存在していない。したがって、デプスの指標としてはMadhavan et al. (2005)を初めとする従来の研究で用いられている最良気配の数量を用いることになる。

4.2. 投資家間の非対称情報に関する推定結果について

表 2 より、Transient Volatility については、全サンプルについて 12.9%程度有意に減少していることが示されている。同様に、3 グループに関する推定結果を参照しても、イベント後に有意に減少するという結果が示される。この結果は、仮説 3 が負に棄却されることを意味しており、透明性の向上により、市場の非対称情報の程度が緩和していることを意味していると解釈できる。

表 3：イベント前後の MRR モデルのスプレッド要因の変化

	前期	後期	変化率 (%)	ウィルコクソンの 符号順位検定 (p 値)
全サンプル				
α	0.129	0.096	-0.254	0.000
β	0.041	0.041	0.023	0.088
IS	0.170	0.138	-0.188	0.000
グループ A				
α	0.168	0.122	-0.277	0.000
β	0.057	0.057	0.005	0.662
IS	0.226	0.179	-0.205	0.000
グループ B				
α	0.119	0.093	-0.222	0.000
β	0.039	0.040	0.025	0.221
IS	0.159	0.133	-0.161	0.000
グループ C				
α	0.100	0.075	-0.256	0.000
β	0.025	0.027	0.062	0.003
IS	0.126	0.101	-0.192	0.000

(注)：全サンプルと 1 日平均売買金額の大きさ順に分けたグループ A・B・C についてそれぞれ、逆選択コスト要因 (α)・注文執行コスト要因 (β)・IS (Implied Spread) の数値を報告している。なお、前期と後期の差が有意かどうかを検定するために、ウィルコクソンの符号順位検定を用いており、その p 値を報告している。

最後に、MRR モデルの推定結果については、表 3 で示されている。逆選択コストに関しては、全サンプルについてイベント後に 25.4%分有意に減少するという結果が得られている。また、3 グループについても逆選択コストの減少は有意であり、A グループで 27.7%・B グループ 22.2%・C グループ 25.6%とその減少幅も大きい。

この結果は、Transient Volatility の結果と同様に東証の改革による透明性の向上は、市場の非対称情報の程度を緩和させる効果を持つことを意味していると解釈可能である⁷。注文執行コストの変動は時価総額の大きいグループ C においてのみ有意に増加しているものの、両要因の効果を足し合わせたトータルのスプレッドである Implied Spread は全グループ・3 グループともに有意に減少している。

5. 結論

本稿では、東証の取引に関する透明性を向上させる改革の有効性について実証研究の観点から検証を行った。2003 年 6 月に実行された東証の改革の効果を「流動性」・「市場における投資家間の非対称情報の程度」の 2 点から検証する実証分析を行った結果、以下の 3 点が明らかになった。

第一に、市場の流動性に関する指標として選択した相対スプレッドに関しては、改革後に全サンプルと時価総額の大きさに応じて分けた 3 グループの双方において、有意に幅が狭まるという結果が得られた。すなわち、仮説 1 は負の意味で有意に棄却される。この結果は、市場における流動性が東証の改革によって高まったことを意味し

⁷ Foucault et al. (2007) の帰結によれば、匿名性の確保による効果が出た可能性がある。また、本稿では、MRR モデルの逆選択コストに関しても同様の結果が得られている。2000 年の東証の改革と比較すると、Sakawa and Ubukata (2009) において、2000 年度の改革による逆選択コストの逆選択コストの減少幅を約 5%としているのに対し、本稿の分析では、2003 年度の逆選択コストの逆選択コストの減少幅を約 25%とかなり大きなものとなる。この点を考慮すれば、2003 年度の東証の改革は、「市場の非対称情報の程度を緩和」する効果を持っていたと結論付けることが可能だと考えられる。

ていると解釈できる。

第二に、市場の厚みを計る流動性のもう一つの指標として選択したデプスに関しては、増加傾向を示しているものの、統計的に有意な結果を得ることはできなかった。したがって、仮説 2 を棄却することはできない。すなわち、東証の改革の効果が市場の厚みを増し流動性を高めたかどうかに関しては明らかでない。

第三に、投資家間の情報の非対称性を表す指標として選択した Transient Volatility については、改革後にボラティリティーが有意に減少するという効果が全サンプル並びに 3 グループ全てについて得ることができた。すなわち、仮説 3 は負の意味で棄却された。また、投資家間の情報の非対称性を表すもう一つの指標である MRR モデルの逆選択コストについても同様に、改革後に有意に減少するという効果が全サンプル並びに 3 グループ全てについて得ることができた。仮説 3 と同様に仮説 4 も負の意味で棄却された。したがって、東証の透明性を高める改革によって投資家間の情報の非対称性の程度は緩和されたと結論づけることができる。

最後に、4 つの指標を用いた結果をまとめると、市場の厚みの指標であるデプスに関しては流動性を有意に増すという結果は得られなかった。一方で、他の 3 指標に関しては、「流動性を高め市場内のトレーダ間の情報の非対称性の程度を緩和する」という結論を得られている。したがって、東証の透明性を高める改革の効果は有効であると解釈可能であると考えられる。

本稿の結論を踏まえて、今後の研究の方向性としては以下のようなことが挙げられる。本稿では、「上下 3 本気配から 5 本気配までの公開幅の拡充」によって、同様に市場の流動性を高めトレーダ間の情報の非対称性の程度を減じる効果があることを明らかにしている。Eom et al. (2007) 等の先行研究で指摘されているように、透明性を一定以上高めるとその効果は低減し、却って流動性を減じる場合や、トレーダ間の非対称情報を拡大する可能性もある。したがって、更に公開幅を増している近年の東証の改革についての分析により、このような効果を再検証することが求められる可能性もある。今後の課題としたい。

[参考文献]

- 生方雅人, 坂和秀晃 (2007), 「注文駆動型市場における IR 活動のスプレッド要因への影響」『現代ファイナンス』 22, 97-113.
- Ahn, H. J., Cai, J., Hamao, Y., Ho, Y. K., (2002), “The components of the bid-ask spread in a limit order market: evidence from the Tokyo Stock Exchange,” *Journal of Empirical Finance* 9(4), 399-430.
- Baurch, S., (2005), “Who benefits from an open limit-order book?,” *Journal of Business* 78, 1267-1306.
- Bloomfield, R., O’ Hara, M., (1999), “Market transparency: who wins and who loses?,” *Review of Financial Studies* 12, 5-35.
- Boehmer, E., Saar, G., Yu, L., (2005), “Lifting the veil: an analysis of pre-trade transparency at the NYSE,” *Journal of Finance* 60, 783-815.
- Eom, K. S., Ok, J., Park, J-H., (2007), “Pre-trade transparency and market quality,” *Journal of Financial Markets* 10, 319-341.
- Flood, M. D., Huisman, R., Koedijk, K. G., Mahieu, R. J., (1999), “Quote disclosure and price discovery in multiple-dealer financial markets,” *Review of Financial Studies* 12, 37-59.
- Foucault, T., (1999), “Order flow composition and trading costs in a dynamic limit order market,” *Journal of Financial Markets* 2, 99-134.
- Foucault, T., S. Moinas., E. Theissen (2007), “Does anonymity matter in electronic limit order market? ,” *Review of Financial Studies* 20, 1707-1747.
- Gemmill, G., (1994), “Transparency and liquidity: a study of block trades on the London Stock Exchange under different publication rules,” *Journal of Finance* 51, 1765-1790.
- Hasbrouck, J., (1993), “Assessing the quality of a security market: a new approach to transaction-cost measurement,” *Review of Financial Studies* 6,

191-212.

- Hendershott, T., Jones, C.M., (2005), "Island goes dark: transparency, fragmentation, and regulation," *Review of Financial Studies* 18, 743-793.
- Lin, J.C., Sanger, G., Booth, G., (1995), "Trade size and components of the bid-ask spread," *Review of Financial Studies* 8, 1153-1183.
- Madhavan, A., (1995), "Consolidation, fragmentation, and the disclosure of trading information," *Review of Financial Studies* 8, 579-603.
- Madhavan, A., (1996), "Security price and market transparency," *Journal of Financial Intermediation* 5, 255-283.
- Madhavan, A., Richardson, M., Roomans, M., (1997), "Why do security prices change? A transaction level analysis of NYSE stocks," *Review of Financial Studies* 10, 1035-1064.
- Madhavan, A., Porter, D.C., Weaver, D.G., (2005), "Should securities markets be transparent?, " *Journal of Financial Markets* 8, 265-287.
- Naik, N.Y., Neuerberger, A., Viswanathan, S., (1999), "Trade disclosure regulation in markets with negotiated trades," *Review of Financial Studies* 12, 873-900.
- O'Hara, M., (1995), "Market microstructure theory," Basil Blackwell, Cambridge, MA.
- Ranaldo, A., (2004), "Order aggressiveness in limit order book markets," *Journal of Financial Markets* 7, 53-74.
- Sakawa, H. and Ubukata, M., (2009), "Does Pre-trade Transparency Affect Market Quality in the Tokyo Stock Exchange?," Discussion Papers in Economics and Business, 09-34, Osaka University.