

# 取引所の高速化が市場流動性に与えた影響 — 日経平均指数取引に関するティックデータ分析 —

向殿和弘\*

乾孝治†

2012年11月1日投稿

2012年12月30日受理

## 概要

本稿では、東証の高速売買システム（アローヘッド）の導入前後における市場流動性を比較するために、1/1000秒単位の時刻で記録された個別銘柄の売り／買い気配値および気配株数（上下5本）のデータにより、日経平均株価バスケット取引に関わる流動性指標を計測した。その結果、呼値幅縮小効果を調整すると、アローヘッド導入が日経平均バスケット取引の流動性を高めたという指摘を支持する結論は得られなかった。さらに、先物市場の取引価格を利用して、日経平均先物と現物バスケット取引に関わるベーススプレッドを計測し、その内訳として実現スプレッドと逆選択コストについて比較した。その結果、アローヘッドは現物市場の流動性を増加させ（呼値幅の調整はなし）、価格発見機能を高めた一方で、先物市場の流動性を低下させた可能性があること示した。また、高速取引に対応できるシステムインフラを持たない投資家の逆選択コストの増加をもたらした可能性があるため、市場へのアクセス速度に絶対的な格差が存在する投資家の執行戦略に関する留意点について言及した。

**キーワード：**市場流動性，東証アローヘッド，日経平均バスケット取引，ティックデータ，スプレッド

## 1 はじめに

### 1.1 研究の背景

近年の世界各国の証券取引市場はグローバル化が進展しマザーマーケットと言われる概念が希薄になっている。その背景には、各国の主要取引所において取引基準や売買システム方式の統一化と売買処理高速化のための設備投資が進められことで、

ダイレクトマーケットアクセス<sup>2</sup>による高頻度売買（High Frequency Trading）<sup>3</sup>を行う投資家の存在感が急速に増している影響があるだろう。市場取引

---

<sup>2</sup> 機関投資家やヘッジファンドなどが証券会社のセールス部門を介せず直接取引所に対して発注する仕組み。取次する証券会社は顧客別に一定の上限を設定してその範囲内で自由に市場売買ができる上に、一般の取次よりも手数料が格段に低い。

<sup>3</sup> 市場の動きや新規の注文などの状況を機械的に瞬時に判断し、非常に小さい価格の歪みなどを利用して鞆取りを行う売買方法。通常は取引所内の取引付け合わせサーバーに直接接続された専用コンピュータ上で稼働するプログラム（アルゴリズム）により自動執行されている。

---

\*明治大学先端数理科学研究科，tonosan@meiji.ac.jp

†明治大学グローバルビジネス研究科，inui@kisc.meiji.ac.jp

‡本研究は科研費（22530324）の助成を受けたものである。本稿の作成にあたっては、二人の査読者に有益な助言・コメントを頂いた。ここに深く感謝の意を表したい。

の高速化は、それによって市場への資金流入量が増え、売買高が増加してきたことを主な理由として、市場参加者の利便性や投資戦略の多様化に寄与したと言われている。しかし、わが国における取引高速化は、諸外国市場とのグローバル化競争に遅れまいとの思いから、日本の株式市場への実質的な資金流入が細る中で行われてきた。事実、世界的な景気低迷や東日本大震災の影響などもあろうが、東証第一部の売買高の減少傾向に歯止めが掛かっていない（表1）。その結果、高速取引を手段とする市場中立型の投資戦略を取る参加者が売買の中心を占める傾向が顕著となっているという指摘もある。

表1 東証第一部売買金額（1日あたり、10億円）

	2009年	2010年	2011年	2012年
1月	25,085	29,701	27,208	18,829
2月	24,070	24,893	30,602	28,219
3月	28,982	28,147	42,904	28,614
4月	32,286	33,256	26,558	22,847
5月	27,751	31,362	23,867	22,489
6月	36,902	27,875	25,682	21,201
7月	30,745	24,179	22,555	19,510
8月	29,698	23,981	29,994	20,081
9月	25,845	23,968	23,307	19,360
10月	29,131	26,448	20,905	
11月	24,013	25,790	19,124	
12月	27,491	26,314	17,902	
年平均	28,500	27,160	25,884	22,350

さて、市場取引の高速化によってもたらされた従来にはない現象として、規模の大小に違いはあるものの、フラッシュクラッシュと呼ばれる瞬間的な激しい株価上下動や、フラッシュトレーディングと呼ばれる極めて短い時間間隔で繰り返し行われる高頻度売買が問題視されている。例えば、米国商品先物取引委員会と米国証券取引委員会は2010年5月6日に米国で観測されたフラッシュクラッシュを詳細に分析したレポート（CFTC&SEC[2010]）の中で高頻度取引に対する懸念を表明している。Easley et al. [2010]も同フラッシュクラッシュを詳細に分析し、マーケットメイカーの高頻度取引に原因があると指摘している。すなわち、高速取引市場では流動性の供給はマーケットメイカーによる高頻度取引に支配されており、それは過度の在庫リスクを回避

する行動を取るようにプログラムされている。そこに情報トレーダーの注文が蓄積し、マーケットメイカーがそれによる損失可能性を感知すると、瞬時に損失回避の行動が取られて流動性が枯渇して急激な株価下落を招くと説明した。

また、吉川[2012]は2012年8月1日のニューヨーク証券取引所（NYSE）におけるマーケットメイカーのアルゴリズム取引の暴走について報告し、問題が拡大する前にフラッシュトレーディングが高い頻度で観察されているにもかかわらず、当事者であるマーケットメイカーもNYSEもそれを事前に止める手立てを持っていないことが問題だと指摘した。

いずれも高速取引が気配値スプレッドの縮小や取引機会の拡大をもたらしたことを認める一方で、極めて短時間における急激なボラティリティの増加を招く可能性に懸念を示し、さらに、市場取引の実態が見えないことに問題があるとして、事前に予想するための尺度（Easley et al. [2010]におけるVPIN指標）の提案や、少なくとも事後的に金融システムリスクへ拡大することを遮蔽する制度的な対応策が必要であるとしている。

しかし一方では、市場の高速化によって可能となった高頻度取引やアルゴリズム取引が市場の効率性を高めたとする報告もある。例えばHendershott and Moulton [2011]は米国のニューヨーク証券取引所に2006年に高速取引システムが導入された後にビッドアスクスプレッドが約10%程度拡大したと報告している。これはマーケットメイカーなどの市場流動性供給者の逆選択コストが増加したことが主な理由であるが、逆選択コストの増加は株価に対する情報が効率的に価格に反映された結果であるとして、高速取引システムが株価の価格付けを効率的にしたと結論付けた。しかし、Hendershott, Jones and Menkveld[2011]はニューヨーク証券取引所に2003年以降順次拡大してきた自動執行取引と共に拡大したアルゴリズム取引が証券の流動性を高めたか否かについて分析し、アルゴリズム取引が増加するにつれてビッドアスクスプレッドが低下したことを明らかにしたが、それは主に流動性供給者の逆選択コストの低下によるものであり、つまり、市

場取引に関わる価格発見機能は低下したと結論づけた。また、Brogaard, Hendershott and Riordan [2011]は、急激にボラティリティが高まる時期だけでなく、平均的な市場状態も含めて高頻度取引が市場に与えた影響について調べた結果、高頻度取引が市場価格の不安定性を増長したという証拠は発見できず、逆に、価格に含まれる誤差を縮小し、より効率的な価格付けに寄与していると指摘している。

以上の通り、市場取引の高速化や、高速取引市場におけるアルゴリズム取引、さらにその具体的一形態として位置づけられる高頻度取引については、近年多くの視点から研究が進められているが、現段階では議論は収束していない。今後は異なる銘柄間や、異なる市場間の関係性を含めた研究が進められ、一定の評価が示されることが期待されよう。

さて、わが国を代表する東京証券取引所を対象とする実証分析についても概観しよう。東証はニューヨーク証券取引所などとは異なる純粋な指値注文市場であるが、そのビッドアスクスプレッドの構成要因を調べた先行研究としては、Ahn et al. [2002, 2005]や、Kyle[1985]が示した流動性の3つの特徴に沿って具体的な流動性尺度を提案し、実データによる分析結果を行った村永[2001]などがある。

特に、高速売買システム（アローヘッド）導入の影響については、ティックデータによる分析ではないが、新井[2012]はAmihud[2002]の流動性指標を応用して、新しい高速売買システムの導入が、個別銘柄のリスク感応度や呼値株価比率など流動性および取引コストに影響を与える他の要因をコントロールした後でも、価格変動が大きい銘柄に対する流動性供給を活発化させ、その結果として取引コストの低下をもたらしたと指摘している。また、宇野・柴田[2010]は詳細なティックデータを利用して、アローヘッドの影響を調べた結果、取引価格と気配仲値の差で観測される実効スプレッドの縮小は、呼値幅を変更した銘柄のみで観察されたこと、また、注文を小口分割して頻度を増やす取引へのシフトが鮮明となり、その結果流動性供給の対価の減少や逆選択コストの増加が特に大型株で顕著となったことを報告している。

さて、本研究では、東証で現在稼働している高速売買システムであるアローヘッド導入の影響を評価することを主な目的としている。具体的には、近年整備が進められ、現実的なコスト負担で利用可能となったティックデータ（最良気配値を含む上下5本の気配値と気配株数）を使い、日経平均バスケット取引に関する流動性指標の計測と、現物・先物のベーススプレッドの要因分解分析によって評価する。日経平均バスケットを分析対象とした理由は、日経平均がわが国の株式市場を代表する指数であり、先物やオプション、さらにETFが上場しているため、多くの投資家が実際に取引可能な指数であること。さらに、マーケットメイカーの存在しない東証市場において流動性供給の役割を負っているとされている裁定取引業者が集中的に取引している対象であり、アローヘッド導入の影響があるとすれば敏感に反映されている可能性が高いと考えたこと、などが主な理由である。また、指数およびそのバスケットポートフォリオを分析対象に選ぶことで、個別銘柄の事情を中立化した頑健な結果を期待できると考えた面もある。しかし、個別銘柄の流動性はそれぞれの価格水準や呼値の単位、板の厚さや出来高などの影響を強く受ける可能性もあるため、ポートフォリオを分析対象とするときに、特定銘柄の影響によりバイアスが生じないことを確認すべきであろう。しかし、そのためには、結局のところ個別銘柄の詳細な分析が求められることになるため、今回はバイアスの評価は行わずに今後の課題としたい。

本稿の構成は以下の通りである。まず、続く節では予備知識として東証の取引と高速売買システムについて概観した後、第2章では流動性尺度に関する先行研究を整理した後、具体的な尺度を提案し、第3章ではその実証分析について報告し、アローヘッド導入の影響を調べる。第4章では気配値と取引価格を利用した実効スプレッドの計測方法を提案し同様にアローヘッドの影響を調べる。第5章では実証分析の結果についての考察を行い、第6章で本稿の論旨をまとめる。

## 1.2 東京証券取引所の取引とアローヘッドの概要

東証のホームページ (<http://www.tse.or.jp/rules/stock/sttrading.html>) によると、東証の売買は競争売買、すなわち、価格優先の原則と時間優先の原則に従い、市場に集まる複数の売呼値間の競争と買呼値間の競争をそれぞれ行い、最も優先する売呼値と買呼値が合致したときに、その値段を約定値段として売買契約を締結させる方法をとっている。このような方法は、大量の売買注文を短時間で処理するには合理的な方法と考えられている。ただし、取引開始・終了時（寄り付き・引け）などは時間優先の原則の例外として板寄せ方式で行われる。板寄せ方式とは、通常は売呼値と買呼値が交錯し、買呼値より低い値段の売呼値や、売呼値より高い値段の買呼値があり、また、成行の売呼値や成行の買呼値がある中で、売呼値と買呼値を優先順位の高いものから順次対応させながら数量的に合致する値段を求め、その値段を単一の約定値段(始値)として売買契約を締結させる方法である。なお、始値が決定されるまでの呼値については、すべて同時に行われたものとみなされ時間優先の原則は適用されない。

表2 板情報の例(NTTのある瞬間の板)

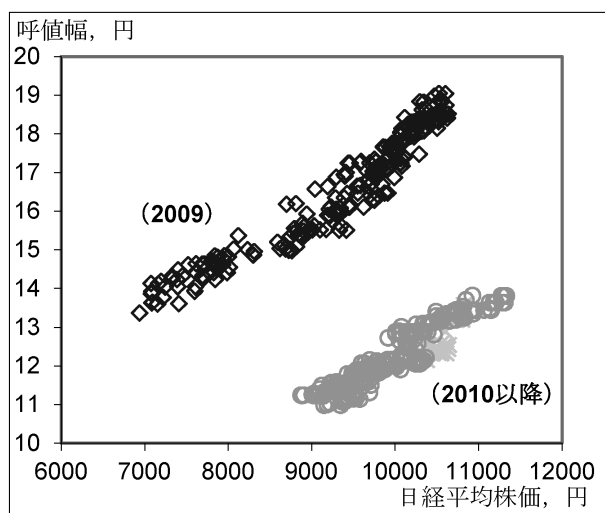
売気配株数 (アスク)	気配値	買気配株数 (ビッド)
57,700	3,635	
69,700	3,630	
63,800	3,625	
59,800	3,620	
117,500	3,615	
134,300	3,610	
68,600	3,605	
21,700	3,600	
	3,590	124,200
	3,585	118,800
	3,580	257,600
	3,575	87,700
	3,570	66,600
	3,565	71,400
	3,560	57,200
	3,555	26,200

始値決定以降はザラバ方式によって、時間優先、価格優先の原則に基づき売買を決定する。本稿では、取引開始と終了時点における板寄せ約定を分析対象から除外し、ザラ場における売呼値・買呼値およびその数量を主な分析対象としている。ザラ場では、

株価水準に応じて決まっている呼値の単位（例えば、2010年以降3000円以下の呼値については1円）に従い、売買の指値注文が受け付けられ、ある瞬間の売買気配値および売り買いそれぞれの注文株数は板情報として表2のように公開される。ここで最低の売気配値（表中の3,600円）と最高の買気配値（表中の3,590円）をそれぞれ最良売気配値、最良買気配値と呼ぶ。本稿では、日経平均指数構成銘柄の板情報について、売りと買いのそれぞれについて、最良売気配値と最良買気配値を含む5本目までの気配値とその気配株数のデータを使い分析を行っている。

次にアローヘッドであるが、これは2010年1月4日に東京証券取引所助で稼働した新しい株式売買システムの呼称である。東証のホームページ (<http://www.tse.or.jp/rules/stock/arrowhead/info.html>) によると、最大の特徴は、従来数秒に1回の付き合わせで処理されていた注文を即時付き合わせに変更し、平均1/1000秒の注文応答へ高速化したことである。さらに、呼値の刻み幅の縮小や更新値幅制限の緩和が同時に実施され、特に呼値幅についてはアローヘッド導入直前(2009/12/30)に約18.5円だったものが直後には約13.2円へと約5円縮小し、実質的な売買コストを大幅に低下させた(図1)。

図1 日経平均株価と呼値幅の関係



## 1.3 データ

分析に用いるデータはトムソン・ロイター社が提

供する Tick History からダウンロードした売買気配値および気配株数（売り・買いそれぞれ最良気配値を含む上下 5 本のデータ）、および取引（取引価格、出来高）である。期間は、2009 年 1 月 4 日から 2011 年 3 月 10 日までを使用した。同データは注文の更新履歴を 1/1000 秒単位の時刻で記録したもので、本研究では適当な時間間隔（1 秒～5 分間隔）の板情報を再現し日経平均バスケット取引の最良気配値や後述する流動性尺度、その他スプレッド等を算出している。ただし、

- ① 特別気配が立つなどで、最良売気配値と最良買気配値が一致している場合
- ② 売気配株数もしくは買気配株数が売り買いそれぞれで利用可能な 5 本値全てにおいてゼロになっている場合

は計算不能として、当該時刻のレコードは計算から除外した。また、市場の開始と終了およびそれに近い時刻においては取引が成立せずに時間が経過することが頻繁にあることから、前場の開始直後と後場の終了直前の 10 分間のレコードについては計算から除外した。日経平均バスケットを基準とした流動性尺度を計算するために、各時刻において全構成銘柄の気配値および気配株数が整合的に定まっている時刻のレコードのみを採用している。そのため、必ずしも各日付で計算に使用したレコード数は一致しない。

また、日経平均先物についても、現物銘柄と同様に、気配値、気配株数および取引価格と出来高を利用するが、全て直近限月銘柄を満期まで保有するものとして扱っている。（理論株価は直近限月銘柄の満期に合わせて算出する。）

## 2 市場流動性の計測

### 2.1 市場流動性の代表的尺度

市場流動性の完全な定義は存在しないが、Kyle[1985]が示した 3 つの特徴に基づいて議論することが多い。すなわち、1) 価格指標性 (Tightness) : 短期的に売り持ちと買い持ちを反転させるために必要な費用、2) 厚み (Depth) : 価格に影響を与えず

に取引できる量、3) 回復力 (Resiliency) : 情報に基づかない価格変化から回復する速さ、の 3 つである。これらの特徴に関連する具体的な流動性尺度は、利用できるデータや市場の値付け方式（マーケットメイカー方式か注文駆動方式か）などに応じて違うものとなる。

例えば Amihud[2002]は、ティックデータが利用できない場合においては、日次収益率の絶対値をその日の売買金額で除して求めた 1 通貨単位あたりの変化率として非流動性を考え、具体的には 1 年間の平均値として、

$$ILLIQ = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \frac{|R_t|}{V_t} \quad (1)$$

の通り計算する方法を提案した（ $N$  は年間の営業日数）。

詳細なティックデータが利用できるようになると、より短い時間間隔で直面する流動性の特徴を捉えた尺度が使われるようになった。例えば、最良気配値スプレッド（単に気配値スプレッド、ビッドアスクスプレッドなどと呼ばれることも多い）は Kyle[1985]における価格指標性の具体的な尺度として見なされる代表的な流動性尺度である。

その他にも気配値と気配株数を同時に使う尺度として Hasbrouck and Seppi[2001]の気配値勾配 (quote slope) :

$$QuoteSlope_k = \frac{A_k - B_k}{\log(N_k^A) + \log(N_k^B)} \quad (2)$$

- $A_k, B_k$  は  $k$  番目のアスク/ビッド価格、
- $N_k^A, N_k^B$  は  $k$  番目のアスク/ビッド株数

や、Domowitz et al.[2005]を元に Rakowski and Beardsley (2008)が発展させた、取引量  $Q$  に関する平均売買コスト関数（非流動性指標）:

$$I(Q) = \frac{1}{Q} \int_0^Q [S(q) - D(q)] dq \quad (3)$$

- $S(q)$  は株数  $q$  に関する供給(アスク)の価格関数
- $D(q)$  は " 需要(ビッド)の価格関数

などが提案されている。これは Kyle[1985]の特徴における価格指標性（価格）と厚み（量）の 2 つに関わる流動性尺度と見なすことができる。

その他にも、村永[2001]は利用できる注文板情報に制限がある状態で、価格指標性は最良気配値スプレッドとして、厚みは取引執行に伴う最良気配値変化を出来高で割った値として、回復力は取引後の気配値スプレッドの収束速度として計測した実証分析を報告している。また、宇野・柴田[2010]は

本研究では、こうした先行研究を参考として、最良気配値を含む上下 5 本の気配値と気配株数を有効活用した日経平均バスケット取引に関する流動性指標を提案する。具体的には Kyle[1985]が示した 3 指標に関連する尺度を提案するが、特に厚み (depth) については、Rakowski and Beardsley[2008]の平均売買コスト関数の (3) 式を応用し、 $Q$  単位の日経平均を即時に売り/買いする場合の平均単価の差として計測する方法を提案する。また、Kyle[1985]の 3 指標の中の回復力 (Resiliency) については、村永[2001]の方法や Engle and Lange[1997]における指摘<sup>4</sup>を参考に、取引価格の絶対的な水準に依存しない方法として、最良気配値スプレッドが大きく拡大した後、元の水準に戻るまでの速さとして計測する。

本稿における 3 つの流動性尺は、いずれも気配値と気配株数から計算できるものとしている。気配値と気配株数は指値注文板に随時公開されているもので、成行注文によって即時に執行できる価格と数量である。実取引価格に基づく流動性尺度は、指数ポートフォリオの取引価格を計算する必要があるため、株価に非同期性の問題が生じるが、気配値のみを利用する限りそうした非同期性の問題を回避できるというメリットがある。

## 2.2 日経平均バスケットの価格指標性尺度

日経平均株価指数の計算方法によれば、日経平均指数を完全に複製する指数バスケットポートフォリオの理論価格は、日経平均構成銘柄の売気配値と買気配値価格を、日経平均のみなし額面を用いて修正

<sup>4</sup> Engle and Lange[1997]では「均衡価格が変わらない状況で大きな注文により価格がジャンプした場合、マーケットメイカーはいずれ元の水準に気配値を戻すはずなので、その速さによって回復力 (resiliency) を測る」としているが、同時に「均衡価格を推定するのが難しい」という問題を指摘している。

し、その合計を日経平均の序数で除すことで、次の通り計算できる。<sup>5</sup>

$$P_{NK}^X = \frac{1}{D_{NK}} \sum_{i=1}^{225} P_i^X \left( \frac{50}{F_i} \right) \quad (4)$$

ここで  $X \in \{A, B\}$  は買気配値 (アスク) と売気配値 (ビッド) を意味する添え字で、具体的には、 $P_{NK}^A$  と  $P_{NK}^B$  はそれぞれ日経平均指数バスケットの最良売気配値と買気配値である。また、 $D_{NK}$  は日経平均の除数 (2012/10/1 現在で  $D_{NK} = 24.975$ )、 $F_i$  は銘柄  $i$  の見なし額面である。

最良気配値スプレッドは、日経平均の最良売気配値と最良買気配値から次の通り計算できる。

$$QSPD = \frac{P_{NK}^A - P_{NK}^B}{M_{NK}} \quad (5)$$

ここで、(5) 式の分母はいわゆる仲値で、最良売気配値と最良買気配値の平均： $M_{NK} = (P_{NK}^A + P_{NK}^B)/2$  である。ただし、アローヘッド導入により呼値幅の見直しが行われたため、呼値幅変更に対して中立的な気配値スプレッドとして、呼値幅調整後最良気配値スプレッド：

$$RQSPD = \frac{P_{NK}^A - P_{NK}^B}{Y_{NK}} \quad (6)$$

にも注目する。ここで  $Y_{NK}$  は日経平均株価の計算方法で集計した同指数の呼値幅で、日経平均を構成する第  $i$  銘柄のある時刻における呼値幅を  $Y_i$  として、

$$Y_{NK} = \frac{1}{D_{NK}} \sum_{i=1}^{225} Y_i^B \left( \frac{50}{F_i} \right) \quad (7)$$

のとおり計算したものである。もし、ある時刻における日経平均構成銘柄の全てにおいて最良買気配値と最良売気配値の差がそれぞれの最小呼値幅に等しいとき、 $RQSPD = 1$  となる。

ここで提案している全てのスプレッドは 10 秒毎に更新した板情報で計算し、当該日の平均値を持ってその値とする。

<sup>5</sup> (4) 式では、日経平均の構成銘柄数を「225」としているが、実際には一時的に 225 銘柄でない期間が存在する。

### 2.3 日経平均バスケットの厚み尺度

Kyle[1985]の与えた厚みは「価格に影響を与えずに取引できる量」であることから、一定のコストを負担した場合に取引できる量として、最良気配値における気配株数量などによって計測することがあるが、ここでは逆に非流動性の尺度として、一定量を取引するときに負担しなければならない取引費用の大きさとして計測する。具体的には、日経平均バスケットを即時に $Q$ 単位往復売買するために負担する取引費用にあたる売り・買いの спреッドとして以下の通り計測する。

日経平均バスケット  $Q$  単位を成行売買するとき、日経平均株価指数を構成する第  $i$  銘柄の必要購入株数が  $q(i)$  であるとする。例えば、 $Q=1$  の場合の購入株数は見なし額面  $F_i$  で調整した  $q(i) = (50/F_i) \times 1000$  である。<sup>6</sup> 第  $i$  銘柄の売買金額は、当該株式の最良買気配値および売気配値から数えて  $k$  番目の価格を  $P_k^X(i)$ 、株数を  $N_k^X(i)$ 、 $X \in \{A, B\}$  とするとき、以下のように求められる。

$$V_{q(i)}^X = \sum_{k=1}^m P_k^X(i) N_k^X(i) + \left( q(i) - \sum_{k=1}^m N_k^X(i) \right) P_{m+1}^X(i) \quad (8)$$

ただし、 $m$  は次を満たす。

$$\sum_{k=1}^m N_k^X(i) \leq q(i) < \sum_{k=1}^{m+1} N_k^X(i) \quad (9)$$

したがって、これを株数で割った

$$P_i^X(Q) = \frac{V_{q(i)}^X}{q(i)} \quad (10)$$

は日経平均バスケットを  $Q$  単位売買するときの、第  $i$  銘柄の平均単価である。全ての銘柄について求めた売買単価を日経平均株価の算式に代入した結果、日経平均バスケットを  $Q$  単位購入する場合の売買単価：

$$P_{NK}^X(Q) = \frac{1}{D_{NK}} \sum_{i=1}^{225} P_i^X(Q) \left( \frac{50}{F_i} \right) \quad (11)$$

<sup>6</sup>  $q(i)$  は銘柄によっては最低売買単位未満になることがあるが、計算上は売買出来るものとしている。

が得られる。この日経平均株価を(5)式に代入して求めた спреッドを  $Q$  単位往復売買のデプス スプレッドと呼び、 $DSPD(Q)$  とする。また、呼値幅調整後のデプス スプレッドを  $RDSPD(Q)$  とする。すなわち、

$$DSPD(Q) = \frac{P_{NK}^A(Q) - P_{NK}^B(Q)}{M_{NK}} \quad (12)$$

$$RDSPD(Q) = \frac{P_{NK}^A(Q) - P_{NK}^B(Q)}{Y_{NK}} \quad (13)$$

である。なお(12)式の分母の  $M_{NK}$  は最良気配値で求めた仲値で、(13)式の分母の  $Y_{NK}$  は(7)式で求めた日経平均指数基準の最小呼値幅である。

本研究で実際に利用できる気配値および気配株数データは、売りと買いのそれぞれ5本値分に限定されているので、5本の気配株数を全て合計しても当該単位数の取引に必要な株数に満たない場合、すなわち、

$$\sum_{k=1}^5 N_k^X(i) < q(i) \quad (14)$$

となる場合には、 $q(i) - \sum_{k=1}^5 N_k^X(i)$  は執行できない株数なので、このときに  $i$  銘柄の未執行率を

$$W_i^X(Q) = \frac{q(i) - \sum_{k=1}^5 N_k^X(i)}{q(i)} \quad (15)$$

とすれば、日経平均株価指数に占める執行された株価  $P_{exe}^X(Q)$  は次式で与えられる。

$$P_{exe}^X(Q) = \frac{1}{D_{NK}} \sum_{i=1}^{225} \left( 1 - W_i^X(Q) \right) P_i^{Mid}(Q) \left( \frac{50}{F_i} \right) \quad (16)$$

ここで  $X \in \{A, B\}$  で、 $P_i^{Mid}(Q)$  は  $Q$  単位取引の売気配値の平均値と買気配値の平均値から求めた仲値である。ただし本研究では売り買いの両側についてこれを記録せず、最良売気配値と最良買気配値で求めた仲値  $M_{NK}$  で除して得た平均執行率：

$$X(Q) = \frac{(P_{exe}^A(Q) + P_{exe}^B(Q))/2}{M_{NK}} \quad (17)$$

を計測する。同時に、執行割合が1に満たない銘柄数(未執行株数)を  $N_{res}(Q)$  として売り・買いの両側における平均値として同様に計測する。

ここで提案しているデプス スプレッドは 10 秒毎

に更新した板情報で計算し、当該日の平均値を持ってその値とする。

## 2.4 日経平均バスケットの回復力の尺度

個別銘柄の時刻  $t$  における最良気配値スプレッド ( $QSPD_t$ ) を1秒毎に求め、その1日の平均値を  $\overline{QSPD}$  とする。  $QSPD_t$  は呼値幅の整数倍として観測されるので、1日の内で1度でも  $QSPD$  が変化すれば、  $QSPD_{t-1} < \overline{QSPD}$  かつ  $\overline{QSPD} < QSPD_t$  となる  $t$  が存在し、その後最良気配値スプレッドが元の水準に戻ることがあれば、  $QSPD_{t+s} < \overline{QSPD}$  となる最小の  $s$  を観測することができる。すなわち、  $s$  は最良気配値スプレッドがその日の平均値を超えてから再び平均未満の水準へ戻るまでに要した回復時間である。本稿ではこの  $s$  を回復力の尺度と見なし計測する。ただし、  $\overline{QSPD} < QSPD_t$  となった後に、元の水準に戻らずに  $QSPD_t < QSPD_{t+k}$ ,  $k = 1, 2, \dots$  のとおりスプレッドが拡大する可能性もあることから、平均値を超えた後に更にスプレッドが拡大する場合については、局所的にスプレッドが最高点に達した最後の時刻から元の水準に戻るまでの回復時間を計測する。こうして計測した  $i$  銘柄のある1日における  $j$  回目の回復時間を  $s_{i,j}$  とするとき、ある1日の平均回復時間は

$$\bar{s}_i = \frac{1}{\#s} \sum_j s_{i,j} \quad (18)$$

となる。(  $\#s$  は当該日における平均からの乖離回数)。

回復時間を日経平均構成銘柄について観察すると、多くの流動性の高い銘柄については数秒程度の短い時間であるが、流動性の低いいくつかの銘柄については、数百秒にも達することがしばしばあるなどばらつきが大きい。従って、この回復時間については日経平均株価指数の計算に従うのではなく、単純な横断的中央値を求めると同時に、日経平均を構成する個別銘柄毎に集計し比較する。

ただし、本来の回復力は本源的な理論価格に変化が無い状況で、情報に基づかない売買で変化した価格もしくは気配値が、当初の水準に戻るまでのスピードとして計測される尺度であり、本源的な価値が直接観測できないために、各種方法が提案されてい

るが、本稿で示した方法は必ずしも一般的な方法ではない上に、呼値幅の見直しの影響などもあると思われるため、分析結果については参考程度の位置づけに留めたい。

## 3 市場流動性の計測結果

### 3.1 価格指標性尺度：最良気配値スプレッド

(5), (6)式に基づいて9時10分00秒から14時50分00秒に至るまでの10秒間隔の板情報から日経平均バスケットに関する最良気配値スプレッド(以下  $QSPD$ ) と呼値幅調整後最良気配値スプレッド(以下  $RQSPD$ ) を求め、それぞれの日中平均値 (MEAN) と95点 (P95) について図2と図3に示した。なお、参考として日経平均株価 (NK225) も合わせて示している。また、日次の観測値から求めた各年の統計について表3に示した。

まず、2つのスプレッドの日中平均値推移について見ると、  $QSPD$  はアローヘッド導入後直ちに急落しているが(図2)、これは主に呼値幅の縮小効果によるものと推察される。一方、  $RQSPD$  は日経平均株価と同調するような変動も見られるが、アローヘッドの導入前後で平均的な水準に大差はないように見える(図3)。そこで、アローヘッドの導入による取引高速化によって最良気配値スプレッドが受けた影響を調べるために、最良呼値幅で基準化した  $RQSPD$  について詳細に検討したい。

図2 QSPD の推移

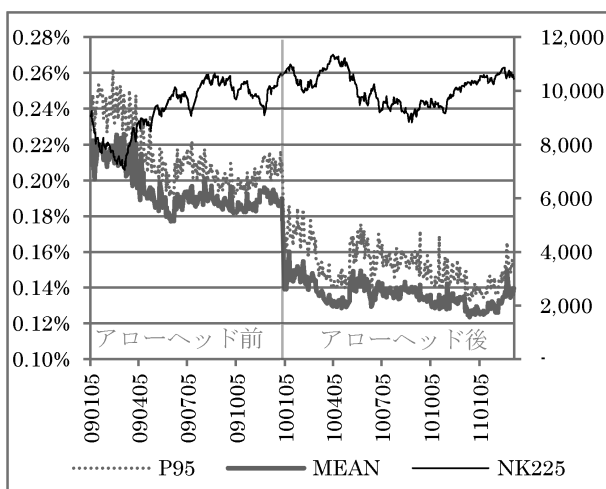




図3 RQSPDの推移

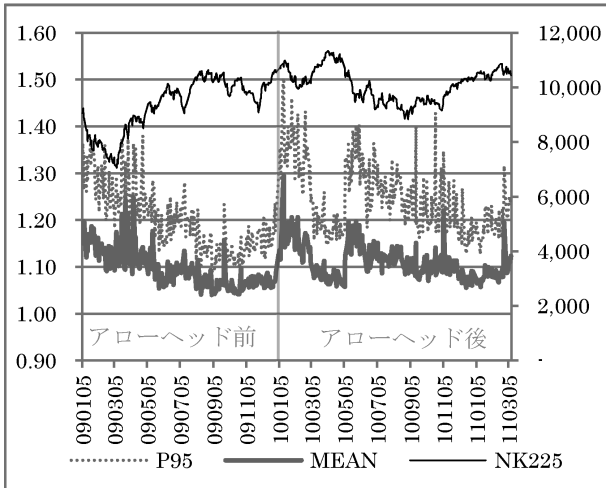


図3を見て明らかなおおり、RQSPDはアローヘッドが稼働した直後にあたる2010年1、2月に拡大しているが、この時期は新取引システムが稼働した直後であることから、市場参加者が慎重な行動を取った可能性があり、その影響がでたものとも考えることもできる。そこで、2010年1、2月を除外した結果で比較すると、表3に示したRQSPDの平均値は2009年が1.095、2010年3-12月が1.106のおおりの増加傾向が認められる。

一方、標準偏差については、2009年の0.057が2010年3-12月の0.069へと増加しており、図3で95点の水準がアローヘッド導入後に高くなっているように見えることと整合的である。

表3 QSPD, RQSPDの日次平均に関する年次統計

	QSPD		RQSPD	
	MEAN	SD	MEAN	SD
2009	0.195%	0.205%	1.095	0.057
2010	0.137%	0.146%	1.115	0.073
2010(3-12)	0.135%	0.143%	1.106	0.069
2011(1-3)	0.132%	0.138%	1.089	0.054

10秒毎に求めたQSPD, RQSPDの日次平均の、年次平均(MEAM)と標準偏差(SD)

市場環境を振り返ると、2010年4月末にS&Pがギリシャ国債を投機的水準に引き下げたことなど、欧州不安の拡大にRQSPDが影響されているように見える。また、アローヘッドが稼働する前についても、金融不安の影響があるためか、2009年の始めに

RQSPDの水準が高くなっているように見える。このように、最良気配値スプレッドは市場環境要因の影響を受けている可能性があるため、単純な平均値の比較だけでは不十分である。そこで、ドイツ市場における高速取引システムの効果を検証したWagener et. Al. [2010]を参考にして、日経平均株価指数の収益率やボラティリティ、取引高が市場環境の違いを吸収できる変数であると見なし、次のような簡便的モデルによる検定を行った。

分析対象であるスプレッド(QSPDとRQSPD)の平均もしくは標準偏差を被説明変数 $X_t$ として、アローヘッド導入イベントに関するダミー変数( $AHD_t$ : 導入前が0, 導入後が1)と共に、日経平均株価指数(NK225)、日経平均株価指数の始値と終値から求めた日中リターン( $R_t$ )、同指数の高値と安値の差を始値と終値の平均値で割って求めた日中のボラティリティの代理変数( $VOL_t$ )、日経平均の日中売買金額( $TRA_t$ )、を説明変数とする回帰モデルである。ただし、イベントダミー変数以外の説明変数については全て、1から3日のラグ変数を追加し、ダミー変数以外の説明変数は全て平均0、標準偏差1に基準化して用いた。

$$\begin{aligned}
 X_t = & \alpha + \beta_{NK225}NK225 \\
 & + \beta_R^0 R_t + \dots + \beta_R^3 R_{t-3} \\
 & + \beta_{VOL}^0 VOL_t + \dots + \beta_{VOL}^3 VOL_{t-3} \\
 & + \beta_{TRA}^0 TRA_t + \dots + \beta_{TRA}^3 TRA_{t-3} \\
 & + \delta AHD_t \epsilon_t
 \end{aligned} \tag{19}$$

推定はステップワイズ法(変数増減法, F検定有意水準0.15)<sup>7</sup>で行い、統計的に有意でない変数を除外して最終的なモデルを決定し、イベントダミー変数の回帰係数に関するt検定(帰無仮説: $\delta = 0$ , 対立仮説: $\delta \neq 0$ )でアローヘッド前後における違いの有無を判定する。なお、保守性の観点から新取引システムが稼働した直後の2010年1-2月データは分析から除外した。QSPDとRQSPDに関して最終的に選択されたモデルの推定結果をそれぞれ表4と表5に示した。

<sup>7</sup> 多重共線性を回避するために分散拡大要因(VIF)を参照し、慣例により5以上の変数は強制的に削除した。

表4 QSPDに関するイベントダミーの検定

被説明変数: QSPDの平均値				
修正決定係数: 0.9644				
	推定値	標準誤差	t 値	p値
$\alpha$	23.17	0.531	43.60	<.0001
NK225	-0.001	0.000	-10.95	<.0001
R(1)	-7.816	2.596	-3.010	0.003
R(2)	-4.742	2.600	-1.820	0.069
VOL(0)	81.30	18.95	4.290	<.0001
VOL(1)	94.63	18.77	5.040	<.0001
VOL(2)	48.46	18.85	2.570	0.010
VOL(3)	31.30	18.82	1.660	0.097
AHD	-5.279	0.062	-85.12	<.0001

被説明変数QSPDの標準偏差				
修正決定係数: 0.5646				
	推定値	標準誤差	t 値	p値
$\alpha$	1.913	0.190	10.06	<.0001
NK225	0.000	0.000	-8.970	<.0001
R(0)	2.790	0.929	3.000	0.003
R(1)	-3.372	0.924	-3.650	0.000
R(2)	-4.187	0.925	-4.530	<.0001
R(3)	-1.545	0.919	-1.680	0.093
VOL(0)	17.76	6.769	2.620	0.009
VOL(1)	20.83	6.730	3.100	0.002
VOL(2)	22.80	6.692	3.410	0.001
VOL(3)	13.35	6.703	1.990	0.047
TRA(0)	0.000	0.000	2.390	0.017
TRA(1)	0.000	0.000	2.050	0.041
AHD	0.023	0.022	1.050	0.296

結果を見ると、QSPD に関しては (表4)、イベントダミー (AHD) の係数は平均値について負値で、有意水準 1%未満で帰無仮説を棄却しているが、標準偏差については帰無仮説を棄却できない。すなわち、日経平均指数の収益率やボラティリティ、取引金額といった市場状態を調整した後で比較すると、アローヘッド導入後に QSPD の平均は減少したが標準偏差は変わらないという結果になった。一方 RQSPD を見ると (表5)、イベントダミー (AHD) の係数は平均値と標準偏差のいずれについても正値で、有意水準 1%未満で帰無仮説を棄却している。すなわち、呼値幅を調整した後の最良気配値スプレッド (RQSPD) については、平均値と標準偏差のいずれについてもアローヘッド導入後に増加したという結果になった。

表5 RQSPDに関するイベントダミーの検定

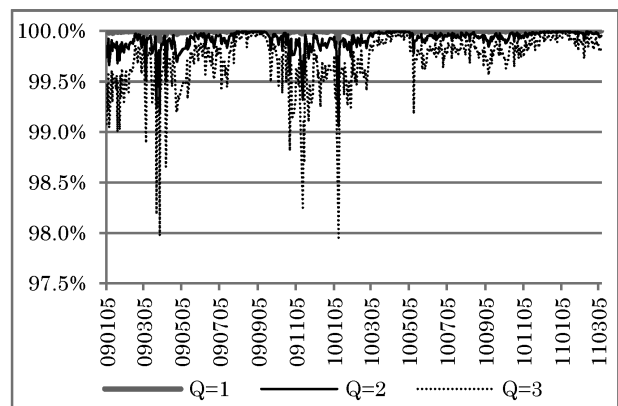
被説明変数: RSPDの平均値				
修正決定係数: 0.4867				
	推定値	標準誤差	t 値	p値
$\alpha$	1.156	0.022	51.760	<.0001
NK225	0.000	0.000	-7.240	<.0001
R(1)	-0.369	0.109	-3.370	0.001
R(2)	-0.209	0.110	-1.910	0.057
VOL(0)	2.810	0.802	3.500	0.001
VOL(1)	3.780	0.795	4.750	<.0001
VOL(2)	2.220	0.794	2.790	0.005
VOL(3)	1.577	0.791	1.990	0.047
TRA(0)	0.000	0.000	2.650	0.008
TRA(1)	0.000	0.000	2.400	0.017
AHD	0.038	0.003	14.170	<.0001

被説明変数RSPDの標準偏差				
修正決定係数: 0.4697				
	推定値	標準誤差	t 値	p値
$\alpha$	0.103	0.013	8.230	<.0001
NK225	0.000	0.000	-7.640	<.0001
R(0)	0.154	0.061	2.510	0.012
R(1)	-0.209	0.061	-3.420	0.001
R(2)	-0.235	0.061	-3.850	0.000
R(3)	-0.107	0.061	-1.770	0.078
VOL(0)	0.959	0.447	2.140	0.033
VOL(1)	1.232	0.445	2.770	0.006
VOL(2)	1.297	0.442	2.930	0.004
VOL(3)	0.785	0.443	1.770	0.077
TRA(0)	0.000	0.000	3.050	0.002
TRA(1)	0.000	0.000	1.800	0.073
AHD	0.023	0.001	15.540	<.0001

### 3.2 市場の厚み：デプススプレッド

日経平均バスケットの取引単位数を  $Q=1, 2, 3$  とした場合について、(17)式で求めた 10 秒毎の執行率の日中平均推移を図4に示した。アローヘッド導入

図4 日経平均バスケットの執行率 (Q=1, 2, 3)



前には執行率が 99%を割り込む日が複数確認されるが、導入後については、直後の 1 回を除いて執行率が 99%を割り込むことは無かった。

次に、日経平均バスケットの売買単位を  $Q=1, 2, 3, 5, 10, 20$  とした場合について、(17)式で求めた 10 秒毎の執行率の日中平均をもとに各年毎に平均を求め表 6 に結果を示し、図 5 にはその一部をグラフ化した。また、表 7 には各  $Q$  毎に、上下 5 本の気配値注文を全て取っても必要執行株数に未達だった銘柄数の平均値を各年毎に示した。

これらをみると、最小単位 ( $Q=1$ ) の取引であればアローヘッド導入前後の差は僅かで、いずれもほぼ 100%の執行率となっているが、売買単位を増やしていくと年次間の差が顕著になる。例えば  $Q=3$  の場合について確認すると、99.6% (2009 年) →99.8% (2010/3-12) →99.9% (2011/1-3) のとおり徐々に上昇している。全体的には  $Q=20$  で一部順番が入れ替わるが、売り方と買い方の気配株数上下 5 本の注文の厚さを見る限りでは、アローヘッド導入後の流動性は改善された傾向が確認できる。

表 6 日経平均バスケットの執行率 (年平均)

	Q=1	Q=2	Q=3	Q=5	Q=10	Q=20
2009	100.0%	99.9%	99.6%	98.8%	96.0%	90.4%
2010	100.0%	99.9%	99.8%	99.2%	96.6%	90.4%
2010(3-12)	100.0%	100.0%	99.8%	99.3%	97.1%	91.2%
2011(1-3)	100.0%	100.0%	99.9%	99.6%	98.0%	93.4%

10 秒毎の執行率の日中平均をもとに集計した各年毎の平均値

図 5 日経平均バスケットの執行率 (平均)

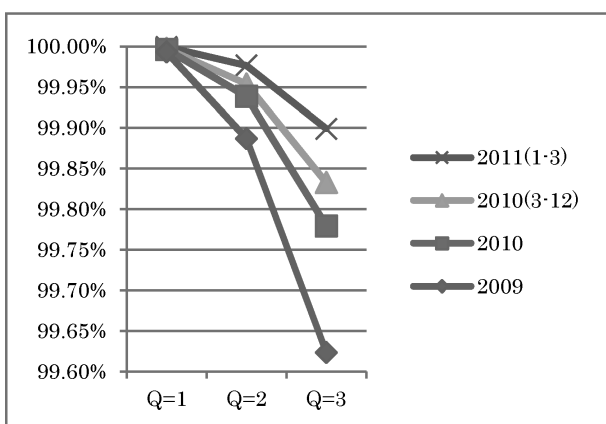


表 7 日経平均バスケットの未執行株数 (年平均)

	Q=1	Q=2	Q=3	Q=5	Q=10	Q=20
2009	0.1	0.6	1.7	4.2	11.8	30.3
2010	0.0	0.4	1.2	3.4	10.0	24.2
2010(3-12)	0.0	0.3	1.0	2.9	8.9	22.0
2011(1-3)	0.0	0.2	0.8	2.5	7.6	18.9

日中の必要株数が未達だった銘柄数の時間加重平均の各年毎の平均

続いて、日経平均バスケッ  $Q$  単位往復売買したときのデプススプレッド (以下では  $DSPD(Q)$ ) と呼値調整後のデプススプレッド (以下では  $RDSPD(Q)$ ) について示す。ただし、売買単位数が大きくなると執行率が低下し、未執行株数が増加することが問題である。例えば  $Q=20$  における執行率は 90%程度で、未執行株数は 2009 年平均で 30 銘柄に達しているため、 $RDSPD(Q)$  の精度は十分でないことは容易に想像できる。そこで、以下では売買単位数が 5 以下の場合 ( $Q=1, 3, 5$ ) についてのみ検討する。

これまでと同様に、各売買単位数 ( $Q=1, 3, 5$ ) 毎に (12), (13) 式を使って 10 秒毎の  $DSPD(Q)$ ,  $RDSPD(Q)$  を計算して日中平均値集計し、さらにそれらの年次別統計値 (平均値 (MEAN) と標準偏差 (SD)) を求め、結果を表 8 に示した。参考として、最良気配値スプレッド ( $QSPD$  と  $RQSPD$ ) についても併せて示した。

$DSPD(Q)$  について見ると、アローヘッド導入後の平均値 (MEAN) および標準偏差 (SD) は  $Q$  によらずいずれも大幅に低下していることから、呼値縮小効果が有効であることが確認できる。一方、 $RDSPD(Q)$  について見ると、アローヘッド導入前後で平均値 (MEAN) は  $Q$  が増えるにつれて減少する傾向があるように見えるが、標準偏差 (SD) については、増加する傾向が見られる。ただし、いずれにしても変化幅が大きくないので、ここでも (19) 式による検定を実施した。結果はイベントダミー変数についてのみ表 9-1, 9-2 に示した。結果を見ると  $DSPD(Q)$  は  $Q$  の大きさにかかわらず、平均と標準偏差のいずれについても負値で、1%未満の有意水準で帰無仮説が棄却しており、アローヘッド導入後に平均、標準偏差共に減少したという結果が得られたが、

それとは反対に、呼値幅に対して中立化したスプレッドRDSPD(Q)については、アローヘッド後に増加したという結果になった。

表 8 Q 単位往復売買スプレッド(Q=1, 3, 5 の場合)

	QSPD		DSPD(1)	
	M	SD	M	SD
2009	0.19%	0.010%	0.21%	0.017%
2010	0.14%	0.009%	0.14%	0.013%
2010(3-12)	0.14%	0.008%	0.14%	0.012%
2011(1-3)	0.13%	0.006%	0.14%	0.009%
	DSPD(3)		DSPD(5)	
	M	SD	M	SD
2009	0.24%	0.030%	0.27%	0.041%
2010	0.17%	0.022%	0.19%	0.030%
2010(3-12)	0.16%	0.021%	0.18%	0.029%
2011(1-3)	0.15%	0.016%	0.17%	0.022%
	RQSPD		RDSPD(1)	
	MEAN	SD	MEAN	SD
2009	1.09	0.06	1.16	0.09
2010	1.12	0.07	1.18	0.11
2010(3-12)	1.11	0.07	1.16	0.10
2011(1-3)	1.09	0.05	1.13	0.08
	RDSPD(3)		RDSPD(5)	
	MEAN	SD	MEAN	SD
2009	1.34	0.17	1.51	0.23
2010	1.35	0.18	1.52	0.25
2010(3-12)	1.32	0.17	1.49	0.24
2011(1-3)	1.25	0.13	1.39	0.19

10 秒毎データから求めた日次平均について、各年の年次平均 (M) と標準偏差 (M) を求めた。TSPD(Q)は Q 単位往復売買する場合の asks/bids スプレッド、RTSPD(Q)同スプレッドを最小呼値で基準化した値 (倍数)。

表 9-1 DSPD(Q)に関するイベントダミーの検定

被説明変数: 平均値	推定値	標準誤差	t 値	p 値
	DSPD(1)	-5.565	0.079	-70.120
DSPD(3)	-6.113	0.127	-48.250	<.0001
DSPD(5)	-6.552	0.170	-38.470	<.0001

被説明変数: 標準偏差	推定値	標準誤差	t 値	p 値
	DSPD(1)	-0.153	0.033	-4.690
DSPD(3)	-0.452	0.063	-7.120	<.0001
DSPD(5)	-0.632	0.079	-7.980	<.0001

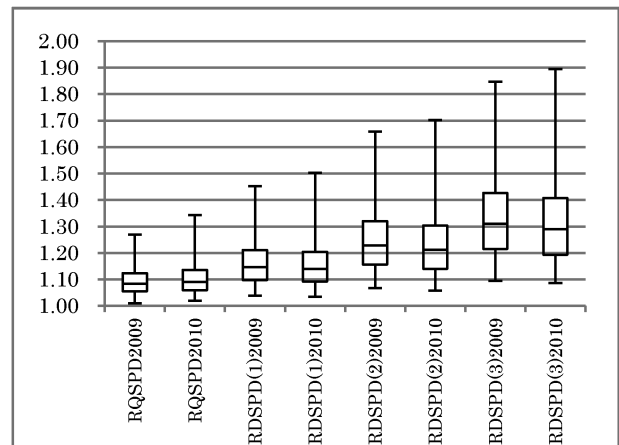
表 9-2 RDSPD(Q)に関するイベントダミーの検定

被説明変数: 平均値	推定値	標準誤差	t 値	p 値
	RDSPD(1)	0.038	0.004	9.220
RDSPD(3)	0.055	0.008	7.260	<.0001
RDSPD(5)	0.082	0.011	7.700	<.0001

被説明変数: 標準偏差	推定値	標準誤差	t 値	p 値
	RDSPD(1)	0.022	0.002	10.400
RDSPD(3)	0.029	0.004	7.130	<.0001
RDSPD(5)	0.038	0.005	7.500	<.0001

さらに直感的な理解を促すために、RDSPD(Q)の 2009 年と 2010 年の分布全体を比較する目的で両期間の四分位プロットを作成し図 6 に示した。これを見ると、第 3 四分位 (箱の上部) はアローヘッドの導入後に減少する傾向が見られるが、ひげの上部 (99%点) については拡大していることが分かる。つまり、日経平均バスケットを 1 から 5 単位程度売買する場合には、アローヘッド導入によって (呼値幅縮小効果を除いても) より低コストで取引できる頻度は増えたものの、少ない頻度であるがより多くの取引コスト負担を強いられる可能性があるという示唆が得られた。市場高速化によって高頻度取引が可能となり、全体的には取引コストの低減が図られたが、注文方法などに注意しないとむしろコスト負担を強いられる可能性が高まったと言えるだろう。

図 6 RDSPD(Q)の分布 (2009, 2010/3-12)



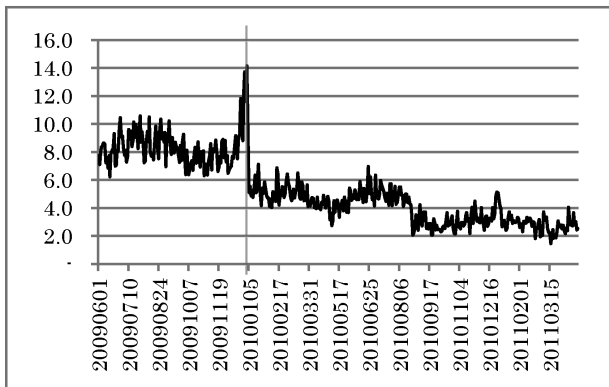
ひげの上下はそれぞれ 99%点, 1%点を、箱の上下はそれぞれ 75%点, 25%点を表している。

### 3.3 回復力: 乖離からの回復時間

2009 年 6 月 1 日から 2011 年 4 月 22 日までの期間について、個別銘柄の最良気配値スプレッドの平均回復時間を (18) 式で求め、さらに日経平均構成銘柄

についての横断的中央値を取った結果を図7に示した。ただし、日中最良気配値が一度も最小呼値を離れない銘柄は回復時間を計測できないため計算対象から除外している。結果を見るとアローヘッド導入後の回復時間は短くなる傾向が認められる(2009年6-12月平均13.2秒, 2010年1-12月平均は7.4秒である)。

図7 日中平均 QSPD からの乖離の回復時間 (秒)



次に日経平均構成銘柄のそれぞれについて 2009年と 2010年の6から12月における平均回復時間を求めプロットしたものが図8である。散布図には傾き 45 度の線を書き加えているが、多くの銘柄はその下側に位置しており、個別銘柄で見ても回復時間は速くなっていることが確認できる。実際に個別銘柄の 2009年と 2010年における平均回復時間の比率をとって平均すると、約 0.55 倍になっている。

図8 平均回復時間の比較 (対数目盛, 秒)

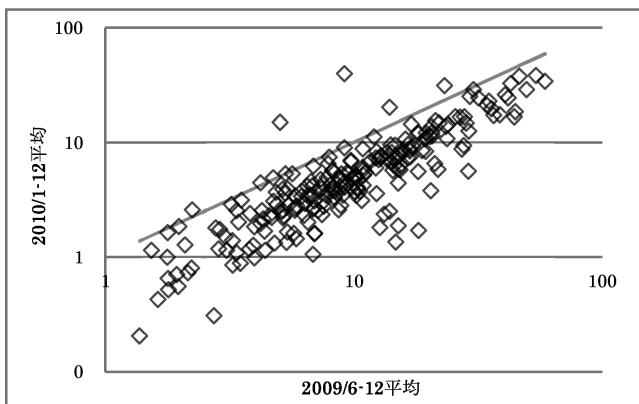
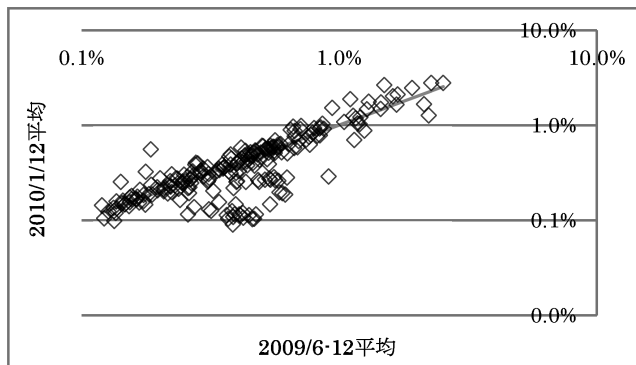


図9 「最大乖離/仲値」比の平均比較 (対数目盛)



一方、最良気配値が日中の平均値から乖離した時に、その乖離の程度を評価する目的で、最大乖離額(最良気配値スプレッドの最大額)の気配仲値に対する比率を記録し、個別銘柄毎に 2009年と 2010年の平均値を求め比較した。ここでは呼値幅変化の影響は調整していない。結果は図9に示したが、一部に縮小する傾向を示す銘柄があるものの、多くの銘柄が傾き 45 度の線上に位置しており、アローヘッド導入前後で変化しない銘柄が多い。実際に 2009年と 2010年の最大乖離幅の比率を平均すると約 0.94 で大差がない結果となっている。

以上、回復力の推定結果については、その方法が一般的で無いことに加え、呼値幅が見直されたことの影響もあることが推察されるが考慮していないため、これ以上の分析は省略し、結果は参考という位置づけに留めたい。

### 3.4 気配値のボラティリティ

Kyle[1985]が示した3つの流動性指標に沿った分析の結果を補完するために、流動性に関連する指標として注目されること多い価格ボラティリティ(標準偏差として計測)について追加的に検証を行った。対象としたのは、最良気配値の仲値である。時間間隔を1秒から1時間まで適当に変えながら、仲値の変化率の標準偏差を計測し、2009年と2010年の比較を試みた。結果は表10に示した通りである。

表 10 仲値変化率の標準偏差 (単位: bp)

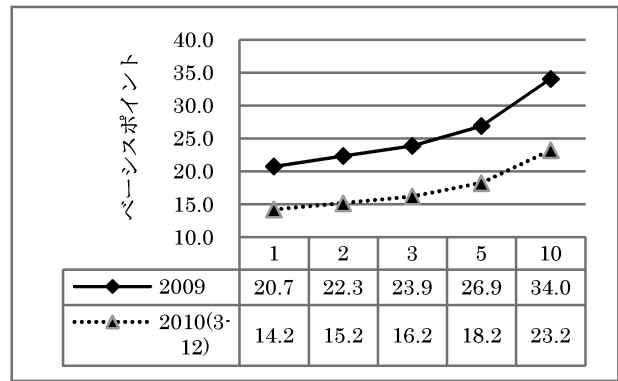
	2009	2010	対2009比	対1分比
1秒	0.24	0.30	1.22	1.47
5秒	0.82	0.86	1.05	1.27
10秒	1.39	1.33	0.95	1.15
30秒	3.00	2.55	0.85	1.03
1分	4.57	3.79	0.83	1.00
30分	23.35	19.60	0.84	1.01
1時間	30.82	26.05	0.85	1.02

サンプリング時間を変えて日中の9:10~14:50までの最良気配値の仲値変化率を求め、各年毎に標準偏差を計算。「対2009年比」は2010年の2009年に対する比率。「対1分比」は1分の対2009年比を1として基準化した比率。

表10の2009年と2010年の結果を単純比較すると、サンプリング時間が30秒を超える場合には0.8倍台に低下している一方で、サンプリング時間が最小の1秒の場合には1.22倍に拡大している。しかし、株価変動の大きさはその時々々の市場環境に応じて水準が変化するため単純な比較は適当でない。そこで、時間間隔が30秒以上については対2009年比が概ね0.83~0.85で安定しているのを、1分における対2009年比を基準にして倍率を修正して比較すると、1秒における標準偏差は、対2009年比で約1.47倍に拡大していることになる。したがって、アローヘッド導入後には、短い時間間隔の価格変動性が相対的に高まっている可能性が高い。ただし、取引発生間隔が短期化するとボラティリティが高まる現象については、自己励起的な点過程(Hawks過程)により売買が成立するモデルによって表現できることが知られており(Bacry et al. [2011]など)、今回の観察結果が売買頻度の増加を直接の原因として生じた可能性が指摘できる。

なお、1秒の標準偏差の増加は対1分比率で1.47倍であるが、実測値では0.06bpである。参考として日経平均バスケットを1から10単位売買した場合の往復コストの推計値を、アローヘッド前後について比較して図10に示したが、これを見ると最低でも往復14.2ベースポイントのコストが生じることからすると、0.06ベースポイントはそれほど大きな増加という訳ではないと言えるだろう。

図10 日経平均バスケット取引のコスト関数



日経平均バスケットを1~10単位売買する時に必要な往復コストをRDSPD(Q)を元に計算。ただし、上下5本までのアスクビッドで計算したため、一部に未執行銘柄を含む。従って、実際のコスト関数の曲率はより大きい可能性が高い。

### 3.5 結果のまとめ

アローヘッドの導入により、3つの流動性に関する側面について検証したが、それぞれについて以下の通り要約できる。

#### ① 価格指標性尺度

アローヘッドの導入と同時に呼値幅の見直しが行われたことから、最良気配値スプレッド(QSPD)は大きく低下したことから流動性は高まったと言える。しかし、呼値幅見直しに対して中立化した呼値幅調整後気配値スプレッド(RQSPD)については、日経平均株価指数の収益率や取引高の影響を調整した上で検定した結果、平均と標準偏差のいずれについても、アローヘッド前後で変わらないとする帰無仮説は1%未満の有意水準で棄却され、いずれも増加したという結果が支持された。呼値幅の縮小効果を調整すると、他研究で指摘されている「取引高速化が流動性を高めた」という現象を裏付ける結果は得られなかった。

#### ② 厚み尺度

一定量の日経平均バスケットを往復売買した場合に必要なデプススプレッド(QSPD(Q))によりアローヘッド前後の市場の厚みを検証した結果、呼値幅縮小の効果を含めれば確実に流動性は高まっているが、呼値幅調整効果を中立化したスプレッド(RDSPD(Q))で見ると、価格指標性尺度に関する分析結果と同様に、平均も標準偏差も変わらないと

する帰無仮説は1%未満の有意水準で棄却され、アローヘッド導入によって流動性が拡大したという証拠は得られなかった。

### ③ 回復力の尺度

参考として、気配値スプレッドが当該日の平均から乖離した場合の最大乖離幅と回復時間によって回復力を計測したところ、アローヘッド導入後に回復に要する時間は明らかに短縮され、流動性は高まったと言える。しかし、個別銘柄の最大乖離幅を見ると、呼値幅を調整していないにもかかわらずアローヘッド導入前後で大差ない銘柄が多く、価格指標性や厚みの尺度に基づく結果と整合的である。

以上の結果を総括すると、呼値幅の見直しにより気配値スプレッドに代表される尺度で計測した流動性は明らかに高まったものの、呼値幅縮小効果を中立化して比較すると、Kyle[1985]が指名した価格指標性（最良気配値スプレッド）、厚み（デプススプレッド）においても流動性が高まったとは言えず、複数の先行研究で指摘されているアローヘッドが市場流動性を高めたという結論は、日経平均指数バスケット取引に関しては必ずしも当てはまらず、逆に流動性が低下した可能性が高いと結論づけることができるようである。

続く章では、気配値に加えて実取引価格を利用した分析により、アローヘッドの影響についてより詳細に検討する。

## 4 スプレッドの要因分析

### 4.1 スプレッドの要因分解

Lee and Ready [1991]が基本的な考え方を示し、Bessembinder [2003]が応用したモデルは、取引価格と最良気配値の仲値との差として決まる実効スプレッドの構成要因を分解して示すものである。

まず、実効スプレッド (Effective spread) は、時刻  $t$  で発生した取引について、その取引価格  $P_t$  と同時刻の最良気配値の仲値  $M_t$  により、

$$ESpread_t = d_t \frac{P_t - M_t}{M_t} \quad (20)$$

のとおり定義する。ただし  $d_t$  は当該取引が買い手主導の場合は  $d_t = +1$ 、売り手主導の場合には  $d_t = -1$  となる関数である。実効スプレッドは、指値注文により即時取引の機会を提供している流動性供給者が、情報を持つ投資家の売買に対して平均的に損を被らないために必要なスプレッドと見なすことができる。

次に、実現スプレッド (Realized Spread) は時刻  $t$  で取引が成立した後、ある一定時間  $\tau$  が経過した時点で、

$$RSpread_t = d_t \frac{P_t - M_{t+\tau}}{M_t} \quad (21)$$

で計算されるスプレッドで、取引が成立してから  $\tau$  時間が経過した後に実現する流動性供給者の利益を表している。売買が頻繁に成立する市場であれば、流動性供給者の平均売買コストは最良気配値の仲値になることから、取引価格  $P_t$  に対して  $\tau$  時間後までに実現するであろう平均売買コスト  $M_{t+\tau}$  を基準として流動性供給者の利益を計測するものである。

実効スプレッドが時刻  $t$  で期待される利益で、実現スプレッドがその  $\tau$  時間後に実現する利益とすれば、その差額は実現できない期待利益と見なせるので、それを流動性供給者が負担した逆選択コストとみなす。すなわち、

$$Adv\_selection_t = ESpread_t - RSpread_t \quad (22)$$

である。また、この関係から、

$$Adv\_selection_t = d_t \frac{M_{t+\tau} - M_t}{M_t} \quad (23)$$

と計算することもできる。

Hendershott, Jones and Menkveld[2011], Brogaard, Hendershott and Riordan[2011]は上述のモデルによりニューヨーク証券取引所における高速売買システムの影響や、アルゴリズム取引の影響を実証的に分析している。

本稿においても、日経平均指数バスケット取引に関わるスプレッド分解を試みて、アローヘッド前後の比較を行うのであるが、そのためには日経平均バスケット（現物）の取引価格が必要になる。しかし、個別銘柄の取引データから日経平均バスケット取引に関わる取引を分離することは不可能であり、仮に分離できたとしても、日経平均構成銘柄の全て

が同時刻に取引されることはまれで、取引時刻が完全には一致しない（非同期）価格で日経平均バスケットの取引価格を計算せざるを得ないが、特に短い時間間隔で計算する場合には、この非同期性によるバイアスが無視できない影響を及ぼす可能性が高い。<sup>8</sup> そこで本稿では日経平均バスケットの取引価格を参照する代わりに、同指数先物価格を利用する。

#### 4.2 日経平均バスケット取引と先物理論価格

一般的な先物理論価格の議論では、満期時刻が  $T$  の先物理論価格は、時刻  $t$  における現物価格が  $S_t$  であるとき、割引金利を  $r$ 、満期  $T$  までに受け取ることのできる（指数計算方法により換算後の）配当額を  $D$  とすると、

$$F_t = S_t(1 + r(T - t)) - D \quad (24)$$

と表すことが多い。ただし、日経平均先物に関わる株式や金利の受け渡し日は約定の3日後であるため、売買の曜日によっては実日数計算で休日に関わる調整が必要で、さらに、割引率は投資主体の信用力や経済環境などの影響も受けること、配当は先物を売買する時点の予想配当で計算すること、場合によっては配当課税の効果などについても考慮する必要がある。

本稿では、日経平均構成銘柄の最良気配値から求めた日経平均バスケットの最良気配値の仲値  $M_t^S$  に対する先物の理論価格  $\tilde{M}_t^S$  を、

$$\tilde{M}_t^S = M_t^S \left( 1 + LIBOR \frac{A}{360} \right) - 0.8D \quad (25)$$

とした。ここで  $LIBOR$  は  $LIBOR$  のオーバーナイト、1週間、1ヶ月、2ヶ月、3ヶ月、4ヶ月金利から先物の満期に一致する金利を線形補間で求め割引金利、 $A$  は受け渡し基準の先物満期までの実日数、 $D$  は過去の予測配当額が入手困難であることから実現した配当額を予測値として用いた指数基準の配当額で、源泉控除を考慮して0.8倍している。

<sup>8</sup> 一般に、連続的な売買機会を提供している気配値については非同期性の問題は生じないはずである。ただし、コロケーションによる高頻度取引は東証の値付けより速いキャンセルができる可能性があるため、微妙な問題がある。

#### 4.3 ベーシススプレッドの分解

本稿では、先物の取引価格と先物理論価格との差として認識されるベーシススプレッドについて、実現スプレッドと逆選択コストに分解する方法を説明する。従って、以下ではベーシススプレッドを便宜的に実効スプレッドと呼ぶことにするが、ベーシススプレッドが意味することについて詳細に検討する。

時刻  $t$  において取引された先物の価格  $P_t^F$  と、同時刻の日経平均バスケットに関する最良気配仲値について、キャリーコスト（金利）や配当を考慮して求めた先物理論価格  $\tilde{M}_t^S$  により、先物-現物間の実効スプレッドを以下のとおり計算する。

$$ESpread_t^{FS} = d_t \frac{P_t^F - \tilde{M}_t^S}{\tilde{M}_t^S} \quad (26)$$

ここで  $d_t$  は(20)式と同じ定義関数である。なお、本来は先物 (Future) と現物 (Spot) のベーシススプレッドであることから「FS」を添え字とした。

一方、先物取引における実効スプレッドは先物価格  $P_t^F$  と同時刻の先物最良気配仲値  $M_t^F$  により、

$$ESpread_t^F = d_t \frac{P_t^F - M_t^F}{M_t^F} \quad (27)$$

となる。この先物取引における実効スプレッドが先物市場への流動性供給の対価として得られる期待利益を表す一方で、(26)式 of 先物-現物実効スプレッドには、先物価格 ( $M_t^F$ ) とその理論価格 ( $\tilde{M}_t^S$ ) との差が含まれることから、先物市場への流動性供給対価に加えて裁定取引の機会利益も含まれると見ることができる。<sup>9</sup>

さて、先物市場に対して指値注文を出すことで流動性を提供している投資家は、先物取引が発生した  $t$  時点において、次の意思決定を行うことになる。まず、 $t$  時点における先物-現物実効スプレッドが裁定利益の獲得できる水準に達している場合には、即座に現物バスケットの売買を行うことで利益を確定することができるが、当該現物バスケット取引により

<sup>9</sup> 実際の先物・現物間の裁定取引は、先物取引が買い手主導（先物売り）の場合は現物の買い気配値で求めた理論価格との比較で期待利益が決まる。逆に、先物取引が売り手主導（先物買い）の場合は現物の売り気配値で求めた理論価格との比較で期待利益が決まる。



現物価格が調整され、後述の実現スプレッドや逆選択コストに波及することになる。次に  $t$  時点において実効スプレッドが裁定利益を確保できる水準に達していない場合には、裁定取引（現物バスケットの売買）は実行されず、その先物ポジションを保持して（在庫リスクを取って）先物市場に対する流動性供給対価としての利益獲得機会を残すか、反対売買により同先物ポジション（在庫リスク）を解消するか、いずれかを選択することになるだろう。この場合、現物価格への波及効果は期待できないため、後述の実現スプレッド、逆選択コストへの影響は生じない。

（流動性供給の期待利益は（27）式の先物取引の実効スプレッドで表されることになる。）

一方、日経平均バスケットに関連する現物取引は、裁定取引以外にも、上場投信やインデックス取引などの需給があるため、出来高加重平均取引（VWAP; Volume Weighted Average Price）<sup>10</sup> や、EFP（Exchange for Physical）<sup>11</sup> と呼ばれる指数先物と現物バスケットを交換する取引が行われている。VWAP 取引の注文を受けた証券会社は、できるだけ調達コストを下げようとして現物のみならず先物も機動的に売買するため、両者の価格差乖離を抑制する需給を生み出す。また、EFP も先物価格と原物バスケット価格から決まる先物理論価格の差が取引コストになるため、出来高加重平均取引と同様に先物と理論価格が乖離しないような需給を促進する。このように、裁定取引やVWAP、EFP など先物と現物バスケット価格の双方を見ながら行われる売買に伴う流動性供給者の期待利益や逆選択コストは、先物-現物実効スプレッドに反映されることになるはずである。

したがって、本稿ではアローヘッドの導入が市場流動性等に与えた影響があるとすれば、こうした取引に係わるベーススプレッドに影響があると考え、従来の実効スプレッドの考え方を応用したスプレッド分析を以下のとおり適用する。

<sup>10</sup>市場における出来高加重価格を取引価格として売買する相対取引。

<sup>11</sup>上場指数先物と当該指数採用現物株式銘柄を交換する取引。株価指数先物と同指数の現物バスケットから計算される先物理論価格との差（ベース）で取引する。

先物-現物実効スプレッドに対応する実現スプレッド（以降、先物-現物実現スプレッド）は、

$$RSpread_t^{FS} = d_t \frac{P_t^F - \tilde{M}_{t+\tau}^S}{\tilde{M}_t^S} \quad (28)$$

となる。これは  $\tau$  が数秒程度の短時間であれば裁定取引による利益（ $t$  時点で先物が約定した直後に現物で反対売買して確定した利益）を強く反映し、 $\tau$  が比較的長い場合には、先物市場に流動性を供給した対価として得られる実現利益と主に反映するものと解釈できる。その結果、流動性供給者の逆選択コストは、

$Adv\_selection_t^{FS} = Espread_t^{FS} - Rspread_t^{FS}$  (29) もしくは、

$$Adv\_selection_t^{FS} = d_t \frac{\tilde{M}_{t+\tau}^S - \tilde{M}_t^S}{\tilde{M}_t^S} \quad (30)$$

として計測できる。したがって、逆選択コストは先物取引が発生した  $t$  から一定時間経過した  $t+\tau$  までの先物理論価格（仲値）変化率である。

なお、先物市場価格の実現スプレッドは、

$$RSpread_t^F = d_t \frac{P_t^F - M_{t+\tau}^F}{M_t^F} \quad (31)$$

であるが、これは先物市場に流動性を供給する対価として  $\tau$  時間経過後に実現する利益である。また、先物ポジションのみを保持した場合の逆選択コストは、

$Adv\_selection_t^F = ESpread_t^F - RSpread_t^F$  (32) もしくは、

$$Adv\_selection_t^F = d_t \frac{M_{t+\tau}^F - M_t^F}{M_t^F} \quad (33)$$

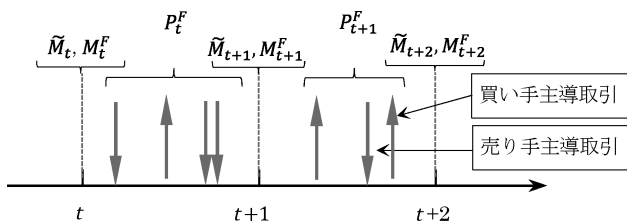
となる。つまり、先物市場の逆選択コストは先物取引が発生した  $t$  から一定時間経過後の  $t+\tau$  までの先物仲値変化率である。

指数先物と現物バスケットが無差別であるならば、平均的には先物価格（ $M_t^F$ ）と同理論価格（ $\tilde{M}_t^S$ ）、さらに十分な長さの  $\tau$  を仮定した場合の先物実現スプレッド（ $RSpread_t^F$ ）と先物-現物実現スプレッド（ $RSpread_t^{FS}$ ）などは一致するはずである。実際に、4.5 節①で示すとおり、先物価格（ $M_t^F$ ）と同理論価格（ $\tilde{M}_t^S$ ）の乖離は統計的に有意では無いことが実証的に確認できる。

#### 4.4 データの集計方法

先物の取引価格と現物の仲値を利用した一連のスプレッドおよび逆選択コストを計算するためには、先物が取引された時刻  $t$  と適当な時間間隔  $\tau$  を決める必要がある。本稿で使用しているティックデータは  $1/1000$  秒単位の時刻で記録されているものであるが、データ元のトムソン・ロイター社によると、証券会社から送信されたデータを同社のサーバーが受け取る時刻を記録しているため、僅かに誤差を含む可能性があるという。そこで本稿では図 11 に示すとおり 1 秒毎に取引を集計して分析することとした。

図 11 データ時刻の再定義の方法



すなわち、時刻が  $t$  以上  $t+1$  秒未満における取引を時刻  $t$  における取引として集計している。ただし、現物および先物の気配値は、その時刻で即時取引可能な指値注文価格を連続的に提示するものとして扱う。先物の取引価格および出来高（枚数）については、時刻  $t$  以上  $t+1$  秒未満において発生した取引を売り手主導取引（買気配値における取引）と、買い手主導取引（売気配値における取引）に分けた上で、それぞれの平均単価と合計出来高を求め、それぞれ時刻  $t$  における取引価格と取引高として記録する。したがって、データに付与されている時刻に誤差が無ければ、先物取引の時刻は現物気配値時刻よりも 1 秒未満の範囲で先行している可能性がある。<sup>12</sup>

この方法で 2009 年 4 月 1 日から 2010 年 12 月 30 日までの日経平均構成銘柄と日経平均先物の気配値および取引データから、各営業日における 9 時 10 分

0 秒から 14 時 50 分 0 秒までの 1 秒間隔データを集計し次の分析で利用した。

#### 4.5 スプレッドの推定結果

裁定取引と先物取引のそれぞれについて、 $\tau$  を 1 秒、2 秒、5 秒、30 秒、1 分、3 分、5 分と変化させながら、日経平均先物の取引が発生した各時刻における実効スプレッド、実現スプレッドおよび逆選択コストを (26)、(28)、(30) 式で求め、先物取引の出来高で加重平均として日中平均値を求めた。

先物の理論価格計算における割引計算と配当計算による誤差の影響を最小限に留めるために、各先物限月毎に残存期間が 50 日以上の日付は分析から除外した。<sup>13</sup>

##### ① 先物 ( $M_t^F$ ) と理論価格 ( $\tilde{M}_t^S$ ) の差

本稿では先物と現物の裁定関係から、平均的には先物の仲値と現物から求めた先物理論価格は一致するという前提の元で先物-現物実効スプレッド他を推定している。そこで、最初にその仮定の妥当性を調べるために、単純に  $MD_t = M_t^F - \tilde{M}_t^S$  について調べたところ、 $MD_t$  は 2009 年 (4 月~12 月) が平均 1.58 円、標準偏差が 2.41 円、2010 年が平均 -0.09 円、標準偏差が 1.99 円になった。日経平均株価は 1 万円前後で推移していたので、この数値はそのままベシスポイントと読み替えても差し支えないだろう。この結果について平均値の検定 (両側 t 検定) を行ったところ、2010 年は 5% 有意水準でも帰無仮説を棄却できなかつた一方で、2009 年は 1% 未満の有意水準で帰無仮説を棄却した。2009 年はリーマンショックの影響が強く残っていたため、多くの裁定取引業者の資金調達コストが上昇していた時期である。本稿では LIBOR フラットで調達できると仮定した結果、先物が割高に ( $MD_t$  が正值に) なる傾向が現れた可能性を指摘できる。 $MD_t$  がゼロになるような調達コストを逆算する方法も考えられるが、実効スプレッドなどは、売り気配と買い気配からの平均スプレッド

<sup>12</sup> 高速取引市場や高頻度売買の分析をする上では 1 秒未満の誤差とはいえ無視できない影響がある可能性は残る。取引所のサーバー時刻を記録したティックデータによる分析が求められる。

<sup>13</sup> 先物理論価格計算時点における予想配当が利用できないため、代わりに実配当を利用したが、それによる誤差が大きくなる可能性が高いため、残存期間が 50 日未満とすることで、配当権利落ち日が集中する四半期末日付のデータを分析から除外した。

ドとして決まるため、仲値に関するバイアスは緩和されることが期待できるため、本稿ではこのまま分析を進めることとした。

## ② 実効スプレッド

実効スプレッドは、

### I) 先物-現物実効スプレッド( $ESpread_t^{FS}$ ) :

2009年：2.57 ベーシスポイント

2010年：2.42 ベーシスポイント

### II) 先物市場の実効スプレッド( $ESpread_t^F$ ) :

2009年：3.96 ベーシスポイント

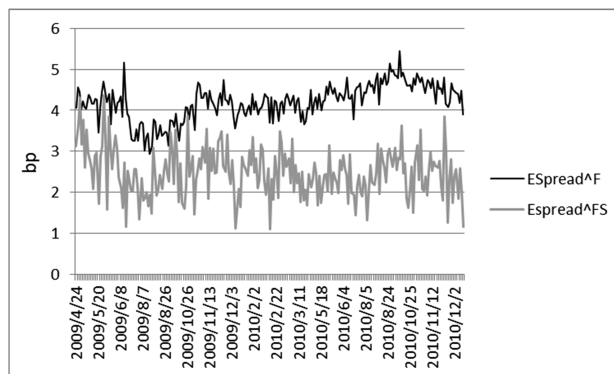
2010年：4.39 ベーシスポイント

であった。アローヘッドの導入と同時に呼値幅の見直しが行われ、それによって実効スプレッドが減少したか否かについては、2009年と2010年の推定値に関する差の検定(ウェルチ検定)の結果、先物-現物実効スプレッドについては約3%の有意水準で、先物実効スプレッドについては1%未満の有意水準で、いずれも帰無仮説を棄却した。しかし、同スプレッドの推移を確認すると(図12)、いずれも時期による傾向があるようにも見えるため、ここでも(19)式によるイベントダミー変数の検定を行ったところ(表11)、いずれも1%未満の有意水準で帰無仮説を棄却しており、アローヘッドの導入により、先物-現物の実効スプレッドは約0.2 ベーシスポイント低下した一方で、先物市場の実効スプレッドは約0.3 ベーシスポイント増加したという結果になった。

アローヘッド導入前は現物バスケットの値動きが遅く、先物価格の変化に遅行するため現物仲値が先物の売気配値と買気配値の間から外れる状況が散見された。このときに先物取引が約定すると実効スプレッドが負になることがある。アローヘッド導入後は現物バスケットの値動きが軽くなり、実効スプレッドが負になる回数が明らかに減少した。換言すれば、先物価格を変化させた情報が現物価格に反映するスピード(価格発見機能)が改善された結果、先物-現物実効スプレッドの平均値が低下したと言えるだろう。一方、先物実効スプレッドが拡大した要因については、先物の最良気配株数の厚みや出来高などについて調べたが、特に目立った特徴は発見できず、原因は明らかにならなかった。裁定取引に関

わる先物建玉との関連性など、より詳細な分析が求められよう。

図12 実効スプレッドの推移(単位:bp)



$ESpread^F$  は先物実効スプレッド,  $ESpread^{FS}$  は先物-現物実効スプレッド. 各先物限月の満期まで50日未満の日付のみ. よって, グラフ中の日付は連続では無いことに注意せよ.

表11 実効スプレッドのイベントダミー検定

	推定値	標準誤差	t 値	p 値
$ESpread_{F\&S}$	-0.201	0.076	-2.640	0.0088
$ESpread_F$	0.333	0.062	5.410	<.0001

## ③ 実現スプレッド, 逆選択コスト

先物-現物実効スプレッドの内訳について、 $\tau$ を変えながら計測した実現スプレッドと逆選択コストについて図13に示した。これを見ると、アローヘッド導入前後で大きく様子が異なっていることがわかる。先物-現物実現スプレッドは、2009年は1秒から5秒程度の短時間であれば正值であり、30秒を超えると負値になっている。特に、先物が売れた直後に現物バケットを購入する(逆に先物が買えた後に現物バケットを売却する)裁定取引においては、先物取引が発生してから数秒以内に現物株式を売買することにより利益を確保できたことを裏付けるものである。しかし、2010年になると実現スプレッドは1秒後ではほぼゼロで、2秒後以降は負値になっており、アローヘッド導入により高速取引が可能となったことで、瞬間的に現物売買を行わない限り裁定取引による利益を確保できない実態が明らかになった。その背景には、裁定取引のような単純な戦略はアルゴリズム取引等により自動化されている実態があるものと推測される。

図 13 先物-現物の実現スプレッド, 逆選択コスト

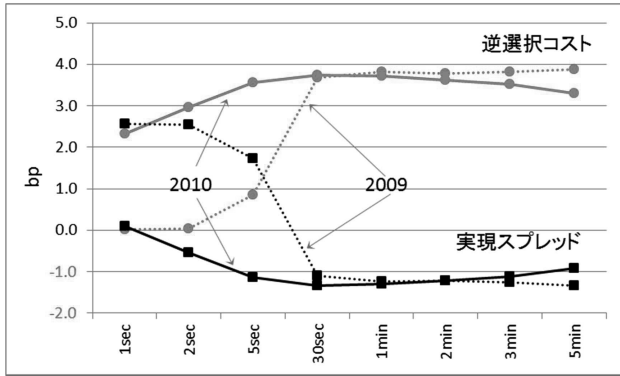
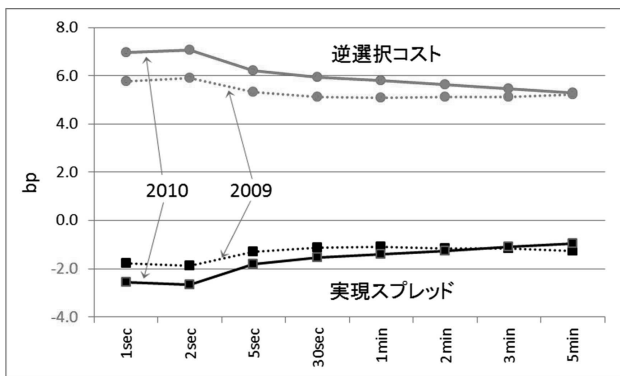


図 14 先物取引の実現スプレッド, 逆選択コスト



一方、裁定取引に関係しないであろう  $\tau$  が 30 秒以上の場合については、アローヘッド導入にかかわらず実現スプレッドは負値を示しており、流動性供給の対価として十分な利益が得られない実態が明らかになった。流動性供給業者は、裁定取引などのトレーディングや、出来高加重売買などの手数料、または ETF などのファンドビジネスなどから得られる収益によって、負の実現スプレッドを埋め合わせる利益を得ていると思われる。

逆選択コストについては、 $\tau$  が 1, 2 秒においては 2009 年でほぼゼロであったものが、2010 年には 2 ~ 3 ベーシスポイントへと大きく拡大している。しかし  $\tau$  が 30 秒以上になると 2009 年と 2010 年で大差はない。つまり、アローヘッドの導入される前は先物市場における売買が現物市場価格に影響を与えるのに要する時間は 1 秒未満であり、換言すれば、現物バスケットの価格付けの効率性が高まったと評価することができるだろう。

#### ④ 先物市場の実現スプレッド, 逆選択コスト

先物市場の実現スプレッド, 逆選択コストについても図 14 に示した。本稿では流動性供給者にとって、一定時間経過後の先物と現物価格は両者が無差別になるように価格付けされることを想定したが、もしその仮定が正しければ、先物-現物実現スプレッドと、先物市場の実現スプレッドは一定時間経過後に一致するはずである。そこで  $\tau$  が 5 分における両者を比較すると、先物-現物の実現スプレッドの平均値が 2009 年は -1.35bp, 2010 年は -0.92bp であるのに対し、先物の実現スプレッドの平均値は 2009 年が -1.22bp, 2010 年が -0.97bp であり、その差は 2009 年が 0.12bp, 2010 年は -0.05bp であったが平均値の検定 (両側 t 検定) を実施した結果、いずれも 5% 有意水準では帰無仮説を棄却できなかった。すなわち、本分析を実施する上で想定した仮説は支持できるとの結果が得られた。

一方、 $\tau$  が 5 分の逆選択コストについても比較してみると、先物-現物の逆選択コストの平均が 2009 年は 3.87bp, 2010 年は 3.30bp であるのに対し、先物市場の逆選択コストは 2009 年が 5.10bp, 2010 年が 5.27bp で、その差は 2009 年が 1.23bp, 2010 年は 1.97bp であり平均値の検定 (両側 t 検定) を実施した結果、いずれも 1% 未満の有意水準で帰無仮説が棄却された。つまり、先物取引が発生した後の仲値変化率 ((30), (33) 式を参照せよ) は、先物よりも現物バスケットの方が小さいということなので、単純には現物市場の流動性がより高いことを示唆する結果かもしれないが、取引量などの違いもあるため断定はできない。また、2009 年よりも 2010 年の格差が拡大したということは、先物市場の流動性が相対的に低くなった可能性を示唆する結果であるが、この点についても、より詳細な分析が求められる。

#### 4.6 結果のまとめ

アローヘッドの導入によって、日経平均バスケット取引の先物-現物実効スプレッドは約 0.2bp 低下したという結果が得られた一方で、先物市場の実効スプレッドは約 0.3bp 上昇したという結果が得られた。実効スプレッドの水準で判断すれば、アローヘ

ッドは現物市場の流動性を増加させた一方で、先物市場の流動性を低下させた可能性があるということである。また、実現スプレッドと逆選択コストについて観察した結果、実現スプレッドは、アローヘッドの導入により大きく変化しており、先物と現物を組み合わせた裁定取引業者の利益構造を大きく変化させた可能性を指摘した。すなわち、取引の高速化によって裁定取引で利益を上げるためには先物売買が成立してから1秒未満で行動する必要があり、高速売買が可能なシステムインフラを持った業者のみが利益を確保できる市場に変貌したという裏付けが得られた。結局のところ、実現スプレッドの低下（逆選択コストの増加）は、先物の売買に反映された情報が現物市場価格へ反映するスピードの増加によりもたらされたのであり、この点において市場価格の効率性は高まったと言えるだろう。

## 5 まとめ

### 5.1 本稿の検討課題

本研究では検討できなかった多くの課題が残されている。

- ① 市場環境の影響を中立化する検定のためのモデルにおいて、日経平均株価指数の収益率やボラティリティ、取引高で修正する方法を提案し検定したが、重要と思われるが利用できなかった変数に裁定取引の建玉残高がある。また、日経平均先物・オプションからの影響、金利やその他経済ファンダメンタルズからの影響についても考慮すべきであると思われる。
- ② 日経平均株価水準に応じて呼値幅が変化し、売り／買いの気配値上下5本といえども実質的な厚みが異なること、例えば、呼値が1円の場合と5円の場合では5本気配値の注文の入り方は当然異なるはずであるが、こうした影響は考慮していない。
- ③ 売買単位の引き下げ（1000株単位を100株単位に）銘柄が増えたことで、日経平均バスケットで取引すべき単元株数が増加する傾向があることもデプススプレッドの拡大要因として影

響を与えている可能性がある

- ④ 日経平均構成銘柄の1つでも特別気配値になった時刻のレコードは分析対象から除外した（その割合は2009年は5.09%、2010年3-12月は1.28%であった）が、特定の市場状態を除外することでバイアスが生じた可能性がある
- ⑤ Greenwood [2007]の指摘もあるように、日経平均株価指数の計算方法が、特定の値高株の影響を強く受けるという問題があるため、日経平均バスケットは市場を代表しないという批判もある

### 5.2 機関投資家の最適執行に関する含意

現在の機関投資家はロング中心の伝統的な運用手法に加えて、代替運用（オルタナティブ投資）を増やしている。ロング中心の長期運用スタンスから考えれば、日中の個別株式やバスケットの発注に関しては売り買いの気配値幅を売買コストとして負担することよりも、証券会社に支払う売買手数料の方が大きなコスト要因かもしれない。しかし、絶対収益を追求するような手法や統計的手法を用いた市場中立戦略（いわゆる統計的アービトラージ）等のオルタナティブ運用に関して、日中の発注におけるマーケットインパクトや価格変動の影響を大きく受ける場合があると思われる。現在のアローヘッド導入の後の市場における株式バスケットの発注に関しては、今回の分析で明らかになったように、短時間の逆選択コストの増加や気配値スプレッド変動性が拡大する傾向があるため、発注速度の違いがトレーディング収益に与える影響は無視できないと思われる。事実、投資銀行やヘッジファンドの高頻度取引に関わるプログラムや発注機能は殆どが東証コロケーション<sup>14</sup>に置かれていると考えられるので、その他の市場参加者の注文や板状況は瞬時に分析・解析されていると考えるべきであろう。

<sup>14</sup> 証券取引所の取引付け合せサーバーに対して直接接続されている取引参加者のための取引システムや、取次ぎシステムを設置するための有料スペースを指す用語。証券会社のFIX経由の注文よりも早く処理が可能のため高頻度取引などの利用が多い。

したがって、FIX (Financial-Information-eXchange Protocol)<sup>15</sup> 経由などの高速でない注文形態でバスケット注文を発注する場合などは注意が必要である。例えば、機関投資家が日経平均バスケットを市場に発注する場合において銘柄コードの若い順に225銘柄を発注すると、最初の数銘柄が発注された段階でコロケーションの高頻度売買用プログラムにより解析され、1ミリ秒以下の早さで日経平均のウェイトの大きい8000、9000番台の銘柄を優位な値段で先回り執行されて、当該機関投資家のバスケット注文に対して瞬時に不利な値段で反対売買を対峙させることが可能となっている。<sup>16</sup> このような執行ロジックはあくまでも日経平均バスケットが入ってくるだろうという推測の元に執行されているためにフロントランニングとはなりえないし、発注した機関投資家も発注時点で想定したマーケットインパクト以上のものを気づかずに市場へ支払っていることになるだろう。

また、先物市場に流動性が一定以上あるような指数に関しては、指数先物と現物株式市場のスプレッドを注視していくことにより、EFP(Exchange For Physical)<sup>17</sup>などを有効利用することで、指数先物の限月乗り換えやETFなどのコスト高い運用手段を利用しなくてもより有利な条件でインデックス取引が出来ると考えられる。

以上のとおり、長期投資を基本とする機関投資家は、取引の高速化による市場特性の変化にはあまり影響がないと考えているとすれば、それは単に気づいていないだけで、実は無駄なコストを支払っている可能性がある。市場への発注速度や発注技法などは機関投資家にとっても重要な投資判断の一部になっていると思われる。

---

<sup>15</sup> 機関投資家が注文を市場に出す場合に、機関投資家と証券会社の間で注文の取次ぎを行うための共通規格。FIXの仕様で注文を作成すればどの証券会社でも発注しても受け入れが可能である。

<sup>16</sup> 例えば、買い注文が来ると分かれば、現在の売り気配注文を先回りして全て購入し、同時に1ティック上の値段で売り注文を出し、後から入る買い注文に対峙させることで、ほぼ確実に1ティックの利益を上げることができる。

<sup>17</sup> 前出の脚注11を参照。

### 5.3 結言

呼値幅が同時に見直された効果もあるため、アローヘッドが導入されると気配値スプレッドは縮小し、流動性は拡大したように見えるが、本研究は代表的な指数である日経平均バスケット取引に関して、Kyle[1985]の示した3つの流動性指標に従い、具体的な尺度を提案し評価した結果、必ずしもアローヘッド後の市場流動性が拡大したとは言えない観察結果を複数提示した。一方、先物および現物バスケットを取引する投資家に係る実効スプレッドとその構成要因としての実現スプレッド、逆選択コストについてみると、先物-現物実効スプレッド(ベーススプレッド)の縮小により流動性が高まったとの示唆も得られたが、先物市場の実効スプレッドは拡大した(流動性は低下)との結果が得られた。また、先物取引発生後の短時間の実現スプレッド(逆選択コスト)は大きく変化しており、裁定取引やそれに近い取引を標榜する市場参加者の利益構造を根本的に変えた可能性を指摘した。

翻って市場の実態を鳥瞰すれば、東証コロケーション<sup>18</sup>などのダイレクトマーケットアクセスによる市場中立的な戦略を基本とした高頻度取引の注文が多く市場に流入してきているのは事実である。これにより市場取引は活況に見えるが、このような取引主体の注文は基本的にリスクを避ける、または無リスクなポジションを維持するだけの売買であることが容易に想像できる。おそらく、約定件数・金額の発注件数・金額に対する比率(約定比率)は大幅に下がっていると考えられる。仮に一時点の株価の注文状況や板状況の詳細なデータを用いて、仮想的にバスケットや個別銘柄のインパクトを計算したとしても、コロケーションによるマイクロ秒単位でなされる注文は執行前に瞬時に消えることもあり得るため、その注文の速さや規模、頻度が明らかにならない限り、実際の市場流動性やマーケットインパクトを正確に評価することはできない。

また高頻度取引などが得意としている裁定取引

---

<sup>18</sup> 前出の脚注14を参照せよ。

などの市場中立型取引に関しては、東京証券取引所や大阪証券取引所による株価指数先物（TOPIX や日経平均）の 2010～2012 年のシステム更新による株価指数先物の取引システムスピード向上の影響も当然に受けていると考えられることから、各取引所のデリバティブ売買プラットフォームの更新タイミングも考慮した分析も今後行っていく必要があると考える。

具体的な根拠を示すことは難しいが、ニューヨーク証券取引所で起きた 2010 年 5 月の高頻度取引のシステム異常に伴う市場の混乱のような事態はいつ日本で起きてもおかしくない状況にあると思われる。今後、精度の高いデータが公開され、極めて短い時間間隔における市場流動性分析が進展すれば、これまで知ることができなかった市場のシグナルを感知し、フラッシュクラッシュや金融システムリスクの顕在化などを事前に予測するために有用な指標が開発されることが期待される。

アローヘッドはミリ秒単位で値付けするシステムである。同様に速い反応時間で売買可能なコロケーションを有する投資家、中でも最速システムを保持する投資家にとっては従来以上に「高速で透明な市場」に見えるだろう。さらに、アローヘッドが流動性を高め、価格発見機能を強化したのであれば、社会厚生を高めたと言えるかも知れない。しかし、それを確実に主張するためには、マイクロ秒単位で売買する高頻度取引やアルゴリズム取引の実態を明らかにする必要があると思われる。

#### [参考文献]

新井亮一[2012]「アローヘッド導入による株式市場の流動性と取引コストの変化」、『証券アナリストジャーナル』, Vol150, No. 9, 17-24.  
宇野淳・柴田舞[2010], 「取引スピードと流動性：東証アローヘッドのケース」, 明治大学ファイナンスと現象数理学研究回発表資料.  
村永淳[2001], 「本邦株式市場の流動性に関する動的考察」『日銀金融研究』, 第 20 巻別 1.  
吉川真裕[2012], 「ナイト・キャピタルのアルゴ暴

走～超高速コンピューター取引のリスク～」、『証券レポート』, 1674 号, 14-23.

Ahn, H. J., J. Cai, Y. Hamao and R. Y. K. Ho [2002], "The components of the bid-ask spread in a limit-order market: evidence from the Tokyo Stock Exchange", *Journal of Empirical Finance*, 9, pp. 399-430.  
Ahn, H. J., J. Cai, Y. Hamao and R. Y. K. Ho [2002], "Adverse selection, brokerage coverage, and trading activity on the Tokyo Stock Exchange", *Journal of Banking & Finance* 29, pp. 1483-1508.  
Amihud, Y. [2002], "Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects", *Journal of Financial Markets*, 5, 31-56.  
Barcary, E., S. Delatter, M. Hoffmann and J.F. Musy [2011], "Modeling microstructure noise using Hawkes processes", ICASSP, 2011 IEEE International Conference 2011.  
Bessembinder, H. [2003], "Issues in assessing trade execution costs", *Journal of Financial Markets*, 6, 233-257.  
Broggaard, J., T. Hendershott and R. Riordan [2011], "High Frequency Trading and Price Discovery", *Working paper*, SSRN.  
CFTC&SEC [2010], "Findings Regarding The Market Events of May 6, 2010", REPORT of U.S. Commodity Futures Trading Commission and U.S. Securities & Exchange Commission, September 30, 2010.  
Domowitz, I., O. Hansch and X. Wang [2005], "Liquidity commonality and return co-movement", *Journal of Financial Markets*, 8, 351-376.  
Easley, D., M. Prado and M. O' Hara [2010], "The microstructure of the 'Flash Crash' - Flow toxicity, liquidity crashes and the probability of informed trading", *Working paper*, 15 pages.  
Engle, R. and J. Lange [1997], "Measuring,

- forecasting and explaining time varying liquidity in the stock market", *Working paper*, NBER
- Greenwood, R. [2007], "Excess Comovement of Stock Returns: Evidence from Cross-Sectional Variation in Nikkei 225 Weight", *Review of financial studies*, 21(3), 1153-1186.
- Hasbrouck, J., D. Seppi [2001], "Common factors in prices, order flows, and liquidity", *Journal of Financial Economics*, 59, 383-411.
- Hendershott, T. and P.C. Moulton [2011], "Automation, speed, and stock market quality: The NYSE's Hybrid", *Journal of Financial Markets*, 14(4), pp.568--604.
- Hendershott, T., C. M. Jones and A. J. Menkveld [2011], "Does Algorithmic Trading Improve Liquidity?", *Journal of Finance*, 66(1), pp.1--33.
- Kyle, A. S. [1985], "Continuous auctions and insider trading", *Econometrica*, 53(6), 1615-1335.
- Lee, C. C. and M. J. Ready [1991], "Inferring trade direction from intraday data ", *Journal of Finance*, 46(2), 733-746.
- Rakowski, D. and X. W. Beardsley [2008], "Decomposing liquidity along the limit order book", *Journal of Banking & Finance*, 32, 1687-1689.
- Wagener, M., D. Kundisch, R. Riordan, F. Rabihi and P. Herrmann [201], "Price efficiency in futures and spot trading: The role of information technology", *Electronic Commerce Research and Applications*, 9, 400-409.



Impact on market liquidity in terms of increase in the speed of trading  
—Tick data analysis on Nikkei 225 index basket and future trading —

Kazuhiro Mukaidono, Koji Inui

Abstract

In this paper, we compare market liquidity before and after the introduction of high-speed trading system of the TSE (Arrowhead) by using 1/1000 second time-stamped tick data which contains bid/ask price/volume of every order (5th upper/lower bands) and trading price/volume of every trading for individual stocks. The results suggest that Arrowhead introduction cannot necessary improve market liquidity of Nikkei 225 basket trading once adjust the tick-size reduction effect. Additionally, we measure the spread basis measured observed as difference between Nikkei future trading price and its theoretical price, and breakdown it into realized spread and adverse selection cost. According to the results, we can point out that Arrowhead introduction probably has increased spot market liquidity (no adjustment of tick-size) and enhanced the price efficiency, on the other hand, it has possible reduced the future market liquidity. Because there is a possibility that Arrowhead resulted in an increase in adverse selection cost of investors who do not have a system infrastructure that can handle high-speed trading, we mention about considerations for execution strategy of such investors.