

日本の株式市場における 取引コストの実証分析

工 藤 秀 明 CMA
佐 野 公 紀 CMA

目 次

- | | |
|-------------|---------------|
| 1. はじめに | 4. 取引コストの構造要因 |
| 2. リサーチデザイン | 5. まとめ |
| 3. 実証分析 | |

近年、制度改革や技術的進展を背景として株式市場の取引環境は大きく変化し、取引コストの低下が進んできたと言われている。しかし、日本市場における機関投資家の取引コストに関しては、取引データの制約から実証的研究に限界があった。本稿では10年超にわたる機関投資家の実際の取引データを使用し、近年において取引コストの低下が着実に進んでいること、また取引コストを決定付ける主要な要因について分析を行った。

1. はじめに

近年の情報通信技術の進展に伴い、市場取引の環境は大きく変化してきた。特に、アルゴリズム取引や代替市場は、機関投資家の取引コスト削減手段として大きく発展してきた（杉原 [2010]）。

一方、取引コストの削減効果について、日本の株式市場を制度面から見た場合には、いくつかの

節目が挙げられる。第一に、1999年に実施された株式売買委託手数料の自由化による委託手数料の低下である。実態調査によると、自由化により委託手数料が2割程度低下している（注1）。

第二に、00年以降における株式分割制度に代表される法制度の改正や近年における呼値変更である。こうした改革は取引活動を活発化させ、スプレッドの縮小をもたらし、流動性の向上に寄与



工藤 秀明（くどう ひであき）

野村アセットマネジメント(株) 運用部株式グループ シニア・ポートフォリオ・マネージャー。2004年京都大学大学院理学研究科博士課程修了、博士（理学）。02年より独立行政法人日本学術振興会特別研究員（京都大学、東京大学）、同海外特別研究員（カリフォルニア大学サンタバーバラ校）を経て、07年野村アセットマネジメントに入社。同社投資開発部を経て15年7月より現職。



佐野 公紀（さの きみのり）

野村アセットマネジメント(株) トレーディング部 アシスタント・トレーダー。2012年大阪大学法学部法学科卒業。同年野村アセットマネジメントに入社し、現職。

したと考えられる（高阪 [2014]）。

第三に、東京証券取引所におけるArrowheadの導入（2010年1月）に伴う電子取引の普及と取引手法の高度化が挙げられる。こうした総合的な環境変化は、投資家の取引方法を小口・高頻度化に向かわせ、取引コストにも影響を与えていると考えられている（宇野・柴田 [2012]、新井 [2012]）。

取引コストの研究に関して言えば、売買の高速化と代替市場の広がりが急速に発展したため、電子取引や大口取引を念頭においた取引コスト・取引戦略に関する研究が欧米市場を対象として進展してきた（注2）。こうした取引コストに関する研究は大きく分けて二つのアプローチに分類される。第1の方法はマーケットデータを直接使用するものである。例えばビッド・アスク・スプレッド、デプス、あるいは市場流動性指標等の市場データの計測や価格変動を計量的な手法により分析するものである（太田*et al.* [2011]）。しかし、この方法では発注そのものに関する情報が存在しないため、ティックベースでの個々の約定を対象とした取引コストしか議論することができない。

第2の方法は、投資家の取引データを直接使用するものである。この場合には、売買に伴う豊富な関連データ（委託手数料、発注方法、売買高等）が利用可能であるため、様々な角度から分析を行うことが可能となる。しかしながら、取引データは容易に入手できないため、実証的研究は非常に限られている（注3）。

本稿では上記の第2の方法を採用し、機関投資家の売買における取引コストがどの程度であり、それがどのように推移してきたかについて、日本の株式市場を対象とした実証分析を行う。過去10年超の実際の取引データを使用し、取引コストの変遷や構造要因を明らかにすることは、日本の市場参加者にとって貴重な実証例を提供することになるであろう。

2. リサーチデザイン

(1) データソース

使用する取引データは、執筆者の所属会社における実際の取引データに基づく。ただし、機関投資家の標準的取引方法による取引コストを評価するため、本稿では対象となる取引を手数料が発生する委託取引のみに限定し、パッシブ運用等で多用されるバスケット取引を除外する。対象期間は03年1月から14年7月とし、次に示す(1)～(3)の条件を全て満たす取引から、無作為に抽出した10万件の取引を分析対象とする。

- (1) 公募投資信託に関する取引
- (2) 東証一部上場銘柄のうちTOPIX500および日経225指数採用銘柄を対象とした取引
- (3) 市場占有率が30%以下の取引

ここで市場占有率は「約定株数／当日出来高(主市場)」(注4)で定義されている。条件(2)は流動性が比較的高い銘柄を今回の分析対象とするためである。条件(3)は標準的な取引方法を対象

(注1) 第1回株式委託手数料実態調査（日本証券業協会、平成12年）。

(注2) 杉原 [2012] などが詳しい。

(注3) 機関投資家の取引コストに関する実証研究の例としてはKeim [1999]、Keim and Madhavan [1997]、Engle *et al.* [2012]、Borkovec and Heidle [2010] 等があるが、いずれもデータ・サンプルが限定的である。長期データの分析としてはFrazzini *et al.* [2012] が挙げられる。一方、日本市場を対象とした同種の実証研究は筆者の知る限り存在しない。市場データから間接的に取引主体の売買データを疑似的に再構成し、マーケット・インパクトを推計した研究としては田中 [2001] がある。

とする観点から設定した。通常の取引であれば、市場占有率が30%を超えるような例はほとんどないことから、妥当な条件だと考えられる。国内株式市場の売買高の70～80%は機関投資家が占めている現状からすれば、上記データは国内市場における取引コストを把握する上で、妥当なサンプルを与えるものと考えられるだろう。

なお、対象となる取引は東証での取引に限定したのではなく、複数の市場（ダークプール、PTSを含む）で行われたものを含んでいる。また、本稿における「出来高」や「終値」は各銘柄の主市場におけるデータを使用している。

評価対象とする取引コストは、インプリメンテーション・ショートフォール（IS）法による分解を利用する。IS法では、取引コスト全体をタイミング・コスト、マーケット・インパクト、委託手数料、および機会コストに分類する。しかし、本稿では各運用者の取引コストを分析することが主眼ではなく、市場での取引コストに着目することが目的であることから、取引コストをタイミング・コスト、マーケット・インパクトおよび委託手数料の総和によって定義する。なお、タイミング・コストについては、運用者がトレーダーに発注を行った時点を計測開始時点とする（注5）。したがって、取引日 d における k 番目の注文について、計測開始時点における株価（寄付き前であれば、前日終値）を $P_{0,d,k}$ 、平均単価（手数料考慮後）を $P_{T,d,k}$ とすれば（注6）、取引コストの絶対値は

$|P_{T,d,k} - P_{0,d,k}| / P_{0,d,k}$ にて定義される。ただし、取引コストの符号定義については、売り・買いの方向にかかわらず、運用者にとって不利（コストが余分にかかる）となるものをプラスとして定義する。

本稿では、各取引は取引開始から約定までが1日以内（寄付きから大引け）に終了すると想定し、取引コストの評価もこの前提の基で行っている。例えば運用者が5日間にわたって銘柄Aの取引を行った場合、本分析においては取引日が異なる5つの個別取引として扱われる。一方、各個別取引を実際の発注ベースでみると、運用者が発注した個別銘柄の取引注文（親注文）が子注文に分割され、別々に執行されるケースが存在する。本稿ではIS法による分解方法を採用するため、取引コストの推計は親注文に対して行う。

(2) 評価モデル

様々な要因が取引コストに影響を与えるため、平均的な取引コストを推計するためにはモデル化が必要となる。取引コストに与える影響としては、まず市場占有率が挙げられる。また、個別株の流動性も直接的な取引コストに影響を与えられよう。こうした点を考慮し、以下では次のような一般的な回帰モデルを導入する（注7）。

$$C_{it} = \alpha + \sum_k \beta_k g_{ik} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

ここで C_{it} は取引日 t における取引 i の取引コスト、 g_{ik} は各取引を特徴づける k 番目の説明変数と

（注4） 本稿では、「主市場」を出来高が最も多い市場として定義する。ただし、主市場よりも7日間連続して出来高が多い市場があれば、その市場を主市場と再定義する。

（注5） 取引コストを狭義の意味で捉えるなら、IS法におけるマーケット・インパクトのみを分析対象とすることも可能である。本稿では、機関投資家が実際に負担している取引コストを明らかにするために、本文における取引コストの定義を採用した。一方、取引プロセスについて補足すると、まず運用者がトレーダーに取引案件を発注し、トレーダーがその案件を適宜執行していく、というプロセスを本稿では想定している。

（注6） 平均単価（又は約定平均単価）は、一連の取引による約定価格を各約定株数で加重することにより定義される（取引株数加重平均）。一つの親注文に対して一つの平均単価が算出される。

なっている。説明変数の一つとして以下では

$$\begin{aligned} x_{it} &= \text{Vol}_{it} z_{it}^p \\ z_{it} &= \text{約定株数}_{it} / \text{出来高}_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

を取り上げる。ここで z_{it} は市場占有率を考慮した変数である。 x_{it} は z_{it} を入力変数とし、ボラティリティ (Vol_{it}) および p をパラメータとしている。パラメータ p は約定株数の増加につれて取引コストが増える際の増加率に関するパラメータである。切片 α は特徴量を調整した際の平均的な取引コストを意味する。

(3) 取引データの特徴

取引コストに影響を与える要因としては、個別銘柄の長期的特性、短期的な市場要素、制度的要素が挙げられる。長期的特性に関する指標としては、ベータ、バリュウおよびモメンタム・エクスポージャーといったものが関係し、短期的要素については、短期モメンタム、相対モメンタム、相対売買高等が挙げられる。こうした指標は流動性やボラティリティに対する追加的な参考指標として、トレーダーや運用者が取引の際に考慮する指標群である (注8)。

一方、執行当日の状況を表す指標として、日中リターンやオーバー・ナイト・リターン (ONR) といった指標も短期要素として関係するだろう。前者は当日の株価の強さを表し、後者はオーバー・

ナイトにおける方向感を見るための指標である。制度的要素としては、スプレッド・コストの違いが挙げられる (注9)。以上のような変数を主として、以下の分析にて用いる主な変数の定義を図表1に示す。

図表2は全ての分析対象取引に対して各指標を計測したものである。例えば、全期間における占有率の中央値は0.6%であり、上位90%点では6.7%となっている (Panel A)。Panel Bでは市況との関係も考慮して、おおむね上昇相場と下落相場に相当するように期間I～IVを設定し、各期間における統計値を示した。多くの指標に目立った変化は見られないが、モメンタム・エクスポージャーや短期モメンタム (60日) の変動、近年におけるスプレッド・コストの低下が見てとれる。

Panel AとBの下段には分析対象取引が各指数に含まれる割合も示している。全サンプルのうち、57%は日経225構成銘柄を対象としたものであり、TOPIX400を対象とする取引は56%となっている。

3. 実証分析

(1) 取引コストの評価

本節では全対象取引の平均的な取引コストを推計するために、式(1)にて説明変数を x_{it} 、 z_{it} あるいはボラティリティとした場合の単回帰分析を行

(注7) マーケット・インパクトモデルの例としては、例えばAlmgren and Chriss [2000]、Almgren *et al.* [2005]、渡邊 [2003]、Rashkovich and Verma [2012] 等が挙げられる。インパクトモデルの推計については様々な議論が存在し (杉原 [2012])、ベキ指数の推計においても0.1～1程度の値が得られている。

(注8) 一般に、高い β をもつ銘柄はボラティリティも高く、取引コストが高いと考えられている。また、グロース株よりバリュウ株の方がマーケット・インパクトが大きい傾向にあるとする報告もなされている (渡邊 [2003])。モメンタム系の指標に関しては、順張りの買いになる傾向があるため、取引コストが高くなりやすいと考えられる。

(注9) 呼値単位は東証基準を採用した。東証における呼値単位の変更は、00年7月、08年7月、10年1月、14年1月および7月に行われている。本稿におけるスプレッド・コストはいわゆるティック・スプレッドに対応するものであり、東証における過去の呼値変更を全て考慮したものとなっている。

図表 1

変数	定義
占有率 [%]	約定株数 / 当日出来高 (主市場)
$z(s \text{ カ月})$	約定株数 / 日次出来高 (過去 s カ月平均)
$x(t \text{ カ月}, s \text{ カ月}, p)$	ボラティリティ (過去 t カ月にて計測) [% , 年率換算] $\times z(s)^p$
$\Delta\beta$ (60 カ月)	(過去 60 カ月を対象とした月次計測ヒストリカルベータ) - 1
サイズ・エクスポージャー	時価総額 (対数) を東証 1 部銘柄を対象として正規化
バリュー・エクスポージャー	バリュー (Book-value Price Ratio) を東証 1 部銘柄を対象として正規化
モメンタム (12 カ月)・エクスポージャー	過去 12 カ月の株価モメンタムを東証 1 部銘柄を対象として正規化
対 TOPIX 相対ボラティリティ (3 カ月)	ボラティリティ (3 カ月) / TOPIX のボラティリティ (3 カ月) - 1
短期モメンタム (60 日) [%]	銘柄 i の過去 60 日累積リターン [%]
対 TOPIX 相対モメンタム (60 日) [%]	銘柄 i の過去 60 日累積リターン [%] - TOPIX の同累積リターン [%]
スプレッド・コスト [bps]	東証における呼値単位 / 平均単価。呼値単位については平均単価 (株価) に対応する呼値を採用
ONR/ ボラティリティ	オーバーナイトリターン (ONR) / 過去 3 カ月のボラティリティ (日率)
日中リターン [%]	始値～終値で定義した日中リターン
日中値幅スプレッドの絶対値 [%]	日中値幅の絶対値 / 終値

(図表注) 全ての変数は取引する銘柄ごとに、取引日を起点として計測を行う。サイズ、バリュー、モメンタム等のエクスポージャーは、前月末時点での値を使用する。

(出所) 筆者作成。以下同じ

図表 2

	Panel A (全期間)				Panel B			
	中央値	MAD	下位 10%	上位 90%	期間 I	期間 II	期間 III	期間 IV
取引コスト [bps]	16.9	75.1	-110.1	166.4	16.2	23.9	23.6	12.3
占有率 [%]	0.6	0.8	0.0	6.7	1.1	0.4	0.5	0.3
x (1 カ月, 1 カ月, $p=0.5$)	2.2	2.3	0.4	8.8	2.5	2.8	2.1	1.6
x (1 カ月, 1 カ月, $p=1$)	0.2	0.2	0.0	2.2	0.2	0.2	0.2	0.1
$\Delta\beta$ (60 カ月)	0.02	0.47	-0.57	0.64	-0.03	0.05	0.07	0.03
サイズ・エクスポージャー [σ]	1.56	0.92	0.53	2.74	1.37	1.61	1.60	1.71
バリュー・エクスポージャー [σ]	-0.06	0.53	-0.71	0.79	-0.01	-0.09	-0.04	-0.12
モメンタム (12 カ月)・エクスポージャー [σ]	0.01	0.77	-0.96	1.05	-0.15	0.23	-0.05	0.10
ボラティリティ (3 カ月) [%]	30.9	10.6	19.9	49.2	28.5	39.9	30.8	30.6
対 TOPIX 相対ボラティリティ (3 カ月)	0.67	0.5	0.1	1.4	0.83	0.61	0.65	0.52
短期モメンタム (60 日) [%]	3.01	14.1	-14.9	24.6	3.55	-5.73	0.62	8.35
対 TOPIX 相対モメンタム (60 日) [%]	-0.07	11.2	-14.4	16.0	-0.21	-0.21	0.09	0.11
スプレッド・コスト [bps]	14.1	9.4	5.5	28.7	17.0	17.1	13.4	11.1
オーバーナイトリターン (ONR) [%]	0.07	1.1	-1.6	1.7	0.07	0.00	0.00	0.13
ONR/ ボラティリティ	3.30	57.3	-77.4	83.7	3.94	0.00	0.00	6.70
日中値幅スプレッドの絶対値 [%]	0.12	0.15	0.01	0.65	0.10	0.15	0.17	0.12
	割合				割合	割合	割合	割合
日経 225	57%				51%	61%	61%	59%
TOPIX 100	43%				38%	45%	44%	48%
TOPIX 400	56%				61%	54%	56%	52%

(図表注) Panel A は全期間を対象として、中央値、中央絶対偏差 MAD および上位 90%、下位 10%における値を示す。

Panel B は各期間における中央値を表示。期間 I は 03 年 4 月～07 年 3 月、期間 II は 07 年 4 月～09 年 3 月、期間 III は 09 年 4 月～12 年 10 月、12 年 11 月～14 年 7 月を対象とする。

う。使用するボラティリティ（年率換算）と出来高（日次平均）は、各取引の直近1～3カ月もしくは当日出来高にて計測した値を使用する。パラメータ p に関しては、 $p = 0.5, 1$ にて検証を行った。

推計結果を図表3に示す。変数1～変数3の列は、説明変数としてボラティリティもしくは z を使用した場合に相当する。切片 α は15～23bps程度となっている。決定係数を比較するとボラティリティ（1カ月）と z （1日）の場合が、おおむね同程度の説明力となっている。なお、図表には示していないが、ボラティリティの計測期間を変更した場合や、 z 変数の計測期間を1カ月以上にした場合等は図表3と同様の結果となる。

モデル1～6は説明変数を x_{it} とした場合に相当する。切片 α はおおむね18～23bpsであり、回帰係数は0.7～3.5程度である（注10）。市場占有率が無視できる程小さい場合には、 x_{it} による追加コストも小さくなり（1bps以下）、切片 α が平均的な取引コストのベースラインを与えることにな

る。他方、占有率が高くボラティリティも高水準の場合には、 $x_{it} \approx 10$ となる場合もあり、このような取引では10～30bps程度の追加的なコストが発生すると解釈できる。

モデル1～6において、 $p=1$ よりも $p=0.5$ の方が高い説明力となる傾向が見て取れる。このことは、取引コストが約定株数の増加に関して逓減的であることを意味している（Almgren *et al.* [2005]）。

占有率の違いによる追加コストの発生は、取引主体の属性（運用金額、取引方法等）にも依存する。したがって、以下では市場占有率が小さい状況を想定し、切片項 α を「平均取引コスト」とみなして議論を行うことにする。

多様な特徴を持つ個別売買を単独指標にて説明することは極めて困難である。図表3が示すように、各モデルの決定係数は0.06～0.27%であり、説明力は非常に小さい。取引コストを説明し得る主要な構造要因については次節以降にて詳しく議論する。

図表3

	変数1		変数2		変数3		モデル1		モデル2		モデル3		モデル4		モデル5		モデル6	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
切片 α [bps]	15.1	16.3	21.4	47.6	22.9	55.7	18.4	34.7	21.4	48.4	19.3	39.8	23.2	57.0	19.1	38.7	23.1	56.8
ボラティリティ(1カ月) [%]	0.3	10.5																
z (1日)			108.0	11.4														
z (1カ月)					33.3	8.5												
x (1カ月, 1日, $p=0.5$)							1.5	15.5										
x (1カ月, 1日, $p=1$)									3.5	12.8								
x (1カ月, 1カ月, $p=0.5$)											1.2	16.4						
x (1カ月, 1カ月, $p=1$)													0.7	7.9				
x (3カ月, 3カ月, $p=0.5$)															1.2	16.1		
x (3カ月, 3カ月, $p=1$)																	0.7	7.9
決定係数 R^2 [%]	0.11		0.13		0.07		0.24		0.16		0.27		0.06		0.26		0.06	

（図表注）説明変数 x （ボラティリティ t , 出来高 s, p ）の引数は、ボラティリティの計測期間 t と出来高の計測期間 s を示す。有意水準が10%以下の t 値は太字にて表示（以下同じ）。

（注10）対象取引を売り取引と買い取引に分割して、それぞれに対する単回帰分析も行った。分析結果は全取引を対象とした結果と同様であり、売りと買いの間に取引コスト上の大きな差異は見られなかった。

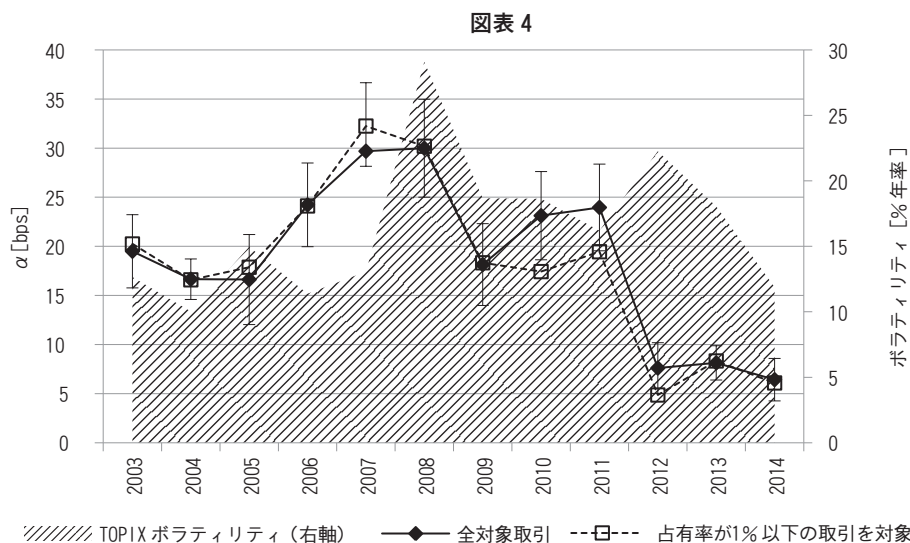
(2) 取引コストの変遷

取引コストを時系列で評価することにより、国内株式市場の取引コストの変遷を見ることが可能である。以下では評価モデルとして決定係数が最も高かったモデル3（図表3）を取り上げる。ただし、他のモデルでも同様の結果が得られることは確認済みである。

年度ごとの取引データに対して回帰分析を実施し、切片 α の推移を示したものが図表4である。同図表には年度ごとのTOPIXボラティリティも表示した。この図が示すように、07～08年度を除けば11年度までは平均取引コストがおおむね一定の水準で推移してきたが、近年になってコストの低下が大きく進んできた（図表2 Panel Bにおいても取引コストの低下傾向が見てとれる）。03

年度と13年度を比較すると、平均取引コストは約11bps低下しており、その差は統計的に有意である（ t 値は5.2）。一方、図表4には占有率が1%以下の取引を分析対象とした場合の結果も表示している。このように占有率が低い場合であっても全体の傾向に大きな変化はない。また他のモデルパラメータを変化させた場合も同様の結果となることから、取引コストの低下はモデルに依存しない頑健な結果であると考えられる。

平均取引コストの低下要因の一つとして、委託手数料の影響が考えられる。しかし、同期間の委託手数料の低下幅は一般的に3bps程度であり、伝統的な取引形態における委託手数料の低下は相対的に小さいといえる（注11）。平均取引コストの低下要因についてはいくつかの環境要因があり、



(図表注) 各年度ごとにサンプルを分割し、回帰分析を行った結果を示す。図は切片項 α の推移を示し、誤差範囲は95%の信頼区間を示す（全対象取引の場合）。対象期間は03年1月～14年7月。

(注11) 日本証券業協会によれば、機関投資家の平均委託手数料は約10bpsである（約定代金が3億円の場合、05年調査）。Greenwich Associatesの調査（日本市場）によれば、平均委託手数料は04年時点にて14bpsであったが、14年には11.4bpsにまで低下している。一方、電子取引に関する同調査では、平均委託手数料が7.9bps（09年）から6.5bps（14年）にまで低下している。米国における委託手数料に関する研究としてはGoldstein *et al.* [2009]があり、一部の代替市場の手数料が世界的に低下してきていることも実証されている（Borkovec and Heidle [2010]）。

それについては最終章にて議論する。

07～08年度の平均取引コスト上昇は特徴的である。これにはリーマンショックに代表される金融市場の混乱が影響している。実際、TOPIXのボラティリティ上昇とよく一致した動きを示している。

国内市場において平均取引コストが着実に低下してきたことが明らかとなったが、平均取引コストの低下は市場全体における傾向であろうか。この点を検証するため、各種指数（日経225、TOPIX 100、TOPIX Mid400）に含まれる銘柄ごとに分析ユニバースを絞り、上記と同様の検証を行った。図表5が示すように、いずれのユニバースにおいても平均取引コストの長期的な低下傾向が見てとれる。なお、TOPIX Core 30やTOPIX Large 70といった指数で区切ってみても同様の傾向が観察される。以上のことから、国内株式市場の取引環境の変化は、取引コストを確実に低下さ

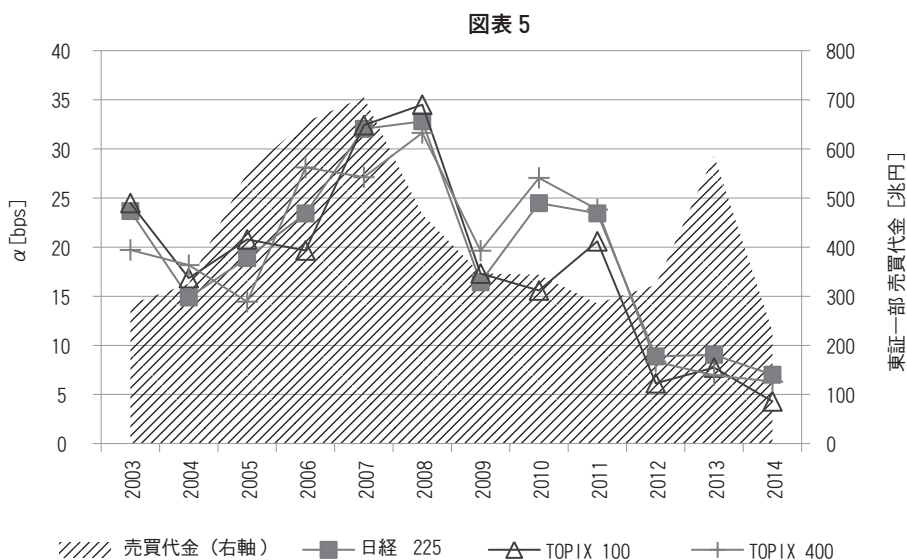
せてきたと言えるだろう。

4. 取引コストの構造要因

(1) 構造要因

取引行動は非常に多様であり、市場環境、発注のタイミング、発注の方法、アスク・ビッド・スプレッド等様々な要因の影響を受ける。ここでは日本の市場において取引コストに影響を与える構造要因について検証する。

本節では図表1にて示した指標を式(1)に適用し、重回帰分析による検証を行う。各取引を買い取引と売り取引に分類し、それぞれに対して回帰分析を実施した結果が図表6である（注12）。重回帰分析を行う際には、年度ごとの平均コストの違いを考慮し（図表4）、単一の切片項 α の代わりに年度フラグを導入し分析を行った。図表では各年度フラグの係数（およびt値）の平均値を「切片」



(注12) 図表1に示した変数以外にも、各変数の計測期間を5日～60日の範囲で変更した場合や、本文では言及しなかった指標（過去相対モメンタム、過去相対売買高、グロス・エクスポージャー等）についても検証を行った。しかしながら、いずれのケースにおいても本文で示した結果と同程度の結果か、もしくは統計的有意性が見られなかった。

として表示している。各変数の標準誤差には Cluster-Robust 標準誤差を採用し、有意性の検定を行った (Petersen [2009]、太田 [2013])。また、 x と $\Delta\beta$ 以外の変数は、正規化した変数を用いて重回帰を行った。

モデルAでは $\Delta\beta$ 、サイズ、バリュー、モメンタム・エクスポージャー等を説明変数として採用した。売りと買いはおおむね同様の結果となっているが、多くの指標については統計的な有意性が見られなかった。例えば、バリューおよびモメンタム・エクスポージャーやモメンタム系の指標は統計的な有意性がなく、取引コストには無関係な特性と言える。一方、 $\Delta\beta$ は売り・買いの両取引において統計的に有意な正の回帰係数を示している。このことは、ベータが高い銘柄は追加コストが平均的に発生していることを示している。

モデルAの決定係数は3.9～4.7% (売り、買い) であり、単回帰の結果と比較して大きく改善している。ただし、決定係数が上昇した大きな要因は

年度フラグの導入であり、各種指標による説明力の向上は限定的である。

モデルBでは説明変数として短期モメンタム、相対ボラティリティ、スプレッド・コストを追加した結果を示している。短期モメンタムおよび対 TOPIX 相対ボラティリティについては、統計的に有意な結果は得られなかった。

一方、スプレッド・コストに関しては統計的に有意な結果が示されている。回帰係数は正であり、スプレッド・コストに対応した追加コストの発生を定量的に捉えている。図表6では正規化した変数を用いて分析を行っているが、正規化を行わずに重回帰分析を行った場合には、スプレッド・コストの係数は約0.2となる。この係数を使ってスプレッド・コストに起因する追加コストを以下のように見積もることが可能である。

08年以前における東証の平均スプレッド・コストは20bps程度であったが、上記の係数を考慮すれば、当時における平均追加コストは4bps

図表6

	買い取引						売り取引					
	モデルA		モデルB		モデルC		モデルA		モデルB		モデルC	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
切片 [bps]	23.4	11.0	23.3	11.0	19.5	13.4	20.2	12.2	20.2	12.1	17.2	17.9
x (1 カ月, 1 カ月, $p=0.5$)	1.2	2.3	1.2	2.3	1.1	3.4	0.9	1.9	0.9	1.9	0.9	2.9
$\Delta\beta$ (60 カ月)	3.8	2.5	2.8	1.5	3.0	1.8	4.2	2.4	2.7	1.2	1.2	0.5
サイズ・エクスポージャー	-0.4	-0.3	-0.2	-0.2	-0.4	-0.4	-0.6	-0.8	-0.5	-0.7	-1.6	-2.6
バリュー・エクスポージャー	1.5	1.5	1.5	1.6	0.3	0.5	-0.5	-0.6	-0.3	-0.3	-0.3	-0.4
モメンタム (12 カ月) エクスポージャー	1.1	0.8					-1.3	-1.2				
対 TOPIX 相対ボラティリティ (3 カ月)			0.5	0.3	1.1	0.7			1.0	1.0	1.1	1.3
短期モメンタム (60 日)			-1.6	-1.1	-1.0	-0.8			0.4	0.4	0.0	0.0
対 TOPIX 相対モメンタム (60 日)	-0.4	-0.4					-0.5	-0.5				
スプレッド・コスト			2.2	2.8	1.4	1.5			1.6	1.8	1.7	1.8
ONR/ ボラティリティ					35.1	4.2					-35.4	-4.0
日中リターン					51.8	24.3					-50.5	-22.1
日中値幅スプレッドの絶対値					0.3	0.2					-0.5	-0.4
R^2 (自由度調整済) [%]	4.7		4.7		27.2		3.9		3.9		26.2	

(図表注) x および $\Delta\beta$ 以外の変数は、正規化した変数を用いて重回帰を行った。有意性検定には Cluster-Robust 標準誤差を使用。

($=0.2 \times 20$) 程度に相当すると考えられる。一方、東証の平均スプレッド・コストは10年に約10bpsまで低下し、14年以降はTOPIX100構成銘柄を対象として平均スプレッド・コストが数bpsまで低下している。それに伴って、スプレッド・コストに起因する追加コストも現在では1bps以下まで低下していると考えられる(注13)。

モデルCはモデルBに対して、ONR／ボラティリティ、日中リターンおよび日中値幅スプレッドの絶対値を新たに説明変数として追加した。これらは、取引当日の情報であり、約定時点もしくは注文の発注時点において事前に知ることができない情報である。例えば、寄付き前に発注されていた取引については、オーバー・ナイト・リターンが発注後に確定するため、ONR／ボラティリティは事後的に決まる指標となる。

図表6より、買い取引に関しては、ONR/ボラティリティと日中リターンの回帰係数は正であり、両指標が大きくなるような場合には追加コストが発生している。すなわち、この結果は株価が上昇する局面における追加コストの定量的計測結果となっている。売り取引に関しては、買い取引の場合と反対の符号を示しており、追加コストの観点から見て合理的な結果となっている。

事後的な情報を与えることにより、モデルCの決定係数は約26～27%にまで上昇し、高い説明力となっている。なお、図表には示していないが、日中リターンとONR／ボラティリティの決定係数への寄与度はおおむね同程度である。

(2) 構造要因の期間別比較

取引コストの構造要因が時系列においてどのように変化したかを見ておこう。ここでは、おおむ

ね上昇相場と下落相場に相当するように期間Ⅰ～Ⅳを設定した(図表2と同じ)。前節でのモデルCをこれらの期間において推計した結果が図表7である。

まず切片項について期間Ⅰと期間Ⅳを比較すると、係数の低下傾向がみられ、期間Ⅳでは5～9bps程度となっている。個別の説明変数をみると、多くの期間にわたって統計的有意性を示す指標はx、ONR/ボラティリティ、日中リターン等に限られる。他の指標は時期によって有意性が消失したり、あるいは符号が反転するケースも見られる。

一方、期間Ⅳでは決定係数が40%にも達している。決定係数の上昇要因は、「日中リターン」による説明力が増加していることが原因となっている。日中値幅やONR/ボラティリティといった変数による決定係数への寄与は他の期間と大差がなかった。期間Ⅳは売買代金も大きく(図表5)、市場のボラティリティもやや高い時期となっている。そのため、日中のザラバにおける個別銘柄の影響が特に大きくなりやすく、取引コストに占める日中リターンの要因が大きくなったと考えられる。

前述のように、構造要因を期間別に比較することにより、近年の市場環境ではモデルの説明力が高まっていることが明らかとなった。日中リターンや日中値幅をあらかじめ予測することは困難であるが、こうした指標を取引におけるリスク指標として活用することは可能であろう。

5. まとめ

機関投資家にとって可能な限り取引コストを最

(注13) 呼値変更や取引速度が市場取引に与える多面的な影響については、宇野・柴田[2012]が詳しい。

図表 7

	買い取引				売り取引			
	期間 I 2003. 4 ~ 2007. 3	期間 II 2007. 4 ~ 2009. 3	期間 III 2009. 4 ~ 2012. 10	期間 IV 2012. 11 ~ 2014. 7	期間 I 2003. 4 ~ 2007. 3	期間 II 2007. 4 ~ 2009. 3	期間 III 2009. 4 ~ 2012. 10	期間 IV 2012. 11 ~ 2014. 7
	係数 t 値	係数 t 値	係数 t 値	係数 t 値	係数 t 値	係数 t 値	係数 t 値	係数 t 値
切片 [bps]	21.3 15.4	20.6 6.7	21.8 12.3	4.9 6.0	14.3 27.9	27.9 10.2	17.1 17.6	9.4 15.5
x(1 カ月, 1 カ月, p=0.5)	0.7 1.8	0.7 1.4	1.8 3.8	3.3 11.5	0.2 0.7	1.1 2.3	1.7 7.4	2.7 13.5
$\Delta\beta$ (60 カ月)	7.8 3.0	-2.2 -0.7	-1.1 -0.2	-0.1 -0.2	2.7 0.7	-6.5 -1.7	-2.1 -0.6	2.7 1.8
サイズ・エクスポージャー	-0.1 -0.1	-2.0 -0.5	-1.3 -0.7	2.8 13.5	-2.3 -2.6	-2.6 -1.7	-1.2 -1.1	0.4 0.5
バリュエ・エクスポージャー	1.6 1.4	0.2 0.3	1.9 1.4	-0.7 -0.7	-1.3 -0.8	-1.6 -1.5	0.6 0.3	0.6 1.2
対 TOPIX 相対ボラティリティ (3 カ月)	0.9 0.3	0.5 0.1	2.7 1.0	-0.9 -4.5	1.9 1.7	3.6 1.1	0.9 2.9	-0.9 -0.9
短期モメンタム (60 日)	1.7 0.8	-2.2 -0.8	-4.3 -1.5	-1.0 -2.5	-2.4 -2.0	1.2 0.8	1.8 1.1	-0.2 -0.4
スプレッド・コスト	1.3 0.9	2.1 1.3	-1.5 -0.7	-0.9 -4.0	1.7 2.1	4.1 1.6	-0.9 -0.4	-0.5 -0.4
ONR/ ボラティリティ	59.3 9.1	45.3 91.6	33.7 13.1	-2.3 -1.7	-60.1 -9.0	-43.6 -10.9	-33.6 -5.6	1.9 4.1
日中リターン	53.9 28.4	59.3 100.2	48.4 23.3	47.2 17.1	-49.7 -14.4	-57.7 -7.2	-50.7 -22.3	-47.6 -161.5
日中値幅スプレッドの絶対値	-4.8 -2.5	-1.7 -1.0	4.7 1.3	3.5 4.4	-1.9 -2.2	-4.1 -1.0	3.9 1.2	1.5 0.9
R ² (自由度調整済) [%]	36.6	21.9	27.1	41.3	36.7	22.5	23.1	41.3

(図表注) x および $\Delta\beta$ 以外の変数は、正規化した変数を用いて重回帰を行った。有意性検定には Cluster-Robust 標準誤差を使用。

小化し、運用パフォーマンスを向上させることは一貫した共通目標となっている。特にアクティブ運用については、取引コストの存在が運用戦略とそのパフォーマンスに直結し、さらには運用資産規模の上限と関係することから常に重要なテーマとなっている (黒木 [2001]、Chen *et al.* [2004])。

本稿では機関投資家の取引コストを実証データに基づいて検証を行った。その結果、平均取引コストが近年では約 7 bps にまで低下していることが明らかとなった (図表 4)。この水準を米国における取引コストと比較するとどうであろうか。米国の運用会社における実証検証では、取引コストが 6 ~ 7 bps 程度 (10 ~ 11 年) であることが報告されている (Frazzini *et al.* [2012]) (注 14)。このケースと比較すれば、日本における取引コストは米国と同水準であるといつてよいであろう。特に、12 年以降に取引コストの低下が進んでい

ることが明らかとなったが、その背景には三つの要因があると考えられる。

第一に、市場参加者の執行ベンチマークの変化である (野村総合研究所 [2014])。日本市場では伝統的に VWAP (出来高加重平均価格) がベンチマークとして用いられてきたが、近年では欧米で主流となっている IS 法を採用する機関投資家が徐々に増えてきている。その結果、意思決定から取引完了までの時間を短くしようとする誘因が働きやすくなり、本稿で採用した IS 法に基づく「取引コスト」が低下する傾向となる。

第二に電子取引利用の増加が挙げられる。近年、証券会社やベンダーから提供される電子取引 (アルゴリズム取引、DMA 取引等) は急速な発展を遂げ、取引参加者の利用も年々増加してきた。それに伴い、手数料が低い電子取引による注文シェアが増加し、全体として取引コストの低下に結び

(注 14) 他の報告例としては ITG 社を経由した 08 年第 1 四半期の米国取引データを対象とした分析報告がある (Borkovec and Heidle [2010])。そこでは、取引コストが約 45 bps (高流動性銘柄を対象とし、手数料、スプレッド、インパクト、タイミング・コストを含む金額加重平均) と報告されている。

付いていると考えられる。

第三にPTSやダークプールに代表される代替市場の普及が挙げられる（杉原 [2010]）。例えば比較的透明性の高いPTSを例として挙げると、PTSの売買代金シェアは11年ごろまでは5%前後であったが、その後は徐々に拡大傾向にある。特に12年10月に施行されたPTSに関する規制緩和（いわゆるTOB 5%基準の適用除外）を境にして、運用会社によるPTSの利用が積極的に進んできた。特に、運用会社によって既に積極的に利用されていたダークプールも対象とした最適注文回送が可能となったことは取引コスト削減に大きな影響を与えたと考えられる。

PTSを利用することの利点は、(1) 東証よりも細かい呼値が採用され、スプレッド・コストを低下させることが可能であること、(2) 代替市場として取引機会そのものが拡大すること、が挙げられる。したがって、運用会社によるPTSの利用拡大は取引コストの低減に寄与してきたと考えられる。

以上のような要因には、Arrowheadの稼働に対応して、証券会社および運用会社におけるシステム対応が急速に進展してきた状況が背景となっている。各要因が取引コストに与えた影響について調査することは、本稿の検証範囲を超えるが、興味深い研究課題として残されている。さらには、流動性指標を用いて推計した市場平均取引コストと約定データを用いた取引コストの相違や、運用スタイルによる取引コストの違い、取引手法（注文分割、DMA、アルゴリズム取引等）とコストの関係等は、取引コストをめぐる実証研究として興味深いテーマと考えられる。

このように取引コストをめぐる多くの研究課題が残されているが、本稿における実証結果は日本の株式市場における取引コストの実態を明ら

かにした点で有意義であると考えられる。日本における取引コストの実証研究が進み、市場のさらなる透明性の向上と、取引コストの低下に結び付くことを期待したい。

本稿の内容や意見は執筆者個人に属し、所属会社の見解を示すものではない。

〔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—機関投資家の視点からの分析—」『証券アナリストジャーナル』9月号。
- 宇野淳・大村敬一 [1998] 「マーケットマイクロストラクチャーによる実証的分析（第1回）」『証券アナリストジャーナル』9月号。
- 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』No.31 p.87。
- 太田浩司 [2013] 「パネル・データ分析におけるクラスター頑健手法の使用について」『証券アナリストジャーナル』11月号。
- 太田亘・竹原均・宇野淳 [2011] 『株式市場の流動性と投資家行動—マーケット・マイクロストラクチャー理論と実証』中央経済社。
- 黒木文明 [2001] 「アクティブ運用の規模と α 」『証券アナリストジャーナル』11月号。
- 杉原慶彦 [2010] 「取引コストの削減を巡る市場参加者の取組み：アルゴリズム取引と代替市場の活用」日本銀行金融研究所/ディスカッション・ペーパー・シリーズ、2010-J-26。
- [2012] 『執行戦略と取引コストに関する研究の進展』『金融研究』第31巻第1号。
- 高阪勇毅 [2014] 「株式分割と市場流動性—取引活動、スプレッド、株主構成への効果—」早稲田ワーキングペーパー、WIF-14-002。
- 田中隆博 [2001] 「マーケット・インパクトに関する実証研究—主体レベルデータの再構成による狭義のマーケット・インパクトの計測—」日本ファイナンス学会第9回大会予稿集。
- 野村総合研究所 [2014] 「運用会社から見た証券会社の評価」『金融ITフォーカス特別号』4月。
- 渡邊一男 [2003] 「国内株式の最適分割執行の分析と取引コスト評価への適用」平成14年度ポートフォ

- リオ管理に関する研究（財団法人年金総合研究センター）。
- Almgren, R, and N. Chriss [2000] “Optimal Execution of Portfolio Transactions,” *Journal of Risk*, 3(2), p. 5.
- Almgren, R, C. Thum, E. Hauptmann, and H. Li [2005] “Direct Estimation of Equity Market Impact,” preprint.
- Borkovec, M., and H. G. Heidle [2010] “Building and Evaluating a Transaction Cost Model:A Primer,” *The Journal of Trading*, 5(2), p. 57.
- Chen, J, H Hong, M Huang, and J D. Kubik, [2004] “Does Fund Size Erode Mutual Fund Performance? The Role of Liquidity and Organization,” *The American Economic Review*, 94(4), p.1276.
- Engle, R., R. Ferstenberg and J. Russell [2012] “Measuring and Modeling Execution Cost and Risk,” *The Journal of Portfolio Management*, Vol. 38, No. 2, p.1.
- Frazzini, Andrea, Ronen Israel, Tobias J. Moskowitz [2012] “Trading Costs of Asset Pricing Anomalies,” Chicago Booth Paper, No.14-05.
- Goldstein, M. A., P. Irvine, E. Kandel, and Z. Wiener, [2009] “Brokerage Commissions and Institutional Trading Patterns,” *The Review of Financial Studies*, 22(12), p.5175.
- Keim, D.B. [1999] “An analysis of mutual fund design:the case of investing in small-cap stocks,” *The Journal of Financial Economics*, vol. 51, p. 173.
- Keim, D. B., Madhavan, A. [1997] “Execution costs and investment style:an interexchange analysis of institutional equity trades,” *Journal of Financial Economics*, vol. 46, p. 265.
- Petersen, Mitchell A. [2009] “Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets:Comparing Approaches,” *Review of Financial Studies*, vol. 22, p.435.
- Rashkovich, Vlad and Arun Verma [2012] “Trade Cost:Handicapping on PAR,” *The Journal of Trading*, Vol. 7, No. 4, p. 47.
- （この論文は投稿論稿を採用したものです。）