



四半期財務報告と株式市場の流動性

音川, 和久

(Citation)

国民経済雑誌, 186(2):71-82

(Issue Date)

2002-08

(Resource Type)

departmental bulletin paper

(Version)

Version of Record

(JaLCD0I)

<https://doi.org/10.24546/00339371>

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/00339371>



四半期財務報告と株式市場の流動性*

音 川 和 久

企業業績をよりタイムリーな形で投資家に伝達するために、四半期財務報告を導入する日本企業が相次いでいる。本稿は、四半期財務報告周辺の2つのマイクロストラクチャー変数——指値売り注文の最低価格と指値買い注文の最高価格の差額として定義されるビッド・アスク・スプレッドと、売り気配値および買い気配値で待機している注文株数によって測定されるデプス——の動向に焦点を当てながら、株式市場における情報の非対称性や市場流動性の変化について実証的に分析したものである。

キーワード 四半期財務報告、情報の非対称性、ビッド・アスク・スプレッド、デプス

I. はじめに

短期間に激変する昨今の経営環境の中で企業業績をよりタイムリーな形で投資家に伝達するために、四半期財務報告を導入する企業が相次いでいる。マザーズなどに代表される新興企業向け証券市場がその公表を義務づけたことが一因であるが、その他の市場でも、IR活動の一環として自発的な開示に取り組む事例が数多く見られるようになった。本稿の目的は、こうした四半期財務報告と株式市場のマイクロストラクチャーについて調査することである。²

音川 (2002) は、指値売り注文の最低価格と指値買い注文の最高価格の差額として定義されるビッド・アスク・スプレッド (bid-ask spread) について1996年4月から2001年3月までの60カ月間という長期的な時系列動向を分析することを通じて、『会計ビッグバン』と称される最近の財務報告制度改革の経済的帰結を検証している。それによれば、様々な決定要因の変化をコントロールした上で、新会計基準導入後の期間のビッド・アスク・スプレッドはそれ以前の期間に比べて小さく、情報の非対称性や市場流動性が改善傾向にあることを示している。それに対し、本稿は、短期的な視点を採用し、企業による四半期財務報告が行われた日を中心に、その前後60日間を分析期間とする。さらに、ビッド・アスク・スプレッドだけでなく、売り気配値および買い気配値で待機している注文株数によって測定される市場の厚みを表すデプス (depth) も分析対象に加えることで、株式市場における情報の非対称性や流動性について包括的な理解が可能になるものと期待される。

本稿の構成は、次のとおりである。第II節では、先行研究の簡潔な文献レビューを通じて、四半期財務報告周辺の情報の非対称性について仮説を導出する³。第III節では、その仮説を検証するためのリサーチ・デザインを記述する。第IV節では、分析結果を報告する。そして、第V節では、発見事項の要約と今後の課題について述べる。

II. 文献レビューと仮説の提示

1. 企業の財務報告と情報の非対称性

たとえば、Verrecchia (1982) は、株式などに代表されるリスク資産の収益性について、すべての市場参加者がコストなしで利用可能な公的情報 (public information) と一部の投資家がコストを支払って取得する私的情報 (private information) が代替関係にあるという状況下において、前者の増加が私的な情報収集活動、したがってその結果として生じる情報の非対称性を減少させることを示した。また、Diamond (1985) は、公的情報の公表が私的に情報を取得するインセンティブを減少させ、市場参加者間の信念を同質化することで、情報優位にあるトレーダー (informed trader) の投機的な行動を抑制できると結論づけた。企業の財務報告において開示される財務諸表情報は、株式などのリスク資産の収益性に関する一般に利用可能な公的情報の代表例である。したがって、こうした理論モデルに基づけば、企業による財務報告が行われた直後の期間において、次のような仮説が導かれる⁴：

仮説1：企業による財務報告が行われた直後の期間において、株式市場における情報の非対称性が減少する。

一方、Kim and Verrecchia (1994) は、リスク資産を保有する投資家の情報処理能力が一樣でないならば、優れた情報処理能力を有する投資家ほど、当該資産の収益性に関する公的情報をその公表時点において瞬時に解釈し、それに基づく正確な投資判断が可能であることを主張した。すなわち、一時的ではあるが、企業による財務報告が行われた時点において、次のような仮説が導出できる：

仮説2：企業による財務報告が行われた時点において、株式市場における情報の非対称性が増加する。

Demski and Feltham (1994) は、リスク資産の収益性に関する公的情報が公表される以前に、コストを支払って私的情報を取得する投資家が存在しうことを示した。McNichols and Trueman (1994) は、情報優位になったトレーダーが短期的な投資期間を選好する場合に、保有資産の収益性に関する公的情報が公表される確率やその精度が高くなればなるほど、その公表以前に正確な私的情報を取得するインセンティブが強くなることを主張した。したがって、投資家自身の私的な情報収集活動が公的情報の開示前に行われることを予測する理論モデルに依拠すれば、次のような仮説が示唆される：

仮説3：企業による財務報告が行われる直前の期間において、株式市場における情報の非対称性が増加する。

以上のように、本稿は、四半期財務報告が行われた周辺期間の株式市場における情報の非対称性の変化に関する3つの仮説を実証的に検討するものである。

2. 株式市場における情報の非対称性と流動性

Glosten and Milgrom (1985) は、市場参加者の中で情報優位にあるトレーダーの割合、およびそうしたトレーダーが保有する情報の精度が高ければ高いほど、マーケット・メーカーの提示する売り気配値 (ask price) が上昇し、買い気配値 (bid price) が低下することを示した。すなわち、売り気配値と買い気配値の差額として定義されるビッド・アスク・スプレッドは、市場参加者間の情報の非対称性の程度を示す尺度となりうる。しかし、Lee, Mucklow and Ready (1993) は、スプレッドの拡大が情報優位にあるトレーダーとの取引から生じるマーケット・メーカーの損失を補償する1つの手段にすぎず、それぞれの気配値で注文に応じる株式数を減少させることもまた損失回避の手段となりうることを主張した。したがって、株式市場における情報の非対称性の程度を包括的に理解するには、指値売り注文の最低価格と指値買い注文の最高価格の差額として定義されるビッド・アスク・スプレッドだけでなく、売り気配値および買い気配値で待機している注文株数の合計として測定されるデプスにも注目しなければならない。

さらに、たとえばスプレッドが縮小しデプスが增大している状況であれば、大口の売買注文でも最小限の価格変化で瞬時に成立させることが可能である。しかし、スプレッドが拡大しデプスが減少していれば、たとえ小口の売買注文であっても価格が乱高下することになる。すなわち、こうした変数は、株式市場の流動性 (market liquidity) を表す尺度でもある。

以上の議論から、本稿では、四半期財務報告周辺の情報の非対称性および市場流動性を、ビッド・アスク・スプレッドおよびデプスという2つの証券市場変数を用いて分析する。

3. 企業の財務報告周辺のスプレッドとデプスの動向

もっとも、複数の先行研究がこれまでに、企業の財務報告というイベント日周辺のビッド・アスク・スプレッドおよびデプスの動向について分析している。たとえば、Morse and Ushman (1983) は、店頭上場企業25社が1973-76年にかけて発表した延べ378個の四半期利益発表をサンプルとして、その前後21日間のビッド・アスク・スプレッドを調査した。しかし、四半期利益発表日周辺において、有意な変化を発見することはできなかった。

Venkatesh and Chiang (1986) は、ニューヨーク証券取引所 (NYSE) 上場企業75社の1973年のデータを用いて、利益と配当が発表される直前期間のビッド・アスク・スプレッドを分

析した。ある発表が行われてから10日以降30日以内に別の発表が行われるようなケースについて、2番目の発表が行われる直前期間のスプレッドが有意に増加することを報告した。

Lee, Mucklow and Ready (1993) は、NYSE に上場する企業230社の1988年のデータを用いて、四半期利益発表時点のビッド・アスク・スプレッドとデプスを調査した。そして、利益発表の数日前からスプレッドが増加しデプスが減少すること、さらに利益発表時点を含む30分間にスプレッドが著しく拡大することを析出した。

Coller and Yohn (1997) は、NYSE 上場企業などが1988-92年にかけて開示した延べ278個の経営者利益予測を分析対象とした。そして、予測情報が開示される以前のビッド・アスク・スプレッドは業種や規模が類似する非開示企業のほうが有意に小さいこと、開示企業のスプレッドは公表日およびその翌日において増加すること、しかしそれ以降のスプレッドは開示企業と非開示企業の間で有意な差異がないことを発見した。

本稿では、こうした先行研究を参照しながら、東京証券取引所に上場する日本企業のビッド・アスク・スプレッドとデプスに関するデータを用いて、四半期財務報告周辺の情報の非対称性および市場流動性を実証的に検証する。

III. リサーチ・デザイン

1. サンプルとデータ

四半期財務報告の実施の有無、その日時について日経テレコン21を検索した結果、2001年1月または2月に四半期財務報告を行った東京証券取引所上場企業（外国企業を除く）は全部で72社であった。調査対象期間は、日経テレコン21の検索で示された四半期財務報告実施日の翌日を日次ゼロと定義した場合の、前後各30日間を含む延べ61日間である。本稿で使用する証券市場に関するデータはすべて、日経 QUICK 情報(株)が提供する日経個別株式 TICK データから抽出している。そして、たとえば取引不成立またはデータベースの利用可能性などの理由から、次節で説明する証券市場関連の変数が全調査期間にわたって計算できない企業34社はサンプルから除外した。したがって、最終サンプルは38社から構成され、オブザベーションの総数は38社×61取引日である。

図表1は、そのサンプル企業の分布を示したものである。パネルAは、2001年1月に四半期財務報告を行った企業が22社(57.89%)、2月に実施した企業が16社(42.11%)であることを示す。パネルBの業種分類によれば、証券が14社(36.84%)と最も多く、次いで電気機器と商社がともに6社(15.79%)、サービスが5社(13.16%)となっている。また、パネルCの上場部別によれば、約80%の企業が、第一部上場企業である。これは、全調査期間にわたってデータが利用可能であるというサンプル要件を課したことによって、第一部上場企業(11社)よりも第二部上場企業(8社)やマザーズ上場企業(15社)が相対的に多くサン

図表1 サンプル企業の分布状況

	社	%		社	%
A. 利益発表日					
2001年1月	22	57.89	2001年2月	16	42.11
			計	38	100.00
B. 業種					
化学工業	1	2.63	商社	6	15.79
ゴム	1	2.63	証券	14	36.84
窯業	2	5.26	その他金融	1	2.63
電気機器	6	15.79	通信	1	2.63
精密機器	1	2.63	サービス	5	13.16
			計	38	100.00
C. 上場部別					
第一部	30	78.95			
第二部	7	18.42			
マザーズ	1	2.63			
			計	38	100.00

ルから除外されたことに起因する。

2. 実証モデル

本稿では、ビッド・アスク・スプレッドまたはデプスを従属変数とする次のような回帰モデルを推定することを通じて、四半期財務報告周辺の情報の非対称性や市場流動性について分析する：

$$\begin{aligned} \ln(\text{SPREAD}) = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln(\text{TRANS}) + \alpha_2 \ln(\text{PRICE}) + \alpha_3 \ln(\text{VAR}) \\ & + \alpha_4 \ln(\text{MVAR}) + \alpha_5 \text{BEFORE} + \alpha_6 \text{DURING} \\ & + \alpha_7 \text{AFTER} + \varepsilon \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \ln(\text{DEPTH}) = & \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{TRANS}) + \beta_2 \ln(\text{PRICE}) + \beta_3 \ln(\text{VAR}) \\ & + \beta_4 \ln(\text{MVAR}) + \beta_5 \text{BEFORE} + \beta_6 \text{DURING} \\ & + \beta_7 \text{AFTER} + \nu \end{aligned} \quad (2)$$

まず、従属変数の定義について、SPREAD は、各約定成立時点において存在していた売り気配値 (Ask) と買い気配値 (Bid) に基づいて計算されるビッド・アスク・スプレッド (= $(\text{Ask} - \text{Bid}) / [(\text{Ask} + \text{Bid}) / 2]$) の日次単純平均である。DEPTH は、各約定成立時点の売り気配値および買い気配値で待機している注文株式数の合計を売買単位株数で割算したデプスの日次単純平均である。

次に、独立変数を定義する。TRANS は、各取引日の約定成立回数である。PRICE は、各

取引日の終値である。VAR は、各取引日の終値に基づいて計算される株価変化率を二乗したもので、ボラティリティの代理変数である。MVAR は、各取引日の東証株価指数 (TOPIX) の変化率を二乗したもので、市場全体のボラティリティを示す代理変数である。こうした変数は、先行研究において指摘されてきたビッド・アスク・スプレッドの決定要因である (たとえば Callahan, Lee and Yohn, 1997, p. 52, table 1 を参照)。一方、デプスの動向を調査した先行研究は数少ないので、その決定要因は必ずしも明確ではない。しかし、それらはともに株式市場における情報の非対称性や流動性を示す尺度であると考えられるから、ビッド・アスク・スプレッドと同じ変数をその決定要因の候補とする。

本稿では、そうしたスプレッドやデプスの決定要因をコントロールした上で、四半期財務報告周辺の従属変数の変化を3つのダミー変数を用いて分析する。1番目に、BEFORE は、四半期財務報告が行われる直前の期間を示すダミー変数で、日経テレコン21の四半期財務報告実施日の翌日を日次ゼロと定義した場合の日次-15から-3までの期間ならば1、そうでなければ0の値をとる。もし仮説3が正しければ、係数 α_5 はプラス、係数 β_5 はマイナスになるものと予想される。2番目に、DURING は、四半期財務報告が行われた時点を示すダミー変数で、日次-2から+2までの期間ならば1、そうでなければ0の値をとる。仮説2のもとで、係数 α_6 はプラス、係数 β_6 はマイナスになるものと期待される。3番目に、AFTER は、四半期財務報告直後の期間を表すダミー変数で、日次+3から+15までの期間ならば1、そうでなければ0の値をとる。仮説1が正しいとすれば、係数 α_7 はマイナス、係数 β_7 はプラスになるものと予測される。 ε および v は、誤差項である。

なお、ダミー変数を除く各変数は、対数変換したものを使用する。また、前述の回帰モデルは、61取引日にわたる時系列データを用いて企業毎に推定する。したがって、誤差項の一階の自己相関に対処するため、Prais-Winsten 変換法を用いて二段階で係数推定値を求める (たとえば、養谷, 1997を参照)。

IV. 分析結果

1. 記述統計量

実証モデルの推定結果を議論する前に、図表2は、サンプル企業の特徴を理解するために、2001年3月30日の取引データに基づいて計算した証券市場関連変数の記述統計量を報告したものである。その際、サンプル企業を除くその他の東京証券取引所上場企業で、データが利用可能な1,750社の記述統計量も併せて表示している。たとえば、サンプル企業のビッド・アスク・スプレッドは平均値 (中央値) が0.63 (0.55) %であるのに対し、東証上場企業は平均値 (中央値) が1.33 (0.86) %である。また、デプスの中央値は、サンプル企業が16.68売買単位、その他企業が9.58売買単位である。したがって、サンプル企業は他の上場企業

図表2 証券市場変数の記述統計量 (2001年3月30日時点)

	Mean	Median	Std. Dev.	t-stat.	Z-stat.
A. サンプル企業(38社)					
スプレッド	0.0063	0.0055	0.0038	-1.7530	-3.8618
デプス	23.2832	16.6838	26.3389	-0.2264	3.3693
約定回数	271.0	103.5	349.4	4.8672	4.9501
時価総額	6136.8	948.9	14910.9	2.9648	4.7396
株価変化率(絶対値)	0.0237	0.0232	0.0172	0.0455	1.0696
B. その他の東京証券取引所上場企業(1,750社)					
スプレッド	0.0133	0.0086	0.0244		
デプス	44.3198	9.5809	572.6231		
約定回数	110.1	34.0	197.3		
時価総額	1904.5	297.0	8526.2		
株価変化率(絶対値)	0.0235	0.0172	0.0363		

t-stat. は、平均値の差の検定に基づく t 統計量である。Z-stat. は、Mann-Whitney の U 検定に基づく Z 統計量である。

に比べて、情報の非対称性の程度が小さく、市場流動性が高いことがわかる。また、サンプル企業はその他の企業に比べて、約定成立回数が多く株式が活発に売買されており、時価総額でみた企業規模も大きい。しかし、株価変化率の絶対値は、両企業グループの間に有意な差異はない。

こうしたサンプル企業の特徴が四半期財務報告周辺の情報の非対称性や市場流動性に関する分析結果にどのような影響を及ぼすかは必ずしも明確ではない。しかし、Lang and Lundholm (1993) は、大規模企業ほど様々なチャネルを通じた情報開示に積極的に取り組んでおり、証券アナリストの評価が高いことを示唆する。したがって、サンプル企業は元来から、規模要因を含む何らかの理由によって情報開示に積極的で、情報の非対称性が小さく、その結果として株式が活発に売買され、スプレッドが小さくデプスが大きいと解釈するならば、以下の分析結果は、財務報告周辺の情報の非対称性や市場流動性について有意な変化を発見するのに不利なバイアスがかかっているものと推察される。

2. スプレッド・モデルの推定結果

図表3は、ビッド・アスク・スプレッドを従属変数とする(1)式を企業毎に推定した結果の要約統計量である。時系列回帰モデルの係数推定値、Durbin-Watson 比、自由度調整済み決定係数について、サンプル企業38社の平均値、中央値、標準偏差と、独立変数の係数推定値がゼロであるという帰無仮説を検定するための3つの統計量を示している。

それによれば、統計的に有意なマイナスの TRANS および PRICE の係数は、約定成立回数が多ければ多いほど、また株価水準が高ければ高いほど、ビッド・アスク・スプレッドが

図表 3 スプレッド・モデルの企業別推定結果に関する記述統計量
 $\ln(\text{SPREAD}) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(\text{TRANS}) + \alpha_2 \ln(\text{PRICE}) + \alpha_3 \ln(\text{VAR}) + \alpha_4 \ln(\text{MVAR})$
 $+ \alpha_5 \text{BEFORE} + \alpha_6 \text{DURING} + \alpha_7 \text{AFTER} + \varepsilon$

	Mean	Median	Std. Dev.	Positive	Negative	Z ₁	Z ₂	Binominal
INTERCEPT	-3.7530	-1.1904	13.3172					
TRANS	-0.0944	-0.0818	0.1447	13	25	-6.2821	-4.1327	-1.7844
PRICE	-0.1703	-0.5586	1.6536	17	21	-5.6938	-2.4905	-0.4867
VAR	0.0189	0.0133	0.0235	32	6	7.0655	6.0133	4.0555
MVAR	0.0028	0.0025	0.0204	22	16	0.8077	0.7447	0.8111
BEFORE	-0.0010	-0.0111	0.1642	17	21	-0.2780	-0.2073	-0.4867
DURING	-0.0070	-0.0058	0.1382	18	20	-0.3342	-0.3185	-0.1622
AFTER	-0.0708	-0.0799	0.1513	13	25	-3.6490	-2.5956	-1.7844
Durbin-Watson	2.0090	2.0236	0.0574					
Adj. R ²	0.2816	0.2838	0.1855					

小さくなることを意味する。一方、VAR や MVAR の係数がプラスであることは、個別企業の株価および市場全体が大きく変動するときほどスプレッドが大きくなることを示唆する。ただし、VAR のみが統計的に有意である。これらは基本的に、先行研究の結果と首尾一貫している。

次に、ダミー変数の係数に注目すると、四半期財務報告が行われる直前およびその時点を示す BEFORE と DURING にかかる係数はいずれも、統計的に有意ではないがマイナスの符号を有する。これは、ビッド・アスク・スプレッドが低下していることを示しており、仮説 2 および仮説 3 の期待とは矛盾する。しかし、AFTER にかかるマイナスの係数は、四半期財務報告が行われた直後の期間においてスプレッドが有意に低下していることを示している。これは、仮説 1 の予測と首尾一貫する。

3. デプス・モデルの推定結果

図表 4 は、デプスを従属変数とする(2)式を企業毎に推定した結果の要約統計量である。図表 3 と同様に、時系列回帰モデルの係数推定値、Durbin-Watson 比、自由度調整済み決定係数について、サンプル企業の平均値、中央値、標準偏差と、独立変数の係数推定値がゼロであるという帰無仮説を検定するための 3 つの統計量を示している。

それによれば、TRANS および PRICE の係数がプラスであることは、約定成立回数が多ければ多いほど、また株価水準が高ければ高いほど、市場の厚みが増すことを意味する。ただし、統計的に有意なものは TRANS のみである。一方、VAR の係数が有意にマイナスであることは、個別企業の株価が大きく変動するときほどデプスが小さくなることを示唆する。こうした決定要因の符号はスプレッド・モデルの結果と正反対であるが、スプレッドとデプ

図表4 デプス・モデルの企業別推定結果に関する記述統計量
 $\ln(\text{DEPTH}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{TRANS}) + \beta_2 \ln(\text{PRICE}) + \beta_3 \ln(\text{VAR}) + \beta_4 \ln(\text{MVAR})$
 $+ \beta_5 \text{BEFORE} + \beta_6 \text{DURING} + \beta_7 \text{AFTER} + v$

	Mean	Median	Std. Dev.	Positive	Negative	Z ₁	Z ₂	Binominal
INTERCEPT	-0.5764	1.5870	12.0657					
TRANS	0.2108	0.1829	0.2315	28	10	10.0376	5.7906	2.7578
PRICE	0.2791	0.0284	1.6486	20	18	0.9946	0.6927	0.1622
VAR	-0.0108	-0.0087	0.0246	14	24	-2.9737	-2.5105	-1.4600
MVAR	0.0048	0.0030	0.0179	22	16	1.2055	1.3780	0.8111
BEFORE	-0.0650	-0.0569	0.2651	13	25	-2.5071	-1.5896	-1.7844
DURING	-0.0320	-0.0760	0.2716	15	23	-0.7589	-0.5795	-1.1355
AFTER	-0.0235	-0.0606	0.2010	16	22	-1.1012	-0.7003	-0.8111
Durbin-Watson	2.0038	2.0222	0.0568					
Adj. R ²	0.1665	0.1387	0.1345					

スの連動方向を考慮すれば期待されたとおりである。その中で、MVARの符号は、有意水準こそ高くないがプラスの符号を示している。これは、個別企業の株価ではなく TOPIX に代表される市場インデックスが大きく変動するような状況になると、より多くの売買注文が生まれ市場の厚みが増大することを意味している。

次に、ダミー変数の係数に注目すると、四半期財務報告が行われる直前の期間を示す BEFORE にかかる係数は、有意にマイナスである。これは仮説3の予想と首尾一貫して、財務報告が行われる直前の期間において市場の厚みが低下することを示唆している。また、マイナスの DURING の係数は仮説2の期待と首尾一貫するが、統計的に有意ではない。そして、四半期財務報告が行われた直後の期間を示す AFTER の係数もまた、統計的に有意ではないがマイナスである。しかし、このマイナスの符号は、仮説1の予測とは異なる。

V. 発見事項の要約と今後の課題

最近、多くの日本企業において、四半期財務報告に対する取組みが始まっている。本稿は、そうした四半期財務報告が行われる直前の期間、その時点、および直後の期間において、株式市場における情報の非対称性や流動性がどのように変化するのかに関する仮説を先行研究に依拠しながら導出した。そして、東京証券取引所上場企業のデータを用いて、その仮説を実証的に検討した。

分析結果は必ずしも、仮説と首尾一貫するものばかりではないが、次のように要約することができる。1番目に、四半期財務報告が行われる直前の期間において、ビッド・アスク・スプレッドの変化は有意でないが、デプスは有意に低下しており、情報の非対称性や市場流動性が悪化する傾向がある。2番目に、四半期財務報告が行われた時点において、スプレッ

ドやデプスに有意な変化は見られない。3番目に、四半期財務報告後の期間において、スプレッドが有意に低下し、この次元では情報の非対称性や市場流動性が改善している。しかし、デプスが有意に増加しているわけではない。

本稿で使用したサンプルは、四半期財務報告の導入が最近の事例であることおよびデータの利用可能性に対する制約といった理由から小規模なものである。したがって、現時点では、実証結果の一般化 (generalizability) には慎重にならざるをえない。もっとも、四半期財務報告を導入する企業は年々増加傾向にあるから、この問題は、サンプル期間を新たに拡大することによって解消できるものと期待される。

注

* 本稿は、科学研究費補助金 (課題番号: 13730110) の助成を受けて進行している研究成果の一部である。

- 1 東京証券取引所の調査によれば、2002年3月期第1四半期 (2001年4-6月) に係る財務報告を行った企業は全部で139社に達する。その内訳は、東京証券取引所上場企業が98社、その他証券取引所上場企業が5社、店頭登録企業が36社である。
- 2 東京証券取引所のマイクロストラクチャーを分析した先行研究として、Lehmann and Modest (1994), Hamao and Hasbrouck (1995), 大村ほか (1998) などがある。また、本稿とは視点が異なるが、四半期財務報告と株式市場の動向について分析したものに、音川 (1999) がある。
- 3 より包括的な文献サーベイは、Callahan, Lee and Yohn (1997) を参照。
- 4 ただし、リスク資産の収益性に関する私的な情報源泉が複数存在し、それらが補完関係にあるという状況下において、Lundholm (1991) は、公的情報の精度が高くなるにつれて、情報優位にあるトレーダーの割合が減少するものの、少数の情報優位にあるトレーダーと残りの情報劣位にあるトレーダーとの間に生じる情報の非対称性がいっそう悪化しうることを主張した。
- 5 より包括的な文献サーベイは、Callahan, Lee and Yohn (1997) を参照。また、その他の企業イベントに注目した研究も蓄積されている。たとえば、Conrad and Niden (1992) や Jennings (1994) は企業買収発表時点、Barclay and Smith (1988), Singh, Zaman and Krishnamurti (1994), Wiggins (1994) および Miller and McConnell (1995) は自社株買い発表時点のビッド・アスク・スプレッドをそれぞれ分析している。
- 6 日経テレコン21の検索で示された日時の翌日が、日本経済新聞における報道日に該当する。また、このような調査対象期間は、株式市場の1年間の取引日数約250日を4等分したものに概ね対応する。
- 7 使用した気配情報は、一般気配のみに限定している。また、前場および後場の寄り付きおよび引けの各時点、すなわち板寄せによる取引執行が行われる時点は除外している。
- 8 2種類のZ統計量は、次のように計算したものである (詳細は、Barth, 1994 および Collins, Shackelford and Wahlen, 1995 を参照) :

$$Z_1 = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{j=1}^N \frac{t_j}{\sqrt{k_j / (k_j - 2)}} \quad Z_2 = \frac{\bar{t} \sqrt{(N-1)}}{\text{stddev}(t)}$$

t_j は企業 j の t 統計量, k_j は企業 j の回帰式の自由度, N はサンプル企業数を表す。また, Binominal は, ノンパラメトリック検定の 1 つである二項検定に基づく Z 統計量である。

9 統計量の計算式については, 前述の脚注を参照。

参 考 文 献

- Barclay, M. J. and C. W. Smith, Jr., "Corporate Payout Policy: Cash Dividends versus Open-Market Repurchases," *Journal of Financial Economics*, Vol. 22, No. 1 (October 1988), pp. 61-82.
- Barth, M. E., "Fair Value Accounting: Evidence from Investment Securities and the Market Valuation of Banks," *The Accounting Review*, Vol. 69, No. 1 (January 1994), pp. 1-25.
- Callahan, C. M., C. M. C. Lee and T. L. Yohn, "Accounting Information and Bid-Ask Spreads," *Accounting Horizons*, Vol. 11, No. 4 (December 1997), pp. 50-60.
- Coller, M. and T. L. Yohn, "Management Forecasts and Information Asymmetry: An Examination of Bid-Ask Spreads," *Journal of Accounting Research*, Vol. 35, No. 2 (Autumn 1997), pp. 181-191.
- Collins, J. H., D. A. Shackelford and J. M. Wahlen, "Bank Differences in the Coordination of Regulatory Capital, Earnings, and Taxes," *Journal of Accounting Research*, Vol. 33, No. 2 (Autumn 1995), pp. 263-291.
- Conrad, J. and C. M. Niden, "Order Flow, Trading Costs and Corporate Acquisition Announcements," *Financial Management*, Vol. 21, No. 4 (Winter 1992), pp. 22-31.
- Demski, J. S. and G. A. Feltham, "Market Response to Financial Reports," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 17, No. 1/2 (January 1994), pp. 3-40.
- Diamond, D. W., "Optimal Release of Information by Firms," *Journal of Finance*, Vol. 40, No. 4 (September 1985), pp. 1071-1094.
- Glosten, L. R. and P. R. Milgrom, "Bid, Ask and Transaction Prices in a Specialist Market with Heterogeneously Informed Traders," *Journal of Financial Economics*, Vol. 14, No. 1 (March 1985), pp. 71-100.
- Hamao, Y. and J. Hasbrouck, "Securities Trading in the Absence of Dealers: Trades and Quotes on the Tokyo Stock Exchange," *Review of Financial Studies*, Vol. 8, No. 3 (Autumn 1995), pp. 849-878.
- Jennings, R., "Intraday Changes in Target Firms' Share Price and Bid-Ask Quotes around Takeover Announcements," *Journal of Financial Research*, Vol. 17, No. 2 (Summer 1994), pp. 255-270.
- Kim, O. and R. E. Verrecchia, "Market Liquidity and Volume around Earnings Announcements," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 17, No. 1/2 (January 1994), pp. 41-67.
- Lang, M. H. and R. J. Lundholm, "Cross-Sectional Determinants of Analyst Ratings of Corporate Disclosures," *Journal of Accounting Research*, Vol. 31, No. 2 (Autumn 1993), pp. 246-271.
- Lee, C. M. C., B. Mucklow and M. J. Ready, "Spreads, Depths, and the Impact of Earnings Information: An Intraday Analysis," *Review of Financial Studies*, Vol. 6, No. 2 (Summer

- 1993), pp. 345-374.
- Lehmann, B. N. and D. M. Modest, "Trading and Liquidity on the Tokyo Stock Exchange: A Bird's Eye View," *Journal of Finance*, Vol. 49, No. 3 (July 1994), pp. 951-984.
- Lundholm, R. J., "Public Signals and the Equilibrium Allocation of Private Information," *Journal of Accounting Research*, Vol. 29, No. 2 (Autumn 1991), pp. 322-349.
- McNichols, M. and B. Trueman, "Public Disclosure, Private Information Collection, and Short-Term Trading," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 17, No. 1/2 (January 1994), pp. 69-94.
- Miller, J. M. and J. J. McConnell, "Open-Market Share Repurchase Programs and Bid-Ask Spreads on the NYSE: Implications for Corporate Payout Policy," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 30, No. 3 (September 1995), pp. 365-382.
- Morse, D. and N. Ushman, "The Effect of Information Announcements on the Market Microstructure," *The Accounting Review*, Vol. 58, No. 2 (April 1983), pp. 247-258.
- Singh, A. K., M. A. Zaman and C. Krishnamurti, "Liquidity Changes Associated with Open Market Repurchases," *Financial Management*, Vol. 23, No. 1 (Spring 1994), pp. 47-55.
- Venkatesh, P. C. and R. Chiang, "Information Asymmetry and the Dealer's Bid-Ask Spread: A Case Study of Earnings and Dividend Announcements," *Journal of Finance*, Vol. 41, No. 5 (December 1986), pp. 1089-1102.
- Verrecchia, R. E., "The Use of Mathematical Models in Financial Accounting," *Journal of Accounting Research*, Vol. 20 (Supplement 1982), pp. 1-42.
- Wiggins, J. B., "Open Market Stock Repurchase Programs and Liquidity," *Journal of Financial Research*, Vol. 17, No. 2 (Summer 1994), pp. 217-229.
- 大村敬一・宇野淳・川北英隆・俊野雅司『株式市場のマイクロストラクチャー』日本経済新聞社、1998年。
- 音川和久『会計方針と株式市場』千倉書房、1999年。
- 音川和久「新会計基準とマーケット・マイクロストラクチャー」会計、第161巻第5号(2002年5月)、28-38頁。
- 東京証券取引所上場会社サポート室「3月期決算会社における四半期財務情報の開示状況について」2001年10月。
- 蓑谷千風彦『計量経済学(第三版)』東洋経済新報社、1997年。