

# 決算発表と市場の流動性

眞 鍋 和 弘

## 1. はじめに

本論文は、企業による財務報告の一環として行われる決算発表に焦点を当て、株式市場における会計情報の公表によるインパクトを分析する。その際、マーケット・マイクロストラクチャーと呼ばれる研究分野の分析手法を援用して、投資家をはじめとする市場参加者間に存在する情報の非対称性に着目する。情報の非対称性は投資家による行動の結果として市場の流動性を低下させると考えられることから、本研究はこの市場の流動性が決算発表によってどのように変化するかについて検証を行う。

これまでに多くの研究蓄積がなされてきたValueRelevance研究は、会計数値と株式価格の関連性を資本資産評価モデル（CAPM）に依拠しているが、そこではすべての投資家が将来の経済状態について同質的な期待を形成することが仮定される。これに対して、本研究の分析手法は、投資家間で情報の非対称性を仮定し、当然ながら異なる期待形成を認める。これにより、投資家間での資本市場での行動の相違を分析することが可能となり、均衡状態における各資産の価格あるいは最適なポートフォリオの構築といった論点とは異なる経済的現象を分析することが可能となる。

本論文の結果は、次のとおりである。すなわち、決算発表によって市場の流動性は高まる。ただし、決算発表のなかでも当期純利益よりも営業利益が一般投資家の期待形成に影響を与え、市場参加者間での情報の非対称性を緩和し、結果として市場の流動性が高まったものと解釈される。

## 2. 市場の流動性

ここでは、まず市場の流動性の定義を確認するとともに、市場全体および個別銘柄の情報の流動性を決定づける要因を考察し、次に市場の流動性の尺度を確認する。

### 2.1 市場の流動性とその要因

流動性は証券市場における売買の容易性を表わす幅広い概念である。もともと経済学におい

て、資産の流動性とはその資産の本源的価値を実現させるための容易さのことである。したがって、それは時間、取引コスト、安全性等によって測られるものである。この意味において、貨幣は完全に流動的であり、それに比べて株式、債券および実物資産などの流動性は相対的に低い。

株式の流通市場は、既発株式に流動性を与える。流通市場が発達しており、投資家が所有する株式を容易に売却できるのであれば、投資家たちは新たに発行される証券をも積極的に購入しようとするであろう。したがって、既発証券への流動性の付与は、市場における価格形成と並んで流通市場の重要な機能である。

ファイナンス・金融の分野において、流動性の高い証券とは、マーケットの価格に影響を与えることなく、いつでも、希望するだけの数量の取引を瞬時に成立させることができる状態である。本研究は、取引に伴う価格への影響に焦点を当て、分析を進める。

したがって、本論文において、市場の流動性が高いとは、特に大きな注文が入ったときでも、それが最低限の価格変化で吸収されるほど多くの売買注文が待機していることを意味する。このことをマーケット・インパクト (market impact : MI) が小さいという。証券市場参加者の間に情報較差が存在し、それが一層大きくなる時、市場の流動性はどうなるであろうか。

情報劣位にある投資家は、株式を売却する場合にはできるかぎり高い価格の指値売り注文を出し、株式を購入する場合にはできるかぎり安い価格の指値買い注文を出すと考えられる。また、情報劣位にある投資家が株式の売買そのものを手控えることも考えられる。このような状況においては、マーケットインパクトが大きくなると考えられる。すなわち、市場参加者間における情報の非対称性によって市場の流動性は低下すると考えられる。

その他にも流動性に影響を与えるものが多数考えられる。たとえば、信用取引は仮需を導入させることで流動性を高める。また、ニューヨーク証券取引所のスペシャリストシステムおよびNASDAQやロンドン証券取引所のマーケットメーカーシステムはディーラーに自己勘定でのマーケットメイキングを許すことで、市場に流動性をもたらしている。

また、コンピュータ化やネットワーク化によってさらに注文の執行を迅速化するならば、より小さい価格変化に対しても市場は敏感に反応すると考えられる。同様に、手数料など取引コストを下げられれば、売買はより活発化すると考えられる。

## 2.2 市場の流動性に関する尺度

先行研究において、様々な流動性を表わす尺度が提案されてきた。それらの流動性指標は主にティックデータから求められるものと、日次データから算出されるものに分けられる。

ここでは、本研究において用いる日次データを使った流動性指標を具体的に考察する。また、そのなかでも出来高のみから計算される指標と出来高と株式価格を組み合わせた指標を用いる。

### (1)ILLIQ

まず、Amihud (2002) によって示されたILLIQは下記の定義式に基づき計算される。

$$ILLIQ_t = \frac{|r_t|}{Volume_t} * 10^6 \quad (2.1)$$

$|r_t|$  : 株式収益率の絶対値

$Volume_t$  : 出来高

(2.1) 式のとおり，ILLIQ は，日次で計算した株式収益率の絶対値を出来高（単位：円）で除した値である。また，この値を一定期間（週次，月次，年次等）において算術平均（arithmetic mean）した値が同様にILLIQと呼ばれることもある。一定期間における平均値としてのILLIQは様々な要因がもたらすノイズを相殺することができる。

ILLIQは執行金額と株価変化の関係を計算したものであり，1円の取引で株式価格が動く感応度を計測する。このことから，ILLIQは上述した市場の流動性の定義を満たす尺度と考えられる。ただし，ILLIQは低流動性を表わす指標であり，その値が高ければ市場の流動性は低く，逆にILLIQの値が低ければ市場の流動性は高いと解釈される。

## (2) 売買回転率

次に，流動性の指標として売買高が挙げられる。供給された流動性が需要されたとき，売買が成立することから，売買高は1つの流動性の指標である。しかし，売買高は企業の発行済み株式数の大きさによって制約されているので，銘柄別で比較するうえでは，売買回転率が適当な指標と考えられる。

売買回転率TORは下記の定義式に基づき計算される。

$$TOR = \frac{Volume_t}{Nosh} \quad (2.2)$$

$Volume_t$  : 出来高

$Nosh$  : 発行済み株式総数

(2.2) 式のとおり，売買回転率は，出来高（単位：円）を発行済み株式数（number of shares issued : Nosh）で除したものである。また，売買回転率は一定期間（週次，月次，年次等）において算術平均することで，売買回転率平均として用いることもできる。

流動性は執行できる金額の大きさに関係するので，売買高が多いということは流動性が高いという要件の1つを満足している。売買高は発行済み株式数の大きさによって制約されるので，銘柄間で比較するうえでは，売買回転率が適当な指標とされる。

ただし，小型株と大型株で回転率が大きく異なることが知られており，銘柄間での流動性の比較としては必ずしも十分ではない。したがって，売買回転率はその銘柄に関する重要な情報イベントが発生し，取引が活発になったことを示す指標と考える。

## 3. 先行研究と仮説の設定

資本資産評価モデル（CAPM）は，均衡状態における各資産の価格を示すとともに，最適なポートフォリオの構築に示唆を与える。この理論には，いくつかの厳しい前提が設けられている。たとえば，①すべての投資家が将来の経済状態について同質的な期待を形成すること，②取引において税金や手数料などは一切掛からないこと，さらに③各投資家は価格を所与とする，などの仮定が設けられる。

投資家によって経済状態についての認識に差があったり，保有している情報が異なったりす

る場合、投資家はどのように行動し、市場においてどのように価格形成がなされるのであろうか。先行研究によれば、あるトレーダーがその他のトレーダーよりも情報優位であるとき、市場では逆選択が生じるうる (Glosten and Milgrom (1985), Kyle (1985))。また、それにともなって、市場の流動性は低下する。言い換えれば、市場の流動性は、市場における逆選択の水準と負の関連性を有する。

Verrecchia (1982) は、企業の決算発表が市場参加者間の情報の非対称性に与える影響を理論的に分析し、企業による決算発表を含む公的情報の増加が市場参加者間における情報の非対称性を低下させると結論づけている。また、Verrecchia (2001) は、最も理論に支えられたディスクロージャーのベネフィットが株式の流動性を高めることであると主張する。すなわち、財務情報の開示は情報の非対称性を緩和し、市場の逆選択の水準を下げ、結果として流動性を高める考えられる。

その後の研究では、決算報告において開示される会計情報の相違が情報の非対称性および市場の流動性に与える影響についての研究が進められた。具体的には、Bhattacharya, Desai and Venkataraman (2010) は、発生高の質が流動性の尺度であるビッド・アスク・スプレッドと正の関連性があり、利益の質の低い企業が利益公表日周辺において情報の非対称性のいっそうの高まりを経験していることを明らかにした。

Jayaraman (2008) は、公表される情報の質が低いときに、ビッド・アスク・スプレッドが著しく高まることを発見した。ここで公表される情報とは主に会計利益であり、会計情報の質は利益の変動性とキャッシュフローの変動性との相違によって判断される。この相違は利益がキャッシュフローよりも平準的である場合および利益がキャッシュフローよりも変動的である場合を含む。

一方で、日本において、マーケット・マイクロストラクチャーの研究そのものが発展段階であり、それに基づいた会計学研究の蓄積も必ずしも十分ではない<sup>1</sup>。したがって、上述した利益の質による市場の流動性への影響はもちろん、決算報告による市場の流動性への影響も十分に明らかになっていない。そこで、本研究では、上述した先行研究に基づき、下記の仮説を設けて、会計情報の開示が資本市場に参加する投資家の間に存在する情報格差を改善するか否かを検証する。

仮説1：決算報告において直前の予想利益と実際の報告利益との乖離が大きいほど流動性は改善する。

#### 4. リサーチ・デザイン

本研究では、決算発表前後における市場の流動性の変化について検証する。そのため、まず決算発表前後81日間におけるILLIQと売買回転率の推移を確認する。ここで81日間は、決算公表日を日次ゼロとした場合の、日次-40日から+40日までの期間である。また、決算発表前後

<sup>1</sup> 日本におけるマーケット・マイクロストラクチャーに基づく会計研究として、音川 (2009) が挙げられる。

における流動性の指標の変動を概観することを目的としており、特定の期間における統計的検定は行わない。

先行研究のなかでは、市場の流動性に影響を与えると考えられる要因を検討し、流動性の指標からそれらの影響を取り除くことによって、異常値を抽出する方法が用いられる。しかし、決算報告日には様々な変数が著しく変動するため、どの要因による影響を取り除くかは極めて慎重な検討が必要である。そこで、本研究では、異常値を抽出する方法を用いた分析は行わない。

次に、本研究は、決算報告前後における市場の流動性の変化について、回帰式を用いた検証を行なう。本研究では、投資家間において情報の非対称性があることを仮定する。先行研究の実証結果から、情報劣位にある投資家は、アナリストによる予想利益に基づき投資意思決定を行っているとは仮定する。一方で、情報優位にある投資家は、私的な情報活動によりアナリストによる予想利益と報告利益の乖離に関する追加的な情報を入手すると仮定する。すなわち、情報優位にある投資家は、決算報告日に公表される利益数値を適切に予測できると仮定する。

このとき、アナリストによる予想利益と実際の報告利益の差額は、情報の非対称性の程度を表し、この程度が大きい企業ほど、決算報告による市場の流動性の改善が大きいと考えられる。そこで、次のような線形の回帰関係を推定し、またその関係性を統計的に検定する<sup>2</sup>。投資家にとって重要な利益は必ずしも明らかでないため、営業利益および当期純利益を用いて予想利益と報告利益の差額を計算し、それぞれの回帰式について推定する。(3.1)式および(3.2)式はともにBardos (2010)に依拠する。

$$\Delta Illiq_i = \alpha + \beta_1 \Delta MV_i + \beta_2 \Delta Std\_Return_i + \beta_3 |INCOME_i - INCOME\_f_i| + \varepsilon_i \quad (3.1)$$

*Illiq<sub>i</sub>* : 出来高で除した株式収益率の絶対値

*MV<sub>i</sub>* : 株式時価総額

*Std\_Return<sub>i</sub>* : 株式収益率の標準偏差

*INCOME<sub>i</sub>* : 決算報告日に開示される利益

*INCOME\_f<sub>i</sub>* : アナリストによる予想利益

(3.1)式は、被説明変数としてILLIQの変化額を用い、被説明変数として株式時価総額、株式収益率の標準偏差、および予想利益と実際の報告利益の差額を含む。決算報告前後として、決算報告日を中心とする13日間とそれ以前の13日間の差分を変化額とする。したがって、上記の各変数はその期間における単純平均の値である。

また、(3.1)式における各変数は、先行研究に倣い対数変換を行っている。ただし、予想利益と実際の報告利益について、その差額の絶対値を対数変換している。また、アナリストによる予想利益は、I/E/B/Sの収益予想の平均値を用いている。

また、本研究はアナリストによる予想利益と報告利益の乖離が追加的な情報であるか否かを検証するために、次の回帰式について分析を実施する。この実証分析は、上記の実証分析を行なう前提となる。

<sup>2</sup> 回帰式 (3.1) 式および (3.2) 式はBardos (2010) に基づく。

$$\Delta TOR_i = \alpha + \beta_1 \Delta MV_i + \beta_2 \Delta Std\_Return_i + \beta_3 |INCOME_i - INCOME_{f_i}| + \varepsilon_i \quad (3.2)$$

$TOR_i$ : 売買回転率

## 5. サンプルと記述統計量

本研究は、下記の条件を満たす企業・年を分析の対象とする。

- (1) 東京証券取引所第1部に上場している日本企業のうち、NIKKEI225の構成銘柄である企業に限定する。それは、指数を構成する企業であるか否かがその銘柄の流動性に一定の影響を与えると考えられるためである。また、それらの企業は、その他の銘柄と比べて規模も大きく異なる。市場の流動性を表わすILLIQは、下記のGraph1のとおり著しく異なる。ただし、ここでのILLIQは対数変換を行った後の値である。
- (2) 日経業種分類において、非金融業に属する企業である。
- (3) 会計期間の始まりが4月1日であり、期末が3月31日である企業のうち、2009年から2011年に決算発表をおこなった企業を対象とする。したがって、標本は2008年度から2010年度が対象となる。

本研究では、Thomson Reuters社が提供するDataStream Professionalから財務データ、株式市場データ、およびアナリストによる業績予想データを入手した。ただし、データベースにおいて本研究の分析に必要なデータが欠損している企業・年はサンプルに含まれない。

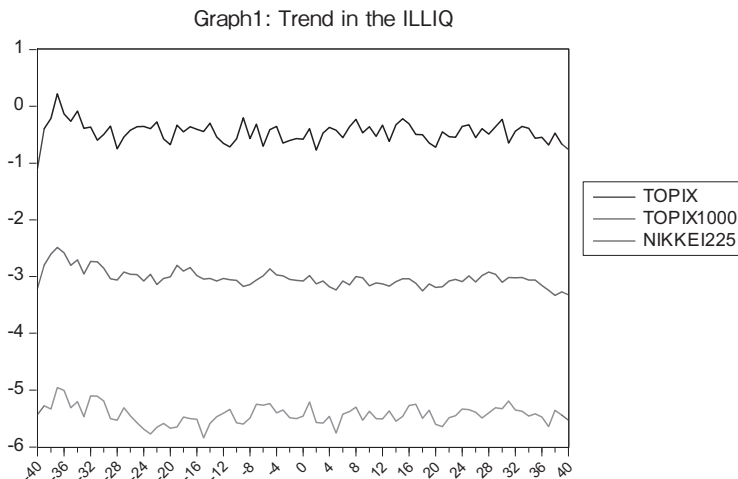


Table1: Distributional Statistics

|             | $\Delta Illiq$ | $\Delta TOR$ | $\Delta MV$ | $\Delta Std\_Return$ | $\frac{ INCOME}{-INCOME\_f} $ |
|-------------|----------------|--------------|-------------|----------------------|-------------------------------|
| Mean        | 0.106          | 0.129        | 0.004       | 0.249                | -12.210                       |
| Median      | 0.112          | 0.134        | 0.002       | 0.259                | -12.337                       |
| Maximum     | 1.336          | 1.496        | 0.204       | 1.202                | -4.124                        |
| Minimum     | -0.828         | -0.998       | -0.186      | -1.062               | -19.552                       |
| Std.Dev.    | 0.324          | 0.295        | 0.059       | 0.336                | 1.874                         |
| bservations | 457            | 457          | 457         | 457                  | 457                           |

Table2: Corretations

|                               | $\Delta Illiq$ | $\Delta TOR$ | $\Delta MV$ | $\Delta Std\_Return$ | $\frac{ INCOME}{-INCOME\_f} $ |
|-------------------------------|----------------|--------------|-------------|----------------------|-------------------------------|
| $\Delta Illiq$                | 1.000          | -0.267       | -0.250      | 0.500                | -0.104                        |
| $\Delta TOR$                  |                | 1.000        | 0.103       | 0.505                | 0.073                         |
| $\Delta MV$                   |                |              | 1.000       | -0.101               | 0.062                         |
| $\Delta Std\_Return$          |                |              |             | 1.000                | -0.032                        |
| $\frac{ INCOME}{-INCOME\_f} $ |                |              |             |                      | 1.000                         |

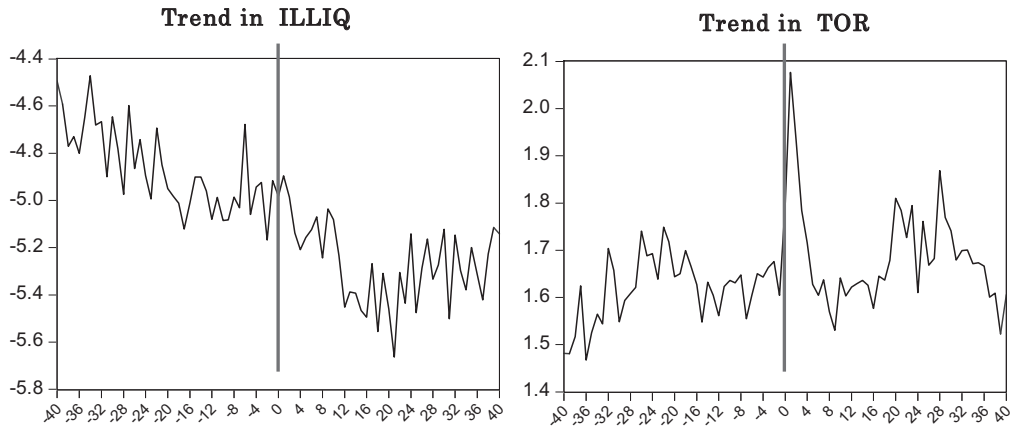
## 6. 分析結果

ここでは、リサーチ・デザインに基づく実証結果を確認する。その際、まず決算発表期間におけるILLIQおよびTORの推移を概観したうえで、その後に回帰分析の結果を確認する。

### 6.1 ILLIQおよびTORの時系列推移

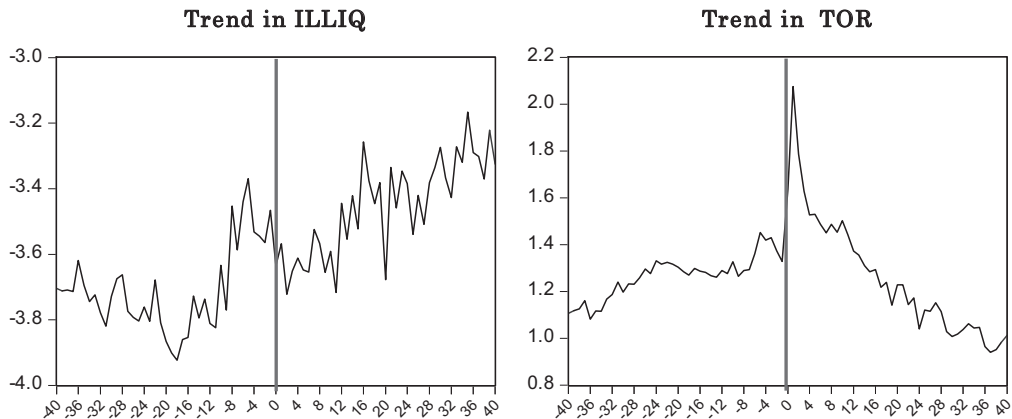
まず決算報告前後81日間におけるILLIQと売買回転率TORの時系列的推移を確認する。Graph2は、2009年の決算報告前後におけるILLIQと売買回転率TORの時系列的推移を表わしている。Graph2から売買回転率TORが決算公表日である日次ゼロ付近において大きく高まっていることが確認できる。売買回転率TORは決算報告前の3日前から決算報告後の6日ぐらいまで高い状態にあることが確認できる。一方で、ILLIQは決算公表日である日次ゼロから数日後に低下しているようにも見えるが、大きな変化は確認できない。したがって、決算報告による投資家間における情報の非対称性の緩和は必ずしもすべての企業にもたらされるものではなく、またILLIQの大きなトレンドの中でその影響は明らかではない。

Graph2: Trend in ILLIQ and TOR 2009



Graph3は、2010年の決算発表前後におけるILLIQと売買回転率TORの時系列的推移を表わしている。Graph3から売買回転率TORが決算公表日である日次ゼロ付近において大きく高まっていることが確認できる。その影響はGraph2と同様に、決算発表前の数日前から決算発表後の6日ぐらいまで高い状態にあることが確認できる。一方で、ILLIQは決算発表日である日次ゼロから数日後に低下しているようにも見えるが、大きな変化は確認できない。

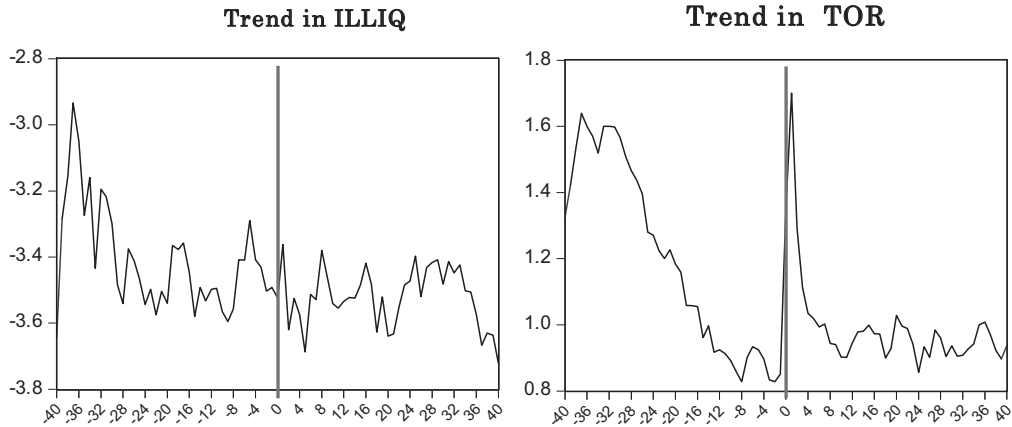
Graph3: Trend in ILLIQ and TOR 2010



Graph4は、2011年の決算発表前後におけるILLIQと売買回転率TORの時系列的推移を表わしている。Graph4から売買回転率TORが決算発表日である日次ゼロ付近において大きく高まっていることが確認できる。その影響はGraph2と同様に、決算発表の数日前から決算報告後の4日ぐらいまで高い状態にあることが確認できる。一方で、ILLIQは決算公表日である日次ゼロ付近において大きな変化は確認できない。



Graph4: Trend in ILLIQ and TOR 2011



6.2 実証分析の結果

以下では、回帰分析の結果について考察する。アナリストによる予想利益と実際の報告利益の差額として、営業利益の場合および当期純利益の場合についてそれぞれ回帰分析を実施した。そこで、まず営業利益の結果を確認し、次いで当期純利益の場合について検討する。また ILLIQを被説明変数とする(3.1)の前に、TORを被説明変数とする(3.2)を確認する。

まず、アナリストによる予想営業利益と実際の営業利益の差額を説明変数とする(3.2)式の実証結果から確認する。下記のTable4はその結果を表わしている。ここでは、アナリストによる予想営業利益と実際の営業利益の差額の回帰係数である $\beta_3$ に注目する。

2009年から2011年までのプールデータに基づく結果が最初の行に示されているが、 $\beta_3$ は0.021と正の値を示し、かつ1%水準で統計的に有意である。また、2011年のクロスセクションデータに基づく結果では、 $\beta_3$ は0.035と正の値を示し、かつ5%水準で統計的に有意である。2010年も同様に正の値を示し、かつ1%水準で統計的に有意である。しかし、2009年の結果では、 $\beta_3$ は0.001と正の値を示すものの、統計的に有意でない。この結果から、概ねアナリストによる予想利益と報告利益の乖離が一般的な投資家にとって追加的な情報であると解釈できる。

Table3: (3.2) Regression Result(INCOME=Operating Income)

|      | $\alpha$            | $\beta_1$           | $\beta_2$            | $\beta_3$           | Adj.R <sup>2</sup> | DW    | sample |
|------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|--------------------|-------|--------|
| Pool | 0.271<br>(2.875)*** | 0.772<br>(3.467)*** | 0.470<br>(10.669)*** | 0.021<br>(2.806)*** | 0.290              | 1.841 | 435    |
| 2011 | 0.422<br>(2.126)**  | 1.233<br>(2.326)**  | 0.280<br>(3.885)***  | 0.035<br>(2.186)**  | 0.147              | 2.029 | 144    |
| 2010 | 0.679<br>(3.756)*** | 1.139<br>(2.105)**  | 0.377<br>(4.521)***  | 0.043<br>(3.090)*** | 0.255              | 1.742 | 144    |
| 2009 | -0.060<br>(-0.466)  | 1.859<br>(5.488)*** | 0.471<br>(6.942)***  | 0.001<br>(0.031)    | 0.409              | 1.970 | 144    |

\*\*\* : 1%水準で有意, \*\* : 5%水準で有意, \* : 10%水準で有意

次に、アナリストによる予想利益と実際の営業利益の差額を説明変数とする (3.1) 式の実証結果を確認する。ここでも、アナリストによる予想利益と実際の報告利益の差額の回帰係数である  $\beta_3$  に注目する。

2009年から2011年までのプールデータに基づく結果において、 $\beta_3$  は  $-0.017$  と負の値を示し、かつ5%水準で統計的に有意である。また、2011年および2010年のクロスセクションデータに基づく結果では、 $\beta_3$  は負の値を示し、かつ統計的に有意である。しかし、2009年の結果では、 $\beta_3$  は  $-0.010$  と負の値を示すものの、統計的に有意でない。この結果から、概ねアナリストによる予想営業利益と報告営業利益の乖離が大きいほど決算発表による市場の流動性の改善が大きいと解釈される。

Table4: (3.1) Regression Result (INCOME=Operating Income)

|      | $\alpha$             | $\beta_1$             | $\beta_2$            | $\beta_3$             | Adj.R <sup>2</sup> | DW    | sample |
|------|----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|--------------------|-------|--------|
| Pool | -0.207<br>(-2.240)** | -1.062<br>(-4.758)*** | 0.422<br>(10.803)*** | -0.017<br>(-2.336)**  | 0.293              | 1.874 | 435    |
| 2011 | -0.377<br>(-1.756)*  | -0.749<br>(-1.499)    | 0.523<br>(7.690)***  | -0.031<br>(-1.811)*   | 0.241              | 1.864 | 144    |
| 2010 | -0.442<br>(-0.801)   | -0.816<br>(-1.609)    | 0.474<br>(6.435)***  | -0.034<br>(-2.863)*** | 0.254              | 1.699 | 144    |
| 2009 | -0.093<br>(-0.694)   | -1.749<br>(-4.210)*** | 0.274<br>(4.264)***  | -0.010<br>(-0.887)    | 0.186              | 2.056 | 144    |

\*\*\* : 1%水準で有意, \*\* : 5%水準で有意, \* : 10%水準で有意

さらに、アナリストによる予想当期純利益と実際の当期純利益の差額を説明変数とする (3.2) 式の実証結果を確認する。下記のTable5はその結果を表わしている。

2009年から2011年までのプールデータに基づく結果が最初の行に示されているが、 $\beta_3$  は  $0.006$  と正の値を示しものの、統計的に有意ではない。また、2011年および2009年のクロスセクションデータに基づく結果でも、 $\beta_3$  は正の値を示すものの、統計的に有意ではない。ただし、2010年において $\beta_3$  は正の値を示し、かつ5%水準で統計的に有意である。この結果から、概ねアナリストによる予想当期純利益と報告当期純利益の乖離が一般的な投資家にとって追加的な情報であるとは必ずしも言い切れない。

Table5: (3.2) Regression Result(INCOME=Net Income)

|      | $\alpha$            | $\beta_1$           | $\beta_2$            | $\beta_3$          | Adj.R <sup>2</sup> | DW    | sample |
|------|---------------------|---------------------|----------------------|--------------------|--------------------|-------|--------|
| Pool | 0.085<br>(1.071)*** | 0.798<br>(3.521)*** | 0.467<br>(10.526)*** | 0.006<br>(0.966)   | 0.281              | 1.848 | 435    |
| 2011 | 0.053<br>(0.386)    | 1.181<br>(2.158)**  | 0.285<br>(3.933)**   | 0.006<br>(0.486)   | 0.120              | 2.105 | 144    |
| 2010 | 0.560<br>(3.102)*** | 1.051<br>(1.911)*   | 0.380<br>(4.524)***  | 0.035<br>(2.478)** | 0.241              | 1.707 | 144    |
| 2009 | -0.001<br>(-0.001)  | 1.871<br>(5.612)*** | 0.469<br>(7.093)***  | 0.005<br>(0.537)   | 1.979              | 144   |        |

\*\*\* : 1%水準で有意, \*\* : 5%水準で有意, \* : 10%水準で有意

次に、アナリストによる予想利益と実際の当期純利益の差額を説明変数とする（3.1）式の実証結果を確認する。ここでも、アナリストによる予想利益と実際の当期純利益の差額の回帰係数である $\beta_3$ に注目する。

2009年から2011年までのプールデータに基づく結果において、 $\beta_3$ は-0.006と負の値を示すものの、統計的に有意ではない。また、2011年のクロスセクションデータに基づく結果では、 $\beta_3$ は負の値を示すものの、統計的ではない。また、2009年の結果では、 $\beta_3$ は正の値を示すが、統計的に有意ではない。ただし、2010年に限って、負の値を示し、また10%で統計的に有意である。この結果から、概ねアナリストによる予想当期純利益と報告当期純利益の乖離が大きいほど決算発表による市場の流動性の改善が大きいとは解釈できない。

Table6: (3.1) Regression Result (INCOME=Net Income)

|      | $\alpha$            | $\beta_1$             | $\beta_2$            | $\beta_3$           | Adj.R <sup>2</sup> | DW    | sample |
|------|---------------------|-----------------------|----------------------|---------------------|--------------------|-------|--------|
| Pool | -0.063<br>(-0.717)  | -1.089<br>(-4.856)*** | 0.424<br>(10.905)*** | -0.006<br>(-0.774)  | 0.286              | 1.866 | 435    |
| 2011 | -0.066<br>(-0.433)  | -1.781<br>(-4.290)*** | 0.279<br>(4.398)***  | -0.007<br>(-0.570)  | 0.185              | 2.056 | 144    |
| 2010 | -0.328<br>(-1.925)* | -0.751<br>(-1.454)    | 0.471<br>(6.330)***  | -0.026<br>(-1.764)* | 0.242              | 1.643 | 144    |
| 2009 | 0.133<br>(0.874)    | -0.646<br>(-1.279)    | 0.509<br>(7.475)***  | 0.010<br>(0.821)    | 0.226              | 1.942 | 144    |

\*\*\*：1%水準で有意，\*\*：5%水準で有意，\*：10%水準で有意

## 7. おわり

本論文は、企業による財務報告の一環として行われる決算発表に焦点を当て、株式市場における会計情報の公表によるインパクトを分析した。その際、マーケット・マイクロストラクチャーと呼ばれる研究分野の分析手法を援用して、株式市場に参加する投資家間に存在する情報の非対称性に着目した。情報の非対称性は投資家による行動の結果として市場の流動性を低下させると考えられるが、本研究はこの市場の流動性が決算発表によってどのように変化するかについて検証を行った。

これまでに多くの研究蓄積がなされてきたValueRelevance研究は、会計数値と株式価格の関連性を資本資産評価モデル（CAPM）に依拠しているが、そこではすべての投資家が将来の経済状態について同質的な期待を形成することが仮定されてきた。これに対して、本研究では、投資家間で情報の非対称性を仮定し、当然ながら異なる期待形成を認める。これにより、投資家間での資本市場での行動の相違を分析することが可能となり、均衡状態における各資産の価格あるいは最適なポートフォリオの構築といった論点とは異なる経済的現象を分析することが可能となる。

本論文の結果は、次のとおりであった。すなわち、決算発表によって市場の流動性は高まる。ただし、決算発表のなかでも当期純利益よりも営業利益が一般投資家の期待形成に影響を与え、市場参加者間での情報の非対称性を緩和し、結果として市場の流動性が高まったものと解釈される。

本論文は、市場の流動性をマーケットインパクト、すなわち特に大きな注文が入ったときでも、それが最低限の価格変化で吸収されるほど多くの売買注文が待機していることと定義し、それに基づき決算発表による市場の流動性への影響を分析した。

しかし、市場の流動性の概念は広く多様であるため、本論文の実証結果が市場の流動性のあらゆる側面を分析したことにはならない。また、本研究は2009年から2011年の比較的短期間を標本期間とするとともに、著しい流動性の相違から標本対象をNIKKEI225の構成銘柄に限定した。したがって、本研究の結果はあくまで限定的なものである。これらの問題について今後研究を進め、少しずつ解明した。

### 参 考 文 献

- Amihud, Y., "Illiquidity and Stock Returns: Cross-Section and Time-Series Effects," *Journal of Financial Markets*, Vol.5, No.1, 2002, pp.31-56.
- Bhattacharya, N., H. Desai and K. Venkataraman, "Earnings Quality and Information Asymmetry : evidence from Trading Costs," *Southern Methodist University working paper*. 2010.
- Glosten, Lawrence R., and Paul R. Milgrom, "Bid, Ask and Transaction Prices in a Specialist Market with Heterogeneously Informed Traders," *Journal of Financial Economics*, Vol.14, No.1, 1985, pp.71-100.
- Jayaraman, S., N.T. Jenkins, and J. Wang, "Earnings volatility, cash flow Volatility, and informed trading," *Journal of Accounting Research*, Vol.46, No.4, 2008, pp.809-851.
- Bardos, K. S., "Quality of Financial Information and Liquidity," *Fairfield University Working Paper*, 2010.
- Kyle, A.S., "Continuous Auctions and Insider Trading," *Econometrica*, Vol.53, No.6, 1985, pp.1315-1335.
- Verrecchia, Robert E., "The Use of Mathematical Model in Financial Accounting," *Journal of Finance*, Vol.41, No.5, 1982, pp.1-42.
- Verrecchia, Robert E., "Essays on disclosure," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.32, 2001, pp.97-180.
- 太田亘・宇野淳・竹原均『株式市場の流動性と投資家行動』中央経済社 2011年。
- 大村敬一・浅子和美・池尾和人・須田美矢子『経済学とファイナンス [第2版]』東洋経済新報社。
- 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『投資家行動の実証分析』中央経済社 2009年。

〔まなべ かずひろ 福井工業大学工学部専任講師〕

〔2012年7月18日受理〕