

## 株価の変動特性とディスクロージャー情報の関連性

### －経営者業績予想を用いた実証分析－

阿 萬 弘 行

#### 発表者コメント

本稿は、企業によるディスクロージャーのあり方が、公開情報の質的側面から、株式リターンの企業固有ボラティリティにどのような影響を及ぼしているかという問題について分析する。一般的に、さまざまな公開情報を株価が反映するプロセスでは、株価は市場や産業に関わる情報とともに、企業固有の情報によって変動すると考えられる。企業評価の尺度としての株価の役割という観点を考えるとき、企業固有ボラティリティの向上は、株価の情報上の特性として望ましい性質である。本稿での実証分析では、企業ディスクロージャー情報の一つである経営者業績予想を用いて、その信頼性の程度と企業固有ボラティリティの関連性を検証する。日本の代表的産業である電気機器産業および機械産業をサンプルとした実証結果によると、経営者業績予想精度の向上は、企業固有ボラティリティを高める効果をもつことを示している。さらに、経営者予想が相対的に非保守的（楽観的）な方向へ偏っている場合、企業固有ボラティリティは低下する傾向が示される。これらの実証結果を総合すると、より信頼性の高いディスクロージャーを実施することによって、株価が企業評価に対して果たす機能が高まると結論付けられる。

## 1 はじめに

一般的に、株価は、市場全体あるいは産業共通の情報を反映するとともに、個別企業固有の情報を反映する。株式リターンの変動のなかでも、市場・産業に関する情報ではなく、企業固有の情報によって影響を受けている部分を「企業固有ボラティリティ」と呼ぶ。株価の最も重要な機能の一つは、企業評価の価値尺度を提供することであるから、株価が強く企業固有情報を反映することは望ましい特性である。しかしながら、企業が公表する情報量について、そのすべてが必ずしも直接的に市場株価に反映されるわけではない。その理由の一つは、企業経営者は実際の企業価値と比較して、市場から過大評価を得るために情報を適切に公開しないインセンティブをもつ可能性に起因している。あるいは、情報自体が、本来的に経営者がコントロールできない外生的な不確実性を含んでいることも理由として挙げられる。したがって、企業固有情報が株価に反映される程度は、企業が公表する情報の信頼性に依存すると予想される。

本稿では、企業ディスクロージャーの信頼性がどのように企業固有ボラティリティに影響を及ぼしているかについて実証的な分析手法によって検証する。具体的には、経営者業績予想精度をディスクロージャー情報の信頼性指標として用いる。後述するように、経営者業績予想は、日本市場を分析対象とする場合、企業ディスクロージャーの信頼性を測る指標として比較的好ましい性質を備えている。実証分析の結果は、高いレベルの経営者予想の精度は、企業固有ボラティリティを増加させる効果をもつことを示している。さらに、経営者予想が相対的に非保守的な方向へ偏っている場合、企業固有ボラティリティは低下する傾向が示される。

これ以降、本稿は以下のように構成される。つづく2節では、企業ディスクロージャーの企業固有ボラティリティへの効果に関する実証仮説について述べる。3節では分析に用いるデータと変数を解説する。4節では、実証分析とその結果を提示し、最後に5節では結論をまとめている。

## 2 実証仮説について

### 企業固有ボラティリティ

M&A における買収企業評価、ストックオプション等の経営者の報酬デザイン、エクイティファイナンスにおける発行価格決定などの局面において、株価は頻繁に個別企業を評価する尺度として用いられる。他方で、株価は、企業固有情報だけでなく、市場全体の状況や産業の状況に関する情報を反映する。もし、株価が個別企業レベルの情報とは無関係に変動するなら、企業がどの程度資本を効率的に活用しているかというパフォーマンスを評価するには、株価は妥当性を欠くことになる。本稿で分析対象とする株式リターンの企業固有ボラティリティは、そうした企業個別レベルでの情報反映度を測るための指標である。具体的には、株式リターンの変動を、市場リター

ンに連動して動く部分と市場リターンでは説明できない部分(企業固有ボラティリティ)に分解する。両者のうち、後者の部分が企業固有の情報によって株価が変動する程度であると解釈できる。高いレベルの企業固有ボラティリティをもつ株式は、企業評価の価値尺度として望ましい性質をもっていると想定される。

### 関連する先行研究について

Roll (1989)の先駆的研究は、CAPM を代表とする標準的な資産価格モデルの妥当性を検証するという目的で、企業固有ボラティリティの計測を行った。その研究の結果は、従来のモデルでは、株式リターン変動への説明力が極めて低いことを明らかにした。その後、2000年代初頭以降の比較的新しい研究は、企業固有ボラティリティの情報上の側面に焦点を当て、どのようなファクターがそれを規定するかという問題に取り組んできた。Morck, Yeung and Yu (2000)は、新興市場での企業固有ボラティリティは、先進国市場と比較して有意に小さいことを示している。このことは、高度に発達した金融制度やインフラが企業評価のシグナルとしての株価の機能を高めることを示唆している。Durnev, Morck, Yeung and Zarowin (2003)は、株式リターンの将来収益の情報反映度の影響に注目し、それが企業固有ボラティリティを高める効果を示している。Jin and Myers (2006)は、クロスカントリー分析にもとづいて、制度的な透明性指標の企業固有ボラティリティに対するポジティブな効果を明らかにしている。Ferreira and Laux (2007)は、買収防衛策に関するコーポレートガバナンス構造が企業固有ボラティリティに有意な効果を及ぼすことを示している。他方で、異なる因果関係として、株価の性質が企業投資へ及ぼす影響を見るために、Wurgler (2000)では、企業固有ボラティリティの投資の効率性へのポジティブな効果を明らかにしている。いくつかの研究は、アナリストの特定の産業への専門化が、産業内情報の反映度の増加に結びついていることを示している。たとえば、Piotroski and Roulstone (2004)は、アナリストカバレッジの企業固有ボラティリティへの効果を分析し、負の相関関係を見出している。Chan and Hameed (2006)は、新興市場からのデータによって類似の発見をしている。

### 企業ディスクロージャーの信頼性と経営者予想精度

本稿での実証仮説は、企業ディスクロージャーの信頼性が、企業固有ボラティリティを高める方向へ寄与する、という点に集約される。企業ディスクロージャーで提供される情報は、通常、企業固有の性格をもつが、それは外部の投資家にとって必ずしも十分な信頼性をもっているとは言えない。企業の経営陣は、情報の信頼性を高める努力を十分に行わないかもしれないし、あるいは、自身の私的便益のために、情報を歪曲するインセンティブをもつかもかもしれない。これは典型的なエージェンシー問題である。さらには、企業外部の予測不可能な不確実性が、情報信頼性を低下させるかもしれない。ディ

スクロージャーの信頼性の向上は、情報の有用性を高め、投資家による情報収集を活発化させ、ひいては、株価の企業固有情報の反映度を高める可能性をもつ。

一般的には、幅広い範囲の情報が、自発的または制度的な義務として、企業によって日々公表されている。たとえば、定期的な決算情報や M&A に関する情報、経営者に関する情報などである。そうした様々な情報の中でも、とりわけ、本稿で採用する経営者業績予想は、企業ディスクロージャーの信頼性を測る指標として望ましい性質を備えている。Healy and Palepu (2001)でも指摘されているように、経営者予想の信頼性は、その実現値と比較することによって、クリアな形で計測することができるというメリットがある。それゆえ、本稿では、投資家にとっての企業固有情報の信頼性の尺度として経営者業績予想の精度を用いる。

さらに、本稿での経営者予想を用いたアプローチの妥当性を支持するいくつかの実証研究がある。それらの研究は、経営者業績予想の精度は、企業経営者が積極的に正しい情報を投資家に提供するインセンティブに依存することを示している。Rogers and Stocken (2005)は、経営者予想の精度は、株式市場が情報の misrepresentation を探知する能力に依存することを示している。Ajinkya, Bhojraj and Sengupta (2005)は、高い機関投資家所有比率、高い外部取締役比率をもつ企業では、より正確な業績予想がなされることを示している。これらの研究は、経営者を規律付けるコーポレートガバナンスの状態に依存して、経営者が正確な予想をするインセンティブが変化することを示している。したがって、企業ディスクロージャーの信頼性を示す指標として経営者予想は適している。

さらに、日本企業からのデータを用いた分析という観点からも、経営者業績予想は望ましい指標である。日本の株式市場では、大多数の企業が定期的に利益予想を公表しているため、その予想データが包括的に利用可能である。このことは、例えば、米国では経営者業績予想は自発的な開示事項である事実と対照的である<sup>1</sup>。さらに、日本市場で観察されるこの定期的な業績予想公表の慣行は、その他の代替的な利益予想情報と比較して、大きな役割を経営者予想に与えている。海外では、利益予想の材料としてはアナリスト予想が一般的に用いられており、膨大な研究成果が蓄積されている。太田 (2005)は、経営者業績予想、会社四季報予想、I/B/E/Sアナリストコンセンサスを比較分析し、その結果、興味深いことに、I/B/E/Sによる利益予想のパフォーマンスは、三つのうち最低レベルであり、他方で、経営者業績予想と会社四季報予想が同程度に優れた予想精度を有することを示している。この実証結果は、経営者予想が投資家にとって最も価値の高い利益予想情報源であることを示唆しており、本稿での、キープファクターとして経営者予想を用いたリサーチデザインの妥当性を支持するものである。

企業ディスクロージャーの観点からの、本稿の新たな学術的貢献は、ディスクロー

---

<sup>1</sup> 日本市場においても、形式的には、経営者業績予想は証券取引所からの要請事項であり、法律的な義務ではない。しかしながら、実際の慣行として、ほとんどの企業が自発的な開示を実施している。

ジャー情報のクオリティの代理変数として経営者予想の信頼性を用いて、その企業固有ボラティリティへのインパクトを明らかにした点である。我々の知る限り、そうした試みは先行研究ではなされていない。また、既に述べたように、大多数の日本企業は経営者予想を定期的に公表しており、日本の株式市場からのデータは、情報の信頼性の企業固有ボラティリティへの影響を分析するのに適した材料を提供する。また、企業固有ボラティリティの決定要因に関する研究の多くは、クロスカントリー分析や米国市場対象の分析に限られており、その意味で、本稿はある種の外挿テストの性格も有している。

### 3 データと変数

分析の対象とするサンプルは、期間を 2003 年度とし、対象企業を、日本を代表する産業である機械産業および電気機器産業（東証一部上場）とする。産業分類は日経中分類によっている。ここで特定の産業にサンプルを限定するメリットの一つは、産業間の株価に反映する情報タイプの差異について厳密にコントロールする必要性を避けることができる点である。また、証券投資論の観点から、製造業は、日本市場において競争力が高く、国際的にも知名度の高い企業を多数含むと考えられ、国内外の投資家にとってポートフォリオ組成の際の重要性が高いと予想されるからである。経営者業績予想と財務データは日経フィナンシャルクエストおよび企業財務データバンクより得た。最終的には、機械産業 98 社、電気機器産業 140 社の合計 238 社が対象である。

企業固有ボラティリティは、下記のモデルを使って計測する。そこでは、 $r_{it}$  は企業  $i$  の日次リターンであり、 $r_{mt}$  は TOPIX の変化率で測った市場ポートフォリオのリターンである<sup>2</sup>。各企業ごとに、OLS を適用することで、決定係数  $R^2$  を計測し、それをもとに企業固有ボラティリティを算出する。

$$r_{it} = \alpha + \beta r_{mt} + u_{it}$$

ここで得られた決定係数  $R^2$  を使って以下の定義によって企業固有ボラティリティ (FSV) を計測する。つまり、FSV は、個別株式リターン変動のうち市場リターンでは説明できない部分の比率を表している。

$$FSV_i \equiv 1 - R_i^2$$

---

<sup>2</sup> 他にもさまざまなバリエーションが考えられるが、ここでは最もシンプルなモデルを用いる。

### 経営者業績予想の誤差

経営者業績予想誤差は、年度末本決算の財務指標への予想数値をもちいて計測する。日本企業は、当期の決算短信公表と同時に、来年度の予想利益を公表する。多くの場合、当期利益、経常利益、売上高の三項目の予想値が公表される。それぞれの予想誤差を計測するための定義式は、(a)、(b)、(c)に示されている。NPRO<sub>t-1</sub>はt-1期の税引き後当期純利益であり、FNPRO<sub>t-1</sub>はその予想値である。t=0は2003年を示している。予想誤差は、総資産額によって標準化され、その絶対値の過去3年分が平均化される。この複数年次の平均化は、特定の年次での偶発的な事象が強く予想誤差に影響を与えることを回避するために行う。経常利益・売上高の項目の予想誤差も同様に、(b)、(c)として定義されている<sup>3</sup>。

$$FENP_{it} = \frac{1}{3} \sum_{t=-2,-1,0} \left| \frac{NPRO_{t-1} - FNPRO_{t-1}}{ASSET_{t-1}} \right| \quad (a)$$

$$FEOR_{it} = \frac{1}{3} \sum_{t=-2,-1,0} \left| \frac{ORPRO_{it} - FORPRO_{it}}{ASSET_{it}} \right| \quad (b)$$

$$FESL_{it} = \frac{1}{3} \sum_{t=-2,-1,0} \left| \frac{SALES_{it} - FSALES_{it}}{ASSET_{it}} \right| \quad (c)$$

予想誤差に加えて、予想バイアス変数(保守性バイアス)が分析に用いられる。予想バイアスは、実現値と予想値の乖離を総資産で標準化し、過去3年に遡って平均化した数値である。つまり、予想誤差と予想バイアスとは、実現値・予想値の乖離に対して、絶対値をとるかとらないかの違いがある。実際には、予想バイアス変数は、もし、バイアスが正であれば1、さもなければ0をとる二値変数である(FBNPDM, FBORDM, FBSLDMは、それぞれ、当期利益・経常利益・売上高への予想バイアス変数)。エージェンシー理論の見方をすれば、非保守的な予想は(予想バイアス変数=0)、企業のファンダメンタルな収益性に比して、利益パフォーマンスを過大に見せる経営者インセンティブについてのシグナルとなるかもしれない。他方で、経営者は利益パフォーマンスをあえて過少に見せるインセンティブは乏しいと予想される。したがって、もし、この見方が正しいのであれば、予想バイアス変数は、FSVと正の相関関係が予想される。

その他のコントロール変数として、企業規模を示す変数logASSETが使われる。これは、企業の総資産(百万円単位)の対数値として定義される。Roll(1988)や他の先行研究で述べられているように、企業規模の相対的に大きな企業は、比較的多数の分野に渡る部門を抱えており、そのため、企業内部に投資分散効果が働いていると予想される。この分散化は、

<sup>3</sup> 山水電気の予想誤差は他のサンプル企業と比較して著しく高いために、外れ値として分析から除外して処理する。

規模の大きな企業のリターンを、市場ポートフォリオのリターンと類似した動きにする働きがある。したがって、分散効果があるならば、資産規模と FSV には負の相関関係が予想される。また、企業固有ボラティリティは、利益の外性的な不確実性を反映するかもしれない。この不確実性効果をコントロールするために、ROA の過去 5 年間の標準偏差の対数変換値を用いる(logSDER)。logSDER は、FSV と正の相関関係が予想される。

## 4 実証結果

### 基本統計量の概要

表 1 は分析で用いられる変数の基本統計量を示している。本稿でのキーとなる変数である企業固有ボラティリティ(FSV)の平均値は、機械産業において 84%である(中央値は 86%)。電気機器産業では、平均値 79%(中央値 82%)である。株式リターンの変動のうち、約 8 割は企業固有要因による変動であり、他方で、市場リターンで説明できる部分は約 2 割程度に過ぎないことが分かる。このことは、Roll (1989)などでも強調されていた標準的資産価格モデルの説明力の低さと一致している。株式リターンの変動の大部分が、市場リターンでは説明できないという事実は、株価が市場全体に関わる情報ではなく、企業固有の状況に関する情報によって変動することを意味しており、FSV を用いたアプローチの妥当性の根拠となりうる。

表 1 基本統計量

#### パネル A 機械産業

|        | サンプル数 | 平均値      | 中央値     | 第 1 四分位 | 第 3 四分位  | 最小値    | 最大値       | 標準偏差     |
|--------|-------|----------|---------|---------|----------|--------|-----------|----------|
| FSV    | 98    | 0.846    | 0.864   | 0.793   | 0.915    | 0.609  | 1.000     | 0.091    |
| FENP   | 98    | 0.025    | 0.018   | 0.011   | 0.029    | 0.002  | 0.194     | 0.026    |
| FEOR   | 98    | 0.021    | 0.017   | 0.010   | 0.025    | 0.002  | 0.182     | 0.021    |
| FESL   | 98    | 0.057    | 0.045   | 0.027   | 0.076    | 0.006  | 0.362     | 0.047    |
| FBNP   | 98    | -0.020   | -0.015  | -0.026  | -0.006   | -0.194 | 0.038     | 0.028    |
| FBOR   | 98    | -0.012   | -0.009  | -0.018  | 0.000    | -0.182 | 0.039     | 0.023    |
| FBSL   | 98    | -0.028   | -0.019  | -0.047  | -0.004   | -0.362 | 0.078     | 0.049    |
| FBNPDM | 98    | 0.122    | 0       | 0       | 0        | 0      | 1         | 0.329    |
| FBORDM | 98    | 0.255    | 0       | 0       | 1        | 0      | 1         | 0.438    |
| FBSLDM | 98    | 0.184    | 0       | 0       | 0        | 0      | 1         | 0.389    |
| ASSET  | 98    | 207733.3 | 66964.5 | 40072.0 | 183621.0 | 4741.0 | 3715358.0 | 457192.7 |
| SDER   | 98    | 2.318    | 1.710   | 1.115   | 2.769    | 0.276  | 10.357    | 1.879    |

パネルB 電気機器産業

|        | サンプル数 | 平均値      | 中央値     | 第1四分位   | 第3四分位    | 最小値     | 最大値       | 標準偏差      |
|--------|-------|----------|---------|---------|----------|---------|-----------|-----------|
| FSV    | 140   | 0.794    | 0.823   | 0.708   | 0.896    | 0.427   | 0.998     | 0.130     |
| FENP   | 140   | 0.029    | 0.022   | 0.013   | 0.037    | 0.002   | 0.158     | 0.024     |
| FEOR   | 140   | 0.030    | 0.026   | 0.015   | 0.040    | 0.001   | 0.127     | 0.021     |
| FESL   | 140   | 0.087    | 0.076   | 0.048   | 0.106    | 0.003   | 0.313     | 0.057     |
| FBNP   | 140   | -0.021   | -0.015  | -0.030  | -0.004   | -0.158  | 0.013     | 0.025     |
| FBOR   | 140   | -0.015   | -0.011  | -0.028  | -0.002   | -0.095  | 0.030     | 0.021     |
| FBSL   | 140   | -0.047   | -0.035  | -0.082  | -0.008   | -0.260  | 0.136     | 0.070     |
| FBNPDM | 140   | 0.164    | 0       | 0       | 0        | 0       | 1         | 0.372     |
| FBORDM | 140   | 0.221    | 0       | 0       | 0        | 0       | 1         | 0.417     |
| FBSLDM | 140   | 0.221    | 0       | 0       | 0        | 0       | 1         | 0.417     |
| ASSET  | 140   | 532273.6 | 88852.0 | 39695.0 | 245171.0 | 13200.0 | 9590322.0 | 1450013.0 |
| SDER   | 140   | 3.036    | 2.398   | 1.358   | 3.549    | 0.497   | 41.981    | 3.797     |

経営者予想誤差の平均的傾向を見ると、当期純利益予想誤差(FENP)に対しては、機械産業において平均値 0.025 であり、電気機器産業では平均値 0.029 である。経常利益予想誤差(FEOR)に対しては、機械・電気機器産業についてそれぞれ、平均値 0.021 と 0.030 となっている。このことは、利益予想で見て 2%~3%程度の不正確さが存在することが分かる。売上高予想誤差(FESL)に対しては、機械産業 0.057、電気機器産業 0.087 であり、機械産業のほうが比較的正確性の高い予想を行っている傾向が読み取れる。また、スケーリングの問題を無視すると、売上高よりも利益情報に対する予想正確性が高いことが分かる。

さらに、予想バイアスの数値は興味深い事実を示している。つまり、三つの項目すべてに対して、保守性バイアスの平均値は負値を示している。この結果から直接分かることは、サンプル期間において、経営者は非保守的あるいは楽観的な方向へのバイアスをもつ予想を公表する傾向である。当期純利益予想バイアスのインディケーター変数(FBNPDM)は、機械産業のサンプルのうち、12%のサンプルが保守的な方向へのバイアスをもっており、残りの多数のサンプルでは反対方向(非保守的)へのバイアスがかかっていることを示している。同じように、他の二つのインディケーター変数(FBORDM, FBSLDM)もまた類似の傾向をもっている。

回帰分析の結果

表2は、FSVの経営者予想誤差、予想バイアス、およびその他のコントロール変数への回帰分析の結果を示している。全体的に見て、実証モデルの説明力( $R^2$ )はおよそ 50%から 70%程度であり、比較的高い数値を示している。さらに、F値の高さによって示されてい



のように、すべての独立変数がゼロの推定係数をもつという帰無仮説は棄却される。

表2 企業固有ボラティリティに関する回帰分析結果

被説明変数 F S V

| パネルA 当期純利益予想誤差 |                       |                       |                       |
|----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 産業分類           | 機械・<br>電気機器           | 機械                    | 電気機器                  |
| FENP           | -0.513**<br>[-2.03]   | -0.291<br>[-0.98]     | -0.613<br>[-1.47]     |
| FBNPDM         | 0.018<br>[1.40]       | 0.046**<br>[2.49]     | 0.004<br>[0.23]       |
| logASSET       | -0.072***<br>[-21.59] | -0.061***<br>[-11.15] | -0.075***<br>[-17.78] |
| logSDER        | -0.011<br>[-1.28]     | -0.002<br>[-0.20]     | -0.011<br>[-0.80]     |
| 定数項            | 1.670***<br>[40.94]   | 1.542***<br>[23.71]   | 1.702***<br>[32.22]   |
| adj. R2        | 0.664                 | 0.575                 | 0.694                 |
| F 値            | 118.107               | 33.861                | 79.812                |
| サンプル数          | 238                   | 98                    | 140                   |
| パネルB 経常利益予想誤差  |                       |                       |                       |
|                | 機械・<br>電気機器           | 機械                    | 電気機器                  |
| FEOR           | -1.241***<br>[-5.49]  | -0.715**<br>[-2.29]   | -1.437***<br>[-4.32]  |
| FBORDM         | 0.018*<br>[1.69]      | 0.026*<br>[1.79]      | 0.011<br>[0.73]       |
| logASS         | -0.072***<br>[-23.17] | -0.063***<br>[-11.70] | -0.075***<br>[-18.69] |
| logSDER        | -0.003<br>[-0.42]     | 0.001<br>[0.16]       | -0.002<br>[-0.22]     |
| 定数項            | 1.683***<br>[43.93]   | 1.567***<br>[24.57]   | 1.710***<br>[33.96]   |
| adj. R2        | 0.7                   | 0.584                 | 0.729                 |
| F 値            | 139.289               | 34.999                | 94.603                |
| サンプル数          | 238                   | 98                    | 140                   |

| パネルC 売上高予想誤差 |                       |                       |                       |
|--------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 産業分類         | 機械・<br>電気機器           | 機械産業                  | 電気機器                  |
| FESL         | -0.409***<br>[-4.73]  | -0.291**<br>[-2.05]   | -0.396***<br>[-3.39]  |
| FBSLDM       | 0.023**<br>[2.14]     | 0.02<br>[1.22]        | 0.022<br>[1.46]       |
| logASSET     | -0.074***<br>[-23.10] | -0.063***<br>[-11.21] | -0.077***<br>[-18.80] |
| logSDER      | -0.009<br>[-1.39]     | -0.004<br>[-0.49]     | -0.011<br>[-1.19]     |
| 定数項          | 1.705***<br>[43.33]   | 1.575***<br>[23.74]   | 1.739***<br>[32.80]   |
| adj. R2      | 0.691                 | 0.567                 | 0.72                  |
| F 値          | 133.774               | 32.72                 | 90.285                |
| サンプル数        | 238                   | 98                    | 140                   |

カッコ内は t 値。

\*\*\* 1%水準で統計的に有意 \*\* 5%水準で統計的に有意 \* 10%水準で統計的に有意。

推定方法は最小二乗法によって行った。

本稿での最も重要な変数である経営者予想誤差について見ると、全般的に、その推定係数は、FSV と負の相関関係を示している。パネル A で示されている当期純利益に関する予想誤差(FENP)を用いたモデルでは、機械・電気機器産業のケースにおいて統計的に有意である。経常利益の予想誤差(FEOR)を用いたモデル(パネル B)では、機械・電気機器産業、機械産業のみ、電気機器産業のみの三つのケースで、統計的に有意である。売上高予想誤差 (FESL) においても同様に(パネル C)、予想誤差の推定係数は負値を示している。この実証的発見は、経営者による信頼性の高い業績予想は企業固有ボラティリティを高めることを示しており、正確な企業ディスクロージャーは、公開情報の個別企業レベルでの価値を高めるという仮説を支持するものである。

予想バイアス変数(FBNPDM, FBORDM, FBSLDM)は全て FSV に対してポジティブな効果をもっている。当期純利益の予想バイアス(FBNPDM)の場合を見ると、機械産業を用いた結果において、統計的に有意に、FSV に対してポジティブな影響を及ぼしている。経常利益の場合では、機械・電気機器産業と機械産業のみのケースで、有意な水準での、FSV と予想誤差との相関が見られる。売上高の場合では、機械・電気機器産業をサンプルとしたケースで、予想バイアスの FSV へのポジティブな影響を確認できる。予想誤差の結果と合わせると、この結果は、一時的な過大評価を得ようとする

経営者のインセンティブに由来する業績予想の信頼性の低下は、株価が企業固有情報を反映する程度を低下させる傾向をもつことを示唆する。反対に、より保守的な予想は、高い企業固有ボラティリティに寄与する。これはおそらく、保守的な方向への予想バイアスを、正確なディスクロージャー情報を示すシグナルとして、投資家が受け取っているためであると考えられる。

企業規模  $\log ASSET$  は、FSV と統計的に負の相関関係があり、この事実は先行研究と一致して、大規模企業は多数の事業部門を持っており、そのことが市場ポートフォリオと類似した株価変動をもたらすという議論と整合的である。 $\log SDER$  は外正的な利益の不確実性を捉える代理変数であり、負の推定係数を示している。ただし、統計的に見て有意な水準ではない。負の相関関係は、利益情報の不確実性は企業固有ボラティリティを低減する効果をもつ関係性を示している。

## 5 結論

本稿では、企業ディスクロージャーの信頼性が、どのように株価が企業固有情報を反映するレベルに影響を及ぼすかについて、2003年度の機械および電気機器産業をサンプルとして、実証的な検証を行った。とくに、企業ディスクロージャーの一つとして経営者業績予想を用いて、その信頼性と企業固有ボラティリティとの関連性を考察した。主な結論は以下のようにまとめられる。まず、多くの先行研究が示していたように、企業固有ボラティリティは、株式リターンの変動に対して相対的に大きなシェアを占めている。このことは、株価が企業固有情報によって強く影響されていることを示唆している。次に、経営者予想精度と企業固有ボラティリティの関係を分析したところ、その結果は、予想精度の改善は、企業固有情報の株価への反映に対して有意に寄与することが明らかとなった。さらに、経営者予想のバイアスとの関連性についても検証した結果、より過大な利益予想がなされている企業の株価は、企業固有情報を反映する程度が小さいことが明らかとなった。以上の結果を総合すると、企業自身が公表するディスクロージャー情報の信頼性が高まることによって、株価の企業評価尺度としての機能を高めることを示唆している。

※ 本研究にあたっては、大阪研究会での参加者との議論が有益であった。また、本研究は、平成18年度文部科学省科研費補助金よりの助成を受けた。研究会参加者および関係各位には記して感謝したい。

## 【参考文献】

- 太田浩司. (2005): “予想利益の精度と価値関連性－I/B/E/S、四季報、経営者予想の比較－”, 現代ファイナンス, 18, 141–159.
- AJINKYA, B., S. BHOJRAJ, and P. SENGUPTA (2005): “The Association between Outside Directors, Institutional Investors and the Properties of Management Earnings Forecasts,” *Journal of Accounting Research*, 43, 343–376.
- CHAN, K., and A. HAMEED (2006): “Stock Price Synchronicity and Analyst Coverage in Emerging Markets,” *Journal of Financial Economics*, 80, 115–147.
- DURNEV, A., R. MORCK, B. YEUNG, and P. ZAROWIN, (2003): "Does Greater Firm-Specific Return Variation Mean More or Less Informed Stock Pricing?," *Journal of Accounting Research*, 41, 797-836.
- FERREIRA, M. A., and P. A. LAUX (2007): “Corporate Governance, Idiosyncratic Risk, and Information Flow,” *Journal of Finance*, 62, 951–989.
- HEALY, P. M., and K. G. PALEPU (2001): “Information Asymmetry, Corporate Disclosure, and the Capital Markets: A Review of the Empirical Disclosure Literature,” *Journal of Accounting and Economics*, 31, 405–440.
- JIN, L., and S. C. MYERS (2006): “ $R^2$  Around the World: New Theory and New Tests,” *Journal of Financial Economics*, 79, 257–292.
- MORCK, R., B. YEUNG, and W. YU (2000): “The Information Content of Stock Markets: Why Do Emerging Markets Have Synchronous Stock Price Movements?” *Journal of Financial Economics*, 58, 215–260.
- PIOTROSKI, J. D., and D. T. ROULSTONE (2004): “The Influence of Analysts, Institutional Investors, and Insiders on the Incorporation of Market, Industry, and Firm-Specific Information into Stock Prices,” *Accounting Review*, 79, 1119–1151.
- ROGERS, J. L., and P. C. STOCKEN (2005): “Credibility of Management Forecasts,” *Accounting Review*, 80, 1233–1260.
- ROLL, R. (1988): “R-Squared,” *Journal of Finance*, 43, 541–566.
- WURGLER, J. (2000): “Financial Markets and the Allocation of Capital,” *Journal of Financial Economics*, 58, 187–214.