

現代ディスクロージャー研究

No.6 2005・8月

ディスクロージャー研究学会

目 次

追悼の辞 (1)

■ 論 文

連結情報と単体情報の株価関連性におけるモデル説明力の比較 山形 武裕 (3)
三澤 哲也
國村 道雄

自発的な情報開示が自己資本コストに与える影響 内野 里美 (15)

親子上場企業における決算発表と株価 奥村 雅史 (27)
—発表タイミングと情報内容—

情報の複雑性が資本市場参加者に与える影響について 奥田 真也 (39)

■ ノート

企業の自主的情報開示 (IR) の戦略的意義 谷口 雅志 (49)

投稿規定 (63)

編集後記

Contemporary Disclosure Research

No.6 2005 • August

Japanese Association for Research in Disclosure

CONTENTS

▀ Articles

- Comparisons of explanatory powers in value-relevance between consolidated and parent-alone financial statements
..... Takehiro Yamagata (3)
Tetsuya Misawa
Michio Kunimura
- The Effect of Voluntary Disclosure on the Cost of Equity Capital
..... Satomi Uchino (15)
- Accounting Information Release of a Listed Parent/Subsidiary Company and their Stock Prices: Release Timing and Information Content
..... Masashi Okumura (27)
- The Impacts of Complex Information on Participants of Capital Market
..... Shin'ya Okuda (39)

▀ Note

- Strategic Significance of Investor Relations (IR) Masashi Taniguchi (49)
- Submission and Author's Guidelines (63)

Memorials

追悼の辞



吉村光威初代会長近影

吉村光威初代会長は平成16年12月8日にお亡くなりになりました。66歳でした。ここに謹んで吉村先生のご冥福をお祈り申し上げます。

吉村先生は昭和37年3月に大阪府立大学経済学部をご卒業後、同4月に日本経済新聞社に入社され、編集局経済部、証券部、データバンク局部長、局次長を経て、平成3年に日本公社債研究所（現 格付投資情報センター）へ移られ取締役、監査役を経た後、平成10年6月、山口大学経済学部にて教授として着任されました。また、平成12年4月に日本大学商学部へ教授として着任されました。大学卒業後36年間を実務家として、その後の6年強を学者として過ごされたわけです。

吉村先生は日経記者時代から日本のディスクロージャーの問題点を指摘し、その改善をうたえてこられました。その後、1980年代に入りデータバンク局時代になると経済分析や企業分析に携わる関係で、日本経営財務研究学会、日本経営分析学会、日本会計研究学会などの学会活動に積極的に参加されました。平成元年に松山大学で開催された日本会計研究学会第48回大会において学者の報告の甘さを厳しく指摘されていたのが印象的でした。その段階で、自分でやらねばならないという思いからすでに学者への転進の展望が開けていたのではないかと思います。当時の思いは『ディスクロージャーを考える』（平成3年、日本経済新聞社）、『ディスクロージャーが市場と経営を革新する』（平成6年、中央経済社）で語られております。優れた歴史感覚で日本のディスクロージャーの本質を明らかにした『ディスクロージャーを考える』はディスクロージャーの新たな古典と呼ぶにふさわしい名著といえます。

松山以来、吉村先生は何かと構想をお漏らしになり、それなら「やりましょう」と皆が意気投合するなかで、吉村先生はとうとう平成8年にインターネットというバーチャルな世界でディスクロージャー学会を立ち上げられました。ホームページはBLUE SKY PAGESと名づけられ「青空に物事を晒すと

虫干しされ綺麗になる」とのコピーが印象的でした。インターネットの時代ですから、アクセス数が気になるところです。ホームページ開設後2年程でアクセス数が1万件を突破しました。多くの親友がバーチャルからリアルな学会への衣替えを主張し、我々も自ら先頭に立つことを躊躇された吉村先生に決断を促し、平成11年5月のディスクロージャー研究学会の設立（山口大学）にこぎつけました。その後の吉村初代会長のご活躍は皆さんご存知のとおりであります。このリアルな世界への変身を記念して、同年6月に本学会の編で『現代ディスクロージャー論』（中央経済社）を発刊しております。当時、ディスクロージャーに関するまとまったテキストがなかっただけに貴重な出版となりました。

リアルな学会を立ち上げた以上は、広く社会に認められるようにしなければならないということから、3年後に選挙を行うこと、査読付の学会誌を発刊し学会の地位を高めること、そしてディスクロージャー研究のメッカになることなどを設立時の役員で確認しあって、吉村先生がぐいぐいその方向へ引っ張っていかれたものです。日経時代からの多数の友人が学会設立にご協力くださったのも吉村先生の日頃のお付き合ひの広さを物語っております。この学会草創期の3年強を会長として勤められた吉村先生のご功績は偉大であり、追悼に際して記して感謝の念をお示します。

がむしゃらに走ってこられた吉村先生も日本大学へ移籍された後に、病気がちになられ、学会活動もままならない時期もあり、悔しい思いもされたようです。平成14年に公約どおり選挙が実施され、國村が会長となり学会の基礎固めの時代に入っております。学会設立に吉村先生をご支援いただきました先生方が高齢等で退会される一方で若い先生方が次々入会されアクティブな会員で構成される力強い状況になってきましたし、厳しい査読方針を守ってきたことから学会誌の信用度も高まってきました。どうか吉村先生にはご安心いただきたいと思います。

本学会が新体制で発展する中、平成15年12月の大阪経済大学大会に奥様の介添えを得て吉村先生が車椅子でお越しになられたときには、会員一同どれほど勇気付けられたことでしょうか。そこで、平成16年10月の法政大学大会では神谷準備委員長が吉村先生になにか一言でもお話いただければと企画され、吉村先生も喜んでおられ病床の中でも話す内容を原稿にしたいとっておられたのですが、それが実現しないままに逝ってしまわれたことは残念でなりません。

平成の幕開けから従来の学会にはできない方法でディスクロージャーの重要性をうったえ、かつ研究の場を生み出された吉村先生のご業績をたたえ、ここに追悼の辞を閉じます。ありがとうございました。

平成17年4月1日

会 長 國村 道雄
事務局長 柴 健次

連結情報と単体情報の株価関連性における モデル説明力の比較

Comparisons of explanatory powers in value-relevance between consolidated and parent-alone financial statements

山形 武 裕(名古屋市立大学大学院 博士後期課程)

Takehiro Yamagata

三 澤 哲 也(名古屋市立大学大学院 教授)

Tetsuya Misawa

國 村 道 雄(名城大学大学院 教授)

Michio Kunimura

要 約

本稿は、連結情報と単体情報の株価関連性におけるモデル説明力の比較を試みた山形・國村（2003）の分析結果を再検証する。

連結主体のディスクロージャー制度は、2000年3月決算期からの本格導入が1997年2月に提案された。その意義を検証した山形・國村（2003）では、比較分析に際してモデル説明力を“決定係数”で測定した。これに対し本稿では、Gu（2004）の提案する“abnormal pricing errors”を用い、連結・単体情報の説明力比較を行った。その結果、連結モデルと単体モデルの説明力の差に注目した場合、1997年に両者に逆転が生じ、単体情報に比べ連結情報の説明力が高まっていた。次に、モデル選択の視点からVuong（1989）の“Z値”を用いて、モデル説明力の差に関して有意性を検証した。その結果、1997年に逆転が生じ、連結情報が単体情報を説明力において有意に上回っていることを改めて確認した。このように新たに試みた2つの分析でも山形・國村（2003）の結論と同様の結果が得られた。

Summary

This paper examines the findings of Yamagata and Kunimura (2003), which compares the respective explanatory powers in value-relevance of consolidated financial statements and parent-alone financial statements.

On February 1997, the Japanese Accounting Standard Board announced a radical change of financial statements, including a switch of focus to consolidated disclosure from parent-alone disclosure after the fiscal year ending March 2000. Yamagata and Kunimura (2003) compared explanatory powers in value-relevance with an R^2 -based measure on a yearly basis. In this paper, we also examined explanatory powers using an alternative measure that Gu (2004) investigated and named “abnormal pricing errors”. We find that the difference in value-relevance between consolidated and parent-alone financial statements is gradually decreasing and that the value-relevance of consolidated financial statements became greater than that of parent-alone financial statements after 1997. Additionally, we examined the Z-statistic of Vuong (1989) to test the significance of the distinction between the two models. We infer that the explanatory power of consolidated financial statements becomes significantly greater than that of parent-alone financial statements in 1997. These results are identical to those of Yamagata and Kunimura (2003).

1. はじめに

財務諸表が投資家にどの程度利用されているかを考察することは、重要かつ興味深い研究テーマである。投資家が企業の財務諸表を利用して当該企業の将来業績を予測すると考えれば、投資家の行動は市場で株価に反映される。ここに、株価と会計数値との連動性を見ることで財務諸表の利用価値を知ることができる。しかし、財務諸表は不変ではなく、経済の変遷や制度改正と共にその内実や形態は変貌する。財務数値が投資家に与える影響度も財務諸表の構造変化と共に変わり、財務諸表の利用価値を表象する株価関連性 (value-relevance) は時系列の変化として現れてくる。Collins, Maydew and Weiss (1997) や Francis and Shipper (1999) 等はアメリカにおいて value-relevance が時系列的にどのように推移しているかに焦点を当てた研究を行っている。彼らは、市場価値を会計変数で回帰した結果得られた決定係数 (以下 R^2 と表記する) を value-relevance の尺度とみなし、各年次の R^2 の時間的推移を分析することで、value-relevance の変化を検証している¹⁾。また、日本においても石川 (2000)、山形・國村 (2003) 等が、連結情報と単体情報の株価関連性の推移をこの尺度を用いて検証している²⁾。

しかしながら、ここ数年、この尺度に対する批判が提起されてきている。Brown, Lo and Lys (1999) は、回帰変数の scale factor を考慮に入れない R^2 の比較は不可能であると指摘し、その対策として、各変数を scale factor で除することによりその問題点が取り除かれると提唱している。また、Gu (2004) はたとえ scale factor が存在しないとしても、 R^2 の構成要素である説明変数の標本分散はサンプルデータに依存するため、異なるサンプル間では R^2 は比較不可能であると主張

している。Gu (2004) は R^2 に代わる比較可能性のある手法として、pricing errors と解釈される残差の分散をもとに、scale effect の除去を意図した abnormal pricing errors の利用を提案している。

本稿では、 R^2 に基づく連結情報と単体情報の比較分析を行った山形・國村 (2003) をさらに進め、Gu (2004) の提案する abnormal pricing errors を用いた再検証を行う。山形・國村 (2003) では、連結主体のディスクロージャー制度の意義を検証するために、株価もしくはリターンが、連結情報・単体情報のいずれによりよく説明されるのかを時系列で比較分析した。その際に、連結・単体情報の説明力を比較する尺度として R^2 を用いた。本稿では、まず、この比較分析を abnormal pricing errors という新しい尺度を用いて再度考察する。

abnormal pricing errors を用いることにより、連結・単体情報の説明力の優位性を時系列で検証することは可能になるが、その差に関する有意性の検証まではこの手法では判別できない。そこで次に、Vuong (1989) の Z 値を用いて、モデル選択問題の観点からそれぞれのモデル説明力の差に有意性を検証する。

2. R^2 の比較不可能性

本章では Gu (2004) に従い、 R^2 が比較不可能である論拠を示す。以下では古典的仮定を満たす次の単回帰モデルを仮定する。

$$y_i = \alpha + \beta x_i + \varepsilon_i$$

ここで、 α と β は回帰モデルのパラメータ、 ε は平均ゼロ、分散 σ^2 の攪乱項を示す。

回帰分析の残差を e_i 、観測数を n とすると、 R^2 は次のように定義される。

$$R^2 = 1 - \frac{\sum e_i^2}{\sum (y_i - \bar{y})^2} = 1 - \frac{\sum e_i^2}{\hat{\beta}^2 \sum (x_i - \bar{x})^2 + \sum e_i^2}$$

$$= 1 - \frac{\sum e_i^2 / (n-1)}{\left[\hat{\beta}^2 \sum (x_i - \bar{x})^2 + \sum e_i^2 \right] / (n-1)}$$

ここで、パラメータ $\hat{\beta}$ と残差の分散 $\hat{\sigma}_e^2$ ($= \sum e_i^2 / (n-1)$) は古典的仮定が満たされる場合にモデルから推定される真の値である。しかし、説明変数の分散 $\hat{\sigma}_x^2$ ($= \sum (x_i - \bar{x})^2 / (n-1)$) はサンプルデータに依存した値であり、 R^2 がサンプル固有の説明変数の分散に影響されることが見て取れる。この事実は、一定の母集団からサンプルがランダム抽出されなければ R^2 は sample-sensitive であり、異なる集団から抽出されたサンプル間の R^2 は比較困難であることがわかる。このように、比較するサンプル間において真の値 $\hat{\beta}$ 及び $\hat{\sigma}_e^2$ が等しく、本来なら同等の回帰式を反映する場合でも、説明変数の分散が異なると R^2 は異なった値を算出する。このことから、異なる R^2 の結果が、回帰式の真の変化によるものか、サンプリングの相違によるものかについて判断することが困難になる。

上記議論を踏まえて Gu (2004) は、 R^2 による比較分析の代替尺度として abnormal pricing errors を提案している。abnormal pricing errors は、会計研究において pricing errors と解釈される残差の分散を用いて、説明変数の scale effect を取り除いている。さらに、pricing errors が被説明変数の scale と運動することから、ベンチマークとなる pricing errors を控除して³⁾、被説明変数・説明変数の両方に関して比較可能な尺度を考案している。

3. 検証モデル

3.1 山形・國村 (2003) の目的及び主要分析結果

次に、本稿で検討する山形・國村 (2003) について簡単に紹介する。山形・國村 (2003) は、日本の連結会計における制度拡充とその株価関連性を、 R^2 の観点から時系列的に比較検証している。連結財務諸表は制度化当初、有価証券報告書の添付書類という位置付けにしか過ぎず、その後随時行われた制度改正にもかかわらず、依然として単体決算中心主義は継続されていた。しかしながら、1997年2月に「連結財務諸表制度の見直しに関する意見書」の公開草案が提示され、会計ビッグバンの一環として、2000年3月期から連結決算中心主義へ移行されることにより、連結財務諸表が飛躍的に注目を集めることとなった。上記論文はディスクロージャー制度が、このように従来の単体主体から連結主体の財務諸表へと転換した意義を検証するために、連結情報・単体情報の株価関連性を比較検証している。

R^2 を用いて各情報の説明力比較を行った結果、連結財務諸表の制度化当初は単体情報が相対的に高い説明力を有していたものの、徐々にその差は縮まり、上記公開草案の公表直後である1997年3月期から、連結情報の説明力が単体情報を上回ったという結果が得られている。山形・國村 (2003) では、同一年度における連結・単体情報から得られた R^2 の差 ($\Delta R^2 =$ 連結モデルの $R^2 -$ 単体モデルの R^2) を時系列で検証したが、本稿では連結・単体情報から得られた各 abnormal pricing errors の差に着目して、その時系列推移を考察する。

3.2 検証モデル

本稿で検証するモデルは、山形・國村 (2003)

におけるモデルと基本的に同一である。ただし、Brown, Lo and Lys (1999) の提起する scale effect を考慮に入れ、株価レベルモデルを予め scale 調整する。

モデル構築に当り、value-relevance の解釈は Francis and Shipper (1999) に依拠している。すなわち、財務諸表と投資家の利用する情報源に関連性があれば、財務諸表と市場価値にも関連性があると解釈し、企業価値に影響を与える情報をどの程度まで財務諸表が捉えているかで value-relevance を測定している。つまり、財務諸表と他の情報源（例えばアナリスト予測等）が補完的関係にあると考え、適時に捉われずに、株価に影響する情報を財務諸表が集約する能力と解釈する⁴⁾。本稿では value-relevance をこのように解釈し、各モデルを推定することによって、被説明変数（株価、市場調整リターン）に対し連結・単体情報の説明変数（会計変数）がどの程度説明力を有しているかを考察する。Easton (1999), Ohlson (1995) および Easton and Harris (1991) に依拠し、次のモデルを設定する。

(Levels model)⁵⁾

$$MV_{j,t}/MV_{j,t-1} = \delta_{0,t} + \delta_{1,t} BV_{j,t}/MV_{j,t-1} + \delta_{2,t} A_{j,t}/MV_{j,t-1} + \xi_{j,t} \quad (1)$$

(Changes model)⁶⁾

$$R_{j,t} = \rho_{0,t} + \rho_{1,t} \Delta EARN_{j,t} + \rho_{2,t} EARN_{j,t} + \nu_{j,t} \quad (2)$$

ここで、変数の定義は以下のとおりである。

$MV_{j,t}$: t 期末企業 j の株式時価総額

$BV_{j,t}$: t 期末企業 j の簿価自己資本

$A_{j,t}$: t 期企業 j の経常利益

$R_{j,t} = [\Pi(\text{個別リターン} + 1) - \Pi(\text{市場リターン} + 1)]$

: (t-1) 年 4 月～t 年 7 月の 16 ヶ月市場調整リターン

$$\Delta EARN_{j,t} = EARN_{j,t} - EARN_{j,t-1}$$

$EARN_{j,t}$: (t 期企業 j の経常利益)/(t 期首企業 j の株式時価総額)

また、利益変数には、特別損益による影響を排除するため経常利益を、かつ連結ディスクロージャー制度を直接反映させるために実績値を用いている⁷⁾。

4. サンプル

本稿で扱うサンプルは以下の要件を満たすものを対象としている。

- ・ 東証 1 部上場の製造業
- ・ 3 月決算で連結財務諸表を提出している企業
- ・ 決算期の変更がない企業年度
- ・ 1984 年から 2000 年までの決算期

さらに、極値の影響を取り除くために変数の両端 0.5% を除外し、合併存続企業においては合併資本金比率 10% 超に該当する合併企業年度を除外している。また会計数値、株価、リターンデータについてはそれぞれ「日経財務データ CD-ROM 一般事業会社版」、「株価 CD-ROM 2002」、「株式投資収益率 2001」から収集している。なお、合併企業については「商事法務」から 1999 年までの合併企業及び合併資本金を、「東証要覧 FACT BOOK」及び有価証券報告書からそれぞれ 2000 年の合併企業、合併資本金を収集している。以上の要件を満たすサンプルは、Levels model で 7,072 企業年度、Changes model で 6,417 企業年度であった。

5. 実証結果

5.1 abnormal pricing errors の時系列推移

abnormal pricing errors を計算する前に、まずは Levels model ((1) 式)、Changes model ((2)

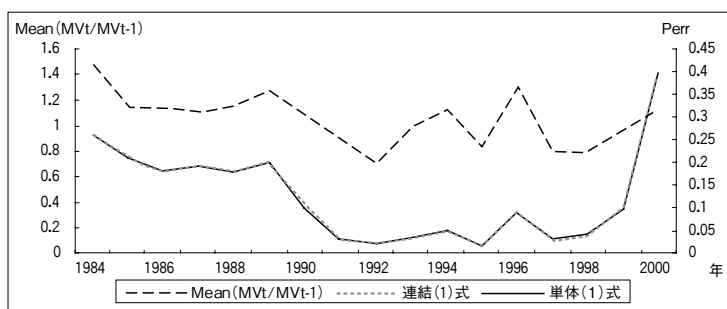


図1.1 Raw pricing errorsと被説明変数 ($MV_{j,t}/MV_{j,t-1}$) の平均値の時系列推移 (Levels model)

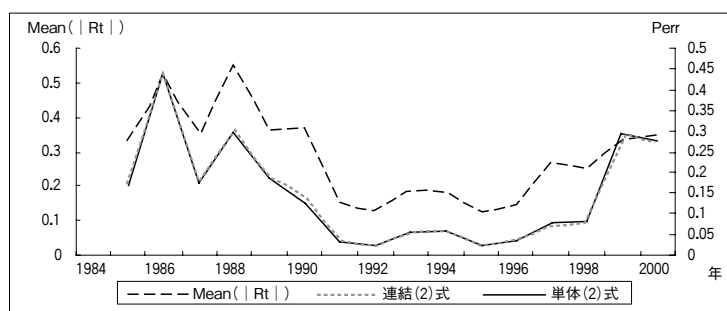


図1.2 Raw pricing errorsと被説明変数 ($R_{j,t}$) (の絶対値) の平均値の時系列推移 (Changes model)

式)を推定し、残差の分散raw pricing errors ($= \sum e_i^2/n$) (以下 $Perr$ と表記する) を算出する。この $Perr$ は、各モデルの連結・単体情報に基づく年次の回帰式から得られる。その結果は各々図1.1、図1.2のとおりである。連結・単体情報からの $Perr$ と共に、モデルごとの被説明変数の平均値も図示している。図から概観できるように、 $Perr$ は被説明変数と明らかに連動している。そこで、このscale effectを控除するためにGu(2004)の推奨する abnormal pricing errors (以下 $APerr$ と表記する) を用いることにする。それは、Gu (2004) から

$APerr = Perr - \text{ベンチマークとなる } Perr$ (以下 $BPerr$ と表記する)

で与えられる。山形・國村 (2003) は連結・単体情報の株価関連性の差に着目しているため、分

析対象としては両者の $APerr$ の差、すなわち

$$\begin{aligned} \Delta APerr &= \text{連結モデルの } APerr - \text{単体モデルの } APerr \\ &= (\text{連結モデルの } Perr - \text{連結モデルの } BPerr) \\ &\quad - (\text{単体モデルの } Perr - \text{単体モデルの } BPerr) \end{aligned}$$

を用いる。

次に、 $APerr$ を求めるために、 $Perr$ に対応する $BPerr$ を算出する⁸⁾。さらに、各年次回帰式において、 $Perr$ から被説明変数 (の絶対値) のscaleに応じた $BPerr$ を控除すると、 $APerr$ が計算される⁹⁾。この手順を各モデルの連結・単体情報に対して行い、最後に同じ年度の連結モデルの $APerr$ から単体モデルの $APerr$ を控除して当該年度の $\Delta APerr$ が得られる。

$\Delta APerr$ の結果は Levels model が図2.1に、Changes model が図2.2に示されている。図から

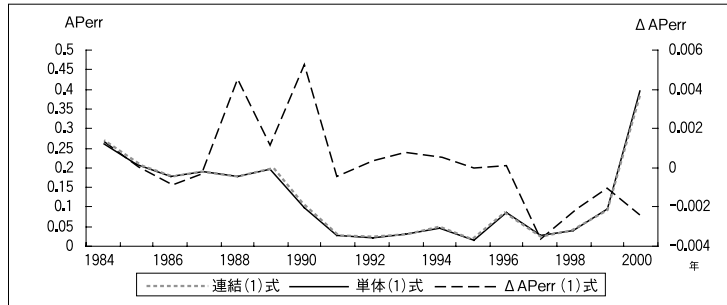


図2.1 Δ abnormal pricing errorsの時系列推移 (Levels model)

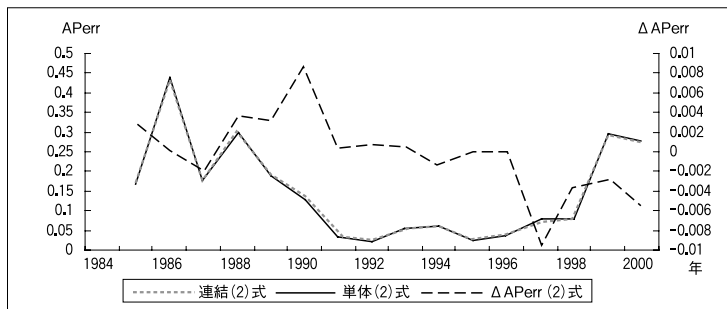


図2.2 Δ abnormal pricing errorsの時系列推移 (Changes model)

観察されるように、どちらのモデルでも $\Delta APerr$ は時間と共に減少傾向にあり、1997年に最小となっている。これは、連結情報の株価関連性が年々上昇し、「連結財務諸表制度の見直しに関する意見書」の公開草案が公表された1997年に最高値を示した山形・國村（2003）と一致した結果である。また、被説明変数（の絶対値）の平均値との相関係数は、 $Perr$ では0.65~0.89あったが、 $\Delta APerr$ ではLevels modelが0.58、Changes modelが0.49と各々弱まっている¹⁰。したがって、 $\Delta APerr$ を株価関連性の尺度として用いることの正当性が裏打ちされる。また改めてその時系列変化を推定するために、次式を回帰する。

$$\Delta APerr = \gamma_0 + \gamma_1 Year + \zeta_t$$

ここで、変数の定義は以下のとおりである。

Year：初年を1とするタイム・トレンド

結果は表1のように、Levels modelでは $\gamma_1 = -0.00034$ (t値：-2.848)、Changes modelでは $\gamma_1 = -0.00072$ (t値：-3.609) と時系列的に減少しており、連結情報の株価関連性が年々高まっている傾向が見られる。

最後に、本稿で扱ったサンプルを用いて ΔR^2 と $\Delta APerr$ を比較検証する。ただし、 ΔR^2 と

表1 Δ abnormal pricing errorsの時系列推移

$$\Delta APerr = \gamma_0 + \gamma_1 Year + \zeta_t$$

	γ_0	γ_1
$\Delta APerr(1)$ 式	0.00389 (3.225)*	-0.00034 (-2.848)*
$\Delta APerr(2)$ 式	0.00686 (3.553)*	-0.00072 (-3.609)*

Year：初年を1とするタイム・トレンド

括弧内はt値を示し、*は1%水準で有意であることを意味する。

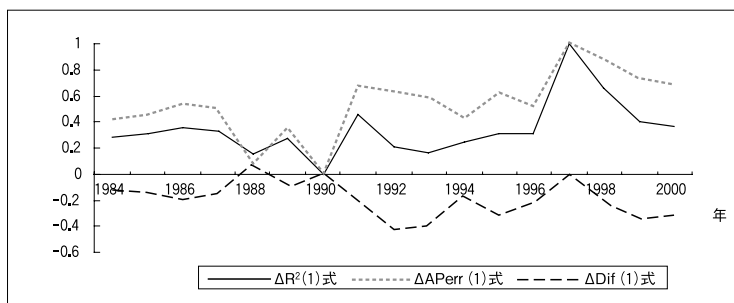


図3.1 ΔR^2 と Δ abnormal pricing errorsの比較 (Levels model)

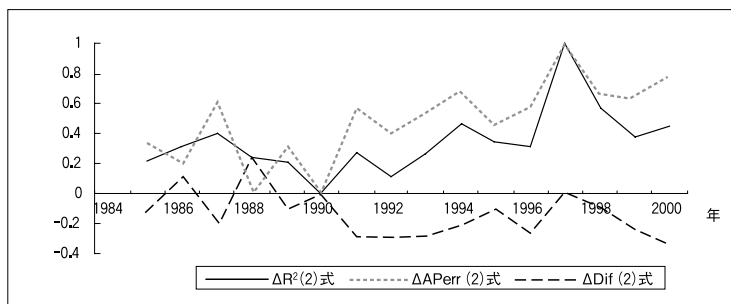


図3.2 ΔR^2 と Δ abnormal pricing errorsの比較 (Changes model)

$\Delta APerr$ をそのままでは比較できないため、分析期間において ΔR^2 を[最小値, 最大値]が[0,1]となるように変換し、さらに ΔR^2 とは逆に解釈される $\Delta APerr$ を[最小値, 最大値]が[1,0]となるように調整する。

ΔR^2 と $\Delta APerr$ を基準化した結果、図3.1、及び図3.2のようになった。図3.1がLevels model、図3.2がChanges modelであるが、2つのモデルとも似通った推移を辿っている。また、 ΔR^2 と $\Delta APerr$ の相関係数が、Levels modelでは0.83、Changes modelでは0.79と高いことから、両尺度の結果が類似していることがわかる¹¹⁾。

以上、Gu (2004) の提案する代替尺度 abnormal pricing errorsの観点から、山形・國村(2003)を再検討してみたが、分析結果にそれほどの差異は見られず、結論に変更はなかった。

5.2 モデル選択問題からの再検証

これまで検討してきたように、abnormal pricing errorsを用いることにより、連結・単体情報の説明力を時系列で比較することは可能になったが、一方の説明力が他方を上回った場合でもその差が有意であるとは限らない。本稿で検討したモデルは、同一の被説明変数に基づき、連結・単体情報の異なる説明変数からなる2つのモデルを比較することに主眼を置いている。そのため、2つのモデル説明力の差に関して有意性を検定する場合、モデル選択の議論を適用することが可能である。

一般にモデル選択を統計的に扱う場合、AICやSIC等の情報量基準がよく用いられる。それらはいずれもカルバック＝ライブラー情報量基準（以下KLICと表記する）を前提としており、その推定量である尤度比統計量を基礎としている。しか

しながら、KLICの推定値を与える尤度比統計量自体はモデル選択の尺度として適当だが、モデルの定式化に誤りがある場合、必ずしも本来、尤度比統計量が従うべき χ^2 分布とならないことが知られている。会計研究で扱われる回帰分析の場合、その低い R^2 を見ても検証モデルに定式化の誤りがあることが十分考えられるので、そのような場合でも尤度比統計量の代用となり得るVuong (1989) のZ値をここでは用いることにする。本稿で扱う検証モデルが非入れ子型であるため、VuongのZ値は競合するモデルのどちらか一方が、必ずしも正しく定式化されていることを条件とせず、標準正規分布に従うことになる¹²⁾。したがって、この尺度を用いて年度別のモデル説明力を比較することにより、どの年度の説明力が有意に他のモデルを上回っているかを検証することが可能となる。

結果は表2のとおりである。参考のため、VuongのZ値と共に ΔR^2 及び $\Delta APerr$ も表示し

ている。どちらのモデルでも、1997年にVuongのZ値は1%水準でプラスに有意 (Levels modelではZ値=3.50、Changes modelではZ値=4.54) となっており、株価、リターンを説明する上で単体モデルよりも連結モデルを有意に支持していることがわかる。また、1997以前にプラスで有意になっている年度はなく、さらに1990年はLevels modelでZ値=-2.90、Changes modelでZ値=-1.85とマイナスで有意になっている¹³⁾。

以上のとおり、VuongのZ値を用いても山形・國村 (2003) の結論と首尾一貫する結果が得られた。つまり、分析期間の当初は単体情報が相対的に高い説明力を有していたが、徐々にその差は縮まり、1997年から連結情報の説明力が単体情報を上回ったという結論が裏付けられた。さらに ΔR^2 及び $\Delta APerr$ との結果と比較しても、概ね同様の結果が得られており、連結・単体情報のモデル説明力を比較する際に、モデル選択問題の観点から考慮することは、矛盾せずにその差の有意

表2 Vuong (1989) のZ値との比較

year	(Levels Model)				(Changes Model)			
	観測数	ΔR^2	$\Delta APerr$	Z値	観測数	ΔR^2	$\Delta APerr$	Z値
1984	209	-0.004	0.002	-0.290				
1985	223	0.000	0.002	-0.037	207	-0.014	0.003	-0.928
1986	237	0.005	0.001	0.378	222	0.000	0.006	-0.015
1987	259	0.002	0.001	0.414	232	0.012	-0.001	0.647
1988	327	-0.022	0.006	-2.004**	259	-0.010	0.010	-0.288
1989	380	-0.006	0.003	-0.849	329	-0.015	0.004	-1.293
1990	408	-0.042	0.007	-2.904***	375	-0.044	0.009	-1.850*
1991	425	0.018	-0.001	1.331	406	-0.006	-0.001	-0.220
1992	441	-0.014	0.000	-0.987	425	-0.028	0.002	-1.499
1993	455	-0.019	0.000	-1.416	435	-0.007	0.000	-0.555
1994	459	-0.009	0.002	-0.946	448	0.021	-0.003	1.484
1995	521	0.000	0.000	-0.035	453	0.004	0.001	0.326
1996	525	-0.001	0.001	-0.616	514	-0.001	-0.001	-0.039
1997	538	0.089	-0.004	3.504***	523	0.096	-0.009	4.544***
1998	548	0.045	-0.003	2.469**	536	0.035	-0.002	1.790*
1999	542	0.010	-0.001	1.256	528	0.009	-0.002	0.971
2000	575	0.006	-0.001	1.433	525	0.020	-0.005	2.492**

*は10%、**は5%、***は1%の水準でそれぞれVuong (1989) のZ値が有意であることを意味する。ここで、VuongのZ値は2つの非入れ子型モデルに対して、説明力の差に有意性を検定するために用いている。

性を検証できることが窺える。

6. 結論

本稿では、 R^2 の比較不可能性に対してGu (2004) が提案したabnormal pricing errorsを用いて山形・國村 (2003) を再検討した。先行論文において、連結情報と単体情報に対する株価関連性の説明力比較を行ったが、その際に「連結モデル説明力と単体モデル説明力の差」を対象とした ΔR^2 (=連結モデルの R^2 - 単体モデルの R^2)の時系列推移を分析していた。本稿では $\Delta APerr$ (=連結モデルのabnormal pricing errors - 単体モデルのabnormal pricing errors)を新たな尺度として再度分析を行った結果、山形・國村 (2003) の主要な分析結果の正当性が再確認された。

また、モデル選択問題からのアプローチでは、VuongのZ値を用いて「連結モデル説明力と単体モデル説明力の差」に関する有意性の検定を行った。VuongのZ値は、1997年にプラスで有意な値を示し、それまでの年度とは異なり、同年に初めて連結情報の説明力が有意に単体情報を上回ったことが窺える結果となった。これは、同年2月の「連結財務諸表制度の見直しに関する意見書」の公開草案公表を転機に、連結情報と単体情報の説明力に逆転が生じた山形・國村 (2003) の結論を裏付けるものである。

最後に、本稿で主として扱ったGu (2004) の提案によるabnormal pricing errors アプローチについて注意と課題をいくつか述べておく。一つは、 R^2 に限らずサンプル依存の統計的指標は比較困難であり、例えばF値やt値も比較にあたり注意を要しなければならないということである。もちろん、これらの統計量はその本質である有意性の検定には適しているが、範疇に含まれない値

自体の比較は意義が乏しくなっている。

次に、abnormal pricing errorsの精緻性の問題がある。abnormal pricing errorsはscale factorを考慮してはいるが、一括してraw pricing errorsからベンチマークとなるpricing errorsを控除しているため、厳密には観測値個々のレベルで検討されていない。確かに、観測値個別にabnormal pricing errorsを算定すると、異常値により結果が歪められる可能性を排除できない。それならば、変動係数等に見られるようにある程度scale effectを緩和したpricing errorsを算定することが可能であり、未だpricing errorsの尺度を考慮する余地は残されたままとなっている¹⁴⁾。

《注》

- 1) 本稿で用いている R^2 はすべて \bar{R}^2 (自由度修正済み決定係数)である。
- 2) 日本における連結情報と単体情報の株価関連性の比較に関しては、他に井上 (1998)、山地 (2000) を参照。
- 3) R^2 も被説明変数のscale effectを緩和するために、残差の分散 ($\sum e_i^2 / (n-1)$) を被説明変数の分散 ($\sum (y_i - \bar{y})^2 / (n-1)$) で除しているが、上記議論から適切なデフレーターであるとは言い難い。また、デフレーターの使用は、適切な変数に対しては線形関係を取り除くことができるが、線形関係にない場合、逆により極端な異常値を発生させる原因にもなり、結果を左右しかねない問題へと展開する可能性がある。
- 4) value-relevanceの解釈として、利益変数には財務諸表数値である実績値の代わりに、次期の予想利益を用いることも考えられる。Ohlson (2001) は、実績利益に含まれない情報 (other information) が重要であり、次期の期待利益としてアナリスト予測等を用いる必要性を述べている。確かに次期の予想利益には、将来の企業価値が含まれており、適時性の点で実績利益よりも優っている。しかし、本稿では財務諸表自体の価値に重点を置いているため、実績利益を用いている。監査が義務付けられている財務諸表には、信頼性の観点から、他の情報源の質を改善させる働きがあると期待される。その補完的關係を考慮した上で、たとえば他の情報源に先行されたとしても、長いタイムスパンのもとでその情報が投資家に利用されている限り、財務諸表には先行情報と同様に市場価値との関連性があると考えられる。
- 5) モデルの定式化に関しては、Ohlson (1995) の (1) 式、及びEaston (1999) の (4) 式を参照。

6) モデルの定式化に関しては、Easton and Harris (1991) の (9) 式を参照。

7) 本稿では、利益変数に安定的な企業業績を示す経常利益を用いている。経常利益は、日本におけるその注目度の高さから、株価関連性の時系列的推移を捉える上で、連結・単体を問わずに頑健性の強い結果が期待されるだろう。しかしながら、通常はクリーン・サープラス関係から、利益変数には当期純利益が考えられる。さらに、Ohlson (1999) は株価関連性を解釈する際、厳密に言えば、一時的利益がモデルの一部に加えられる必要性について言及している。これらの観点から、本稿で用いた経常利益変数にはさらなる改良の余地が残っている。本稿では、山形・國村 (2003) の再検証を目的としているため、これらの問題点については今後の検討課題としたい。

8) $BPerr$ は、各年次の回帰式から得られた残差を1つにプールし、被説明変数 (の絶対値) の scale に応じて10個のデシルを形成した後、各デシル内で $\sum e_i^2/n$ として計算される。

9) Gu (2004) では、被説明変数 (の絶対値) の scale に対応した $BPerr$ を割り当てているが、本来なら被説明変数の分散の scale に応じて割り当てられるべきものだと考えられる。回帰分析の残差 $e_i = y_i - \hat{y}_i$ に対し、この期待値をとると、 $E(e_i) = E(y_i) - E(\hat{y}_i) = \bar{y} - \bar{y} = 0$ と表されるが、残差の2乗 e_i^2 は χ^2 分布に従うため、その分布は平均値周りに密集する。したがって、残差の分散は被説明変数の scale のみならず、その平均値の scale にも依存することになる。これは、あるサンプルにおける被説明変数 (の絶対値) の平均値は小さいが、被説明変数の分散が大きい場合には $BPerr$ が過小となり、結果的に $APerr$ が過大となることを意味する。しかし、本稿で扱ったサンプルに与える影響は軽微であったため、このまま Gu (2004) の手法を踏襲している。

10) しかし、連結・単体個別の $APerr$ と被説明変数 (の絶対値) の平均値との相関は僅かながら減少したに過ぎず、Changes model では0.8以上の相関が依然残ったまとなつている。Gu (2004) は、 R^2 の問題点として被説明変数の scale effect よりも、説明変数の分散に重点を置いている。そのため、単一年度においては $Perr$ から $BPerr$ が一括して控除され、個々の観測値に対しては同じベンチマークが割り当てられている。本稿では $\Delta APerr$ を尺度としているため、連結モデルの $Perr$ から単体モデルの $Perr$ が控除されている。つまり、連結モデルに対して単体モデルの観測値がベンチマークの役割を果たしている。したがって、両モデルに共通する被説明変数の scale effect が個々の観測値単位で排除され、被説明変数 (の絶対値) の平均値と $\Delta APerr$ との相関が大きく減少したと考えられる。

11) しかし、連結モデルと単体モデルの差をとらずに両モデルを個別に検証した場合、 R^2 と $APerr$ との間に重要な差異が観察された。これは、特に近年見られたサンプルの説明変数の変動が R^2 を誤った方向へと導き、比較を困難にしていると考えられる。

また、 ΔR^2 と $\Delta APerr$ の関係式は次のように表すことができる。

$$\Delta R^2 = - \frac{\Delta APerr + (\text{連結モデルの } BPerr) - (\text{単体モデルの } BPerr)}{\sum (y_i - \bar{y})^2 / (n - 1)}$$

したがって、厳密には被説明変数の分散と両モデルの $BPerr$ が ΔR^2 と $\Delta APerr$ の差異に影響を与える要因となっている。つまり、 $BPerr$ を考慮しなければ、その差異は主として被説明変数の分散に依存し、ある程度の時系列推移は近似するが、尺度そのもの大きさには違いが現れることになる。ただし、本稿で対象としたサンプルでは、それらの影響が先行研究の結論を変えるほど大きくなかったと考えられる。

12) Vuong (1989) は、Z値を算出するために尤度比統計量をその標準偏差で除し、さらに観測値で調整している。

13) 連結情報の説明力が、1997年に有意に単体情報を上回ったという分析結果から、その後も継続的に有意性の検出が期待された。しかしながら、1999年はどちらのモデルも有意な結果が得られなかった。その理由としては、説明変数の標準偏差が異常に大きくなっており、連結・単体情報の両モデルにおいて説明力が低くなったため、有意性が検出されるほどその差が大きくなるはならなかった可能性がある。

14) Gu (2004) も変動係数のように pricing errors を標準化することに関して触れているが、残差の標準偏差と被説明変数 (の絶対値) の平均値が線形関係にないとして、この問題を扱っていない。平均値周りで観測値が集中しているために明瞭な関係は窺えないが、 $e_i = y_i - \hat{y}_i$ から被説明変数 (の絶対値) の平均値で標準化することが簡単な対処策であると考えられる。その2乗で pricing errors を除した値を尺度として用いた結果、結論に変更はなかったが、被説明変数 (の絶対値) の平均値との相関がどちらのモデルでも0.6以下となり、scale factor の観点からは大幅な改善が見られた。

《参考文献》

- Brown, S., K. Lo, and T. Lys, 1999, "Use of R^2 in Accounting Research: Measuring Changes in Value Relevance over the Last Four Decades", *Journal of Accounting and Economics*, Vol.28, No.2, pp83-115.
- Collins, D.W., E.L. Maydew, and I.S. Weiss, 1997, "Changes in the Value-Relevance of Earnings and Book Values over the Past Forty Years", *Journal of Accounting and Economics*, Vol.24, No.1, pp39-67.
- Easton, P.D. and T.S. Harris, 1991, "Earnings as an Explanatory Variable for Returns", *Journal of Accounting Research*, Vol.29, No.1, pp19-36.
- Easton, P.D., 1999, "Security Returns and the Value Relevance of Accounting Data", *Accounting Horizons*, Vol.13, No.4, pp399-412.
- Francis, J. and K. Schipper, 1999, "Have Financial Statements Lost Their Relevance?", *Journal of Accounting Research*, Vol.37, No.2, pp319-352.
- Gu, Z., 2004, "Across-sample Incomparability of R^2 s and Additional Evidence on Value Relevance Changes Over Time,

Working paper Carnegie Mellon University.

井上達男、1998、「会計数値に基づく企業価値の実証研究—東証一部上場三月決算企業を対象として—」、『會計』、第153巻第6号、pp44-56。

石川博行、2000、『連結会計情報と株価形成』、千倉書房。

Ohlson, J.A., 1995, "Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation", *Contemporary Accounting Research*, Vol.11, No.2, pp661-687.

Ohlson, J.A., 1999, "On Transitory Earnings", *Review of Accounting Studies*, Vol.4, No.3-4, pp145-162.

Ohlson, J.A., 2001, "Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation : An Empirical Perspective", *Contemporary Accounting Research*, Vol.18, No.1, pp.107-120.

Vuong, Q.H., 1989, "Likelihood Ratio Tests for Model Selection and Non-Nested Hypotheses", *Econometrica*, Vol.57, No.2, pp307-333.

山形武裕・國村道雄、2003、「わが国の会計ビッグバン期における連結情報の株価関連性の変化」、『現代ディスクロージャー研究』、No.4、pp21-32。

山地範明、2000、『連結会計の生成と発展』、中央経済社。

自発的な情報開示が 自己資本コストに与える影響

The Effect of Voluntary Disclosure on the Cost of Equity Capital

内野里美 (早稲田大学商学学術院助手)

Satomi Uchino

要 約

本研究は、自発的な情報開示が自己資本コストに与える影響を実証的に分析する。そこで、自発的な情報開示レベルを測定する4つの変数（情報開示指標）を考案する。すなわち、決算短信を非集中日に開示する企業、日本インベスター・リレーションズ協議会の会員である企業、株主総会の招集通知を早期に送付する企業、決算短信の開示所要日数が短い企業は、情報開示が優れていると考える。自己資本コストは無条件Fama-Frenchモデル及び条件付Fama-Frenchモデルによって推定した。その結果、自発的な情報開示レベルが高い（低い）ほど、自己資本コストは有意に低い（高い）ことが確認された。さらに、決算短信の開示所要日数の短縮という形態で、情報開示レベルを改善した企業の自己資本コストは低下した。

Summary

This paper empirically investigates the effect of voluntary disclosure on the cost of equity capital among Japanese firms over the 1999 to 2003 time periods. The paper uses four proxies for voluntary disclosure: the clustered date of Flash Reports, membership of Japan Investor Relations Association, and the mailing date of the notice of shareholders' meetings, the timeliness of the release of Flash Reports. The cost of equity capital is measured based on Fama and French (1993, 1997). Overall, the paper finds negative associations between the level of voluntary disclosure and the cost of equity capital. The cost of equity capital is decreasing in disclosure measure.

1. はじめに

一般に、企業の情報開示は、強制的な開示と自発的な開示に分類される。まず、強制的な開示とは会計制度の要請に基づいて行われる開示である。一方、自発的な開示とは企業の任意で行われる開示であり、会計制度という最低水準の情報開示要請（ミニマム・スタンダード）を超える部分を指す。すなわち、自発的な情報開示とは、会計制度による要請と比較して、情報の質、量、情報開示の適時性（速さ、頻度）、開示方法などの点で優れている部分を指すと解釈される。

本研究の目的は、企業の自発的な情報開示が自己資本コストに与える影響を実証的に検証するこ

とである。本研究は、情報開示レベルと自己資本コストの測定方法について、先行研究と異なるアプローチをとることに特徴がある。情報開示レベルについて、先行研究の多くは、アナリストによる評価を用いているが、本研究は、情報開示指標を考案、作成し、分析に用いた。自己資本コストについて、先行研究の多くはOhlson (1995) モデルに拠るが、本研究はFama and French (1993, 1997) (Fama-Frenchモデル) に基づいて推定した。

本研究は、内野 (2004) と同じ研究テーマを扱い、そこで用いた分析手法を精緻化し、結果に対する頑健性の保証を高めることを意図している。内野 (2004) では自己資本コストの計算に

EPレシオを用いている。EPレシオに対してFama-Frenchモデルは、自己資本コストを算定するうえで、もっとも精緻な方法のひとつであると考えられる。また、内野(2004)では、利用する情報開示指標によって分析期間が異なっており、結果の明快な解釈を妨げていた。この問題は、情報開示指標によって入手可能なデータの期間が異なるため必然的に生じる。本研究は、どのような情報開示指標を利用する場合も、5年間の分析期間を確保した。そのため、新たな分析期間を1年分追加し、5年間の分析期間を満たさない情報開示指標は分析に利用しなかった。したがって、内野(2004)では6種類の情報開示指標を利用しているが、本研究では4種類の情報開示の利用に留まる。以下の節は次の構成から成る。まず、第2節で先行研究に基づき仮説を構築する。第3節で情報開示指標を考案し、第4節、第5節で自発的な情報開示と自己資本コストの関係を実証的に分析する。第6節で本研究を総括し、今後の展望を述べる。

2. 仮説

2.1 理論的研究

自発的な情報開示の経済的効果には、(1)株式の流動性の向上、(2)資本コストの低下(Diamond and Verrecchia 1991; Kim and Verrecchia 1994)、(3)担当アナリストの増加(Bhushan 1989; Lang and Lundholm 1993, 1996)がある(Healy and Palepu 2001, 428-430)。このうち本研究は自己資本コストに注目する。

企業の経営者と投資家の間には情報の非対称性が存在する。情報の非対称性は、逆選択やモラルハザードの問題を引き起こすことが知られている。このような問題を解消するために、企業による情報開示が要請される。会計制度はその最低水

準を保証するが、企業はその水準を上回る自発的な開示を行うことによって、情報の非対称性を積極的に解消することが可能である。

理論的な研究は、自発的な情報開示と自己資本コストの関係を次のように説明している。投資家は、情報開示の優れた企業の株式は公正な価格で取引されていると信用する。その結果、株式の流動性(取引高)が上昇する(Diamond and Verrecchia 1991; Kim and Verrecchia 1994)。株式の流動性が上昇すると、株価は上昇するので、自己資本コストは低下する。あるいは、株式の流動性が上昇する結果、取引コストが低下するので、自己資本コストは低下する(Amihud and Mendelson 1986)。一方、株式の流動性が小さい株式に対して、投資家は、取引コストを補償する追加的なリターンを要求するので、自己資本コストは大きくなる。

このように、自発的な情報開示と自己資本コストには負の関係が存在する。

2.2 実証的研究

1990年代後半以降、理論的研究を基盤として、自発的な情報開示に関する実証的研究が行われるようになった¹⁾。Botosan(1997)は、自発的な情報開示レベルと自己資本コストに負の関係があることを明らかにした(ただし、その結果は担当アナリストが少ない企業についてのみ支持された)。Botosan and Plumlee(2002)や、日本企業を対象とした音川(2000)、須田他(2004)も、同様の結果を報告している。以上の理論的、実証的な先行研究に基づき、仮説1を検証する。

仮説1：自発的な情報開示レベルが高い(低い)ほど、自己資本コストは有意に低い(高い)と予想される。

仮説1は、一時点における情報開示レベルと自己資本コストとの関係に焦点を当てており、企業

の情報開示レベルの変更が、企業の自己資本コストに影響を与えるのか否かという疑問には答えていない。情報開示レベルを改善した企業が、改善前より低い自己資本コストを享受するならば、自発的な情報開示を向上させることは、合理的な企業行動であることを十分に確認できる。そこで仮説2を検証する。

仮説2：自発的な情報開示レベルが増加する（低下する）ほど、自己資本コストは有意に低下する（増加する）と予想される。

3. 情報開示指標

3.1 情報開示の評価方法の考案

本研究は、自発的な情報開示が優れていると考えられる事象を自ら探し、数値化を試みた。自発的な情報開示とは、会計制度の要請を越える情報の開示をいうことを鑑み、本研究は、会計制度に基づく情報開示を行う際に、自発的な開示を行う機会を十分に利用しているかに注目するダミー変数を作成し、情報開示が優れていると考えられる企業に1、そうでない企業に0を付与した。

前述した先行研究の多くは、アナリストによる情報開示の評価を用いている。一方、本研究では先行研究とは異なる変数を情報開示指標として提案する。それは以下のような動機に基づいている。第一に、投資家一般による情報開示の評価を利用したいと考える。アナリストは、投資家の一部に過ぎない。アナリストによる評価が高いことは、個人投資家や外国人投資家など他の投資家による評価が高いことを必ずしも意味しない。したがって、本研究では、アナリストに限らず全ての投資家が入手できる開示情報に焦点を当てる。第二に、アナリストによる情報開示の評価を用いるに伴う、分析サンプル数の減少を避けたいと考える。アナリストの評価対象企業は、上場企業の一部で

あり、大企業に偏向している。そのため、先行研究の対象企業にサンプル選択上のバイアスがかかっている可能性は否めない。一方、本研究のアプローチによると、上場企業一般を対象に分析を行うことが可能である。さらに本研究は、情報開示の評価における着眼点および具体的な評価方法を提案したいと考える。自発的な情報開示をテーマとした資本市場研究において、情報開示レベルをどのように評価し分析に用いるかは大きな問題である。本研究は、既成の指標にとらわれず、自ら考案することによって、問題解決の一端を担いたいと考える。以下において本研究が考案する情報開示指標を順に説明し、指標の妥当性を検討する²⁾。

3.2 決算短信を非集中日に開示する企業

決算短信を非集中日に開示する企業は、情報開示が優れていると考える。そのような企業は、長時間で充実した内容の記者会見を開催する可能性が高いためである。企業は上場する証券取引所に決算短信を提出した後、証券取引所の記者クラブで記者会見を行う。3月末決算企業が一斉に決算発表を行う毎年5月下旬の木、金曜日の記者会見は、短時間で終了したり、記者の出席が少なかったりすると考えられる。限られた数の記者が、多くの企業の記者会見に出席するのは物理的に不可能である。すなわち、記者会見を通じて企業が詳細な情報を伝達する機会は、非集中日に公表する企業のほうが多いと予想される。したがって、決算短信を非集中日に公表する企業は、開示方法の観点から情報開示が優れていると考える。決算短信を開示する企業が多い日の上位5日を集中日と定義する。CLUSは、非集中日に開示すれば1、集中日に開示すれば0の値をとるダミー変数である。

3.3 日本インベスター・リレーションズ協議会の会員である企業

日本インベスター・リレーションズ協議会（以下、日本IR協議会）の会員である企業は、情報開示が優れていると考える。日本IR協議会は、IR活動の普及促進を目的とした団体で、IR活動に関する調査、研究、情報提供、会員の相互交流等の活動を通して、会員企業のIR実務担当者を啓蒙する役割を果たしている。日本IR協議会による『IR活動の実態調査』（2004年）によると、会員企業は、非会員企業より情報開示に対する金銭的投資が多く、IR専門組織を設置している企業の割合が多い³⁾。このことから、会員企業のほうが、情報開示を充分に行っていることが予想される。*JIRA*は、会員であれば1、非会員であれば0の値をとるダミー変数である。

3.4 株主総会の招集通知を早期に送付する企業

株主総会の招集通知を早期に送付する企業は、情報開示が優れていると考える。株主総会の招集通知は、法律上、総会日の2週間前までに株主に対し発送しなければならない（商法第232条第1項）。投資家が早めに招集通知を受け取る場合、情報開示の場のひとつである株主総会に出席するためのスケジュール調整が容易になり、招集通知に同封された資料の内容を十分に吟味したうえで議決権を行使できるだろう。したがって、招集通知を早期に送付する企業は、投資家に株主総会への参加を促し、議決権を行使しやすい環境を与えていると考えられる。*MAIL*は、発送期間（招集通知に記載されている発送日の翌日から総会日前日までの日数）が17日以上企業であれば1、17日未満であれば0の値をとるダミー変数である⁴⁾。

3.5 決算短信を早期に開示する企業

決算短信を早期に開示する企業は、情報開示が優れていると考える。情報開示の適時性（速さ）は、情報開示の一要素であり（Gibbins et al. 1992, 16）、情報開示レベルの決定要因のひとつである。決算短信の開示所要日数（*LAG*）、すなわち、決算期末日の翌日から決算発表日（企業が上場証券取引所に決算短信を提出する日）までの間の日数が短い企業ほど、情報開示の適時性（速さ）が優れていると考えられる。*DLAG*は、*LAG*が全サンプルのメディアン以下であれば1、メディアンより大きければ0の値をとるダミー変数である。また、当期の*LAG*と前期の*LAG*の差分である ΔLAG を計算し（ $\Delta LAG_{it} = LAG_{it} - LAG_{it-1}$ ）、仮説2の検証で利用する。

4. 研究デザインとデータ

4.1 研究デザイン

仮説1、仮説2は、それぞれ次のような実証モデルの推定を試みる。

$$R_{it} = a_0 + a_1 CLUS_{it} + a_2 JIRA_{it} + a_3 MAIL_{it} + a_4 DLAG_{it} + a_5 MVE_{it} + a_6 BETA_{it} + a_7 CHSAL_{it} + a_8 DEBT_{it} + \sum_{j \in J} d_{year_j} YD_{it,j} + \sum_{k \in K} d_{ind_k} IND_{it,k} + e_{it} \quad (1)$$

$$\Delta R_{it} = a_0 + a_1 \Delta LAG_{it} + a_2 MVE_{it} + a_3 BETA_{it} + a_4 CHSAL_{it} + a_5 DEBT_{it} + \sum_{j \in J} d_{year_j} YD_{it,j} + \sum_{k \in K} d_{ind_k} IND_{it,k} + e_{it} \quad (2)$$

*R*は自己資本コスト、 ΔR は当期の*R*と前期の*R*の差分（ $\Delta R_{it} = -R_{it} + R_{it-1}$ ）であり、無条件Fama-Frenchモデル及び条件付Fama-Frenchモデルを用いて推計する⁵⁾。先に述べた

先行研究は、概して、Ohlson（1995）に基づく株価、純資産簿価、予測利益の関係式（Ohlson（1995）モデル）から逆算して自己資本コストを求めている。自己資本コストの正確な推定は困難であり、ファイナンスの分野で様々な方法が考案されてきた。どのようなモデルで測定された自己資本コストであっても、一貫した結果が得られれば、先行研究の結果の頑健性の保証に貢献できると考える。本研究におけるFama-Frenchモデルの利用はその一端となるだろう。なお、須田他（2004）は、今後の研究課題としてFama-Frenchモデルによる自己資本コストの算定を指摘している。

自己資本コストは毎年6月末時点で推定した。なお、各月の末日に市場で株価がつかなかった場合には、株価がついた当該月の最終日の株価を用いた。それぞれの情報開示指標は、情報開示が優れていると考えられる企業に1、そうでない企業に0を与える。情報開示が優れている企業は自己資本コストが低い（仮説1）、情報開示を改善する企業は自己資本コストが低下する（仮説2）と予想されるので、回帰式における情報開示指標の係数はいずれもマイナスであることが期待される。

情報開示レベルの他に、自己資本コストに影響を与える要因をコントロールする。*MVE*は、株主資本時価の自然対数であり、企業規模の代理変数である。大規模な企業ほど自己資本コストは小さいので、*MVE*の係数は負であると予想される。*BETA*はベータ値であり、市場リスクの代理変数である。市場リスクの高い企業ほど自己資本コストは大きいことが予想されるので、*BETA*の係数は正であろう。長期的な成長性を考慮するために、売上高変化率の5年間平均である*CHSAL*を入れる。長期的な成長性が大きい企業ほど自己資本コストは小さいことが予想されるので、*CHSAL*の係数は負であると期待される。*DEBT*は負債比率であり、事業リスクの代理変数である。

事業リスクが高い企業ほど、自己資本コストは高いと予想されるので、*DEBT*の係数は正であろう。さらに、年度ダミー変数（ $YD_{it,j}, j \in J, J \equiv \{1, \dots, J-1\}$ ）と日経業種分類（中分類）による業種ダミー変数（ $IND_{it,k}, k \in K, K \equiv \{1, \dots, K-1\}$ ）を追加した。

4.2 データ

東京、大阪、名古屋証券取引所の第一部、第二部に上場する3月末決算の一般事業会社を分析対象企業とする。分析対象期間は、1999年3月期から2003年3月期までにした。株価データは、「東洋経済株価CD-ROM」から収集した。個別財務データと情報開示指標作成のための一部のデータは、日経「NEEDS-Financial QUEST」から収集した。情報開示指標作成のためのその他のデータは、以下のソースから収集された。全て公表資料であり、紙媒体の資料から手入力されている。日本IR協議会の会員企業名は、同協議会による『IR情報ハンドブック』（各年）から、株主総会招集通知の発送期間は、『資料版商事法務』（各号）の「6月総会会社における招集通知発送日早期化状況調査」から収集した。

5. 分析結果

5.1 自発的な情報開示と自己資本コストの関係

表1は仮説1の検証で用いるサンプル、表2は各変数の基本統計量を示す。一部のサンプルについてマイナスの自己資本コストが算定された⁶⁾。表3は各変数間の相関係数である。外れ値の影響を緩和するため、ダミー変数を除く各変数の上位0.5%と下位0.5%、合計1%を除去した。表3において、自己資本コストと各情報開示指標は、予想通りいずれも統計的に有意な負の相関関係にある。また、自己資本コストと*MVE*、*BETA*、

表1 分析対象サンプル (仮説1の分析)

決算期	企業数
199903	1,184
200003	1,519
200103	1,588
200203	1,634
200303	1,695
上場取引所	企業数
東証第1部	5,099
東証第2部	1,534
大証第1部	116
大証第2部	634
名証第1部	24
名証第2部	213
合計	7,620

CHSAL、*DEBT*はそれぞれ負、正、負、正の相関関係にある。これは、規模が大きく、市場リスクが小さく、長期的な成長性が大きく、負債比率が小さい企業ほど自己資本コストが小さいことを意味する。また、情報開示指標は互いに統計的に有意な正の相関関係がある。

表4は、重回帰分析の結果である(業種ダミーの係数は省略)。モデル1、モデル2の両方につ

いて、*MAIL*を除く情報開示の係数は統計的に有意な負の値である。ただし、モデル2において*DLAG*の係数は10%水準で有意である。このように、*CLUS*、*JIRA*、*DLAG*については、概して、予想通りの結果が得られたが、*MAIL*については仮説を支持する結果が得られなかった。情報開示指標として*MAIL*を用いることには問題があるのかもしれない。企業から投資家に情報を伝達する手段や媒体が多様化した今日、株主総会の招集通知および同封資料をいつ受け取ることができるかについて、投資家はそれほど関心がなく、資本市場の高い評価、すなわち、低い自己資本コストには結びつかないことが考えられる。

なお、分散不均一性の問題を考慮し、Breusch-Pagan検定を実施した結果、表4のBreusch-Pagan χ^2 が示すとおり、モデル1、2ともに「誤差項の分散は均一である」という帰無仮説は棄却された。そこで、表4にはt値に加え、分散の不均一性に対処したWhiteのt値も示している。両者は類似した値であることから、本研究

表2 基本統計量 (仮説1の分析)

	平均値	標準偏差	1%	25%	50%	75%	99%
<i>FAMA</i> (%)	8.337	8.163	-15.642	3.773	8.885	13.375	26.489
<i>CFAMA</i> (%)	8.223	9.816	-19.734	2.997	8.626	13.829	31.375
<i>CLUS</i>	0.457	0.498	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
<i>JIRA</i>	0.137	0.344	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
<i>MAIL</i>	0.138	0.345	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
<i>DLAG</i>	0.502	0.500	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000
<i>MVE</i>	10.090	1.730	7.027	8.838	9.845	11.153	14.646
<i>BETA</i>	0.991	0.555	-0.096	0.609	0.976	1.332	2.515
<i>CHSAL</i>	0.061	1.200	-0.187	-0.039	-0.009	0.028	0.943
<i>DEBT</i>	0.560	0.231	0.050	0.394	0.591	0.746	0.945

(N=7,620)

FAMA、*CFAMA*は、無条件Fama-Frenchモデル、条件付Fama-Frenchモデルにより推定した自己資本コスト。*CLUS*は、非集中日に開示すれば1、集中日に開示すれば0の値をとるダミー変数。*JIRA*は、会員であれば1、非会員であれば0の値をとるダミー変数。*MAIL*は、株主総会招集通知の発送期間が17日以上であれば1、17日未満であれば0の値をとるダミー変数。*DLAG*は、決算短信の開示所要日数がメディアン以下であれば1、メディアンより大きければ0の値をとるダミー変数。*MVE*は、株主資本時価の自然対数。*BETA*はベータ値。*CHSAL*は、売上高変化率の5年間平均。*DEBT*は負債比率。

表3 相関係数（仮説1の分析）

(N=7,227)

	FAMA	CFAMA	CLUS	JIRA	MAIL	DLAG	MVE	BETA	CHSAL	DEBT
FAMA		0.821	-0.084	-0.104	-0.027	-0.093	-0.090	0.074	-0.123	0.280
CFAMA	0.833		0.000	0.000	0.023	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
CLUS	-0.071	-0.077		-0.076	-0.015	-0.074	-0.081	0.073	-0.095	0.234
JIRA	0.000	0.000	0.083		0.192	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
MAIL	-0.098	-0.016	0.107	0.276		0.169	0.340	-0.017	0.000	-0.143
DLAG	0.046	0.162	0.000	0.000	0.169		0.194	-0.004	0.091	-0.245
MVE	-0.095	-0.077	0.254	0.155	0.000	0.189		0.000	0.000	0.000
BETA	-0.042	-0.053	0.114	0.425	0.300	0.000	-0.039	0.140	0.000	-0.462
CHSAL	0.000	0.000	0.002	-0.084	-0.029	-0.015	-0.016	0.001	0.026	0.019
DEBT	0.000	0.000	0.893	0.000	0.014	0.195	0.171	0.029	0.116	0.000
	-0.184	-0.164	0.094	0.115	0.020	0.115	0.264	-0.014		-0.171
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.093	0.000	0.000	0.236		0.000
	0.255	0.221	-0.165	-0.182	-0.137	-0.241	-0.466	0.044	-0.291	
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	

右上三角行列がPearsonの相関係数、左下三角行列がSpearmanの相関係数。各セルの上段が相関係数、下段はp値。各変数の定義は表2参照。

表4 重回帰分析（仮説1の分析）

$$R_{it} = a_0 + a_1CLUS + a_2JIRA_{it} + a_3MAIL_{it} + a_4DLAG_{it} + a_5MVE_{it} + a_6BETA_{it} + a_7CHSAL_{it} + a_8DEBT_{it} + \sum_{j \in J} d_{year_j} YD_{it,j} + \sum_{k \in K} d_{ind_k} IND_{it,k} + e_{it}$$

	モデル1				モデル2			
	係数	標準誤差	t値	Whiteのt値	係数	標準誤差	t値	Whiteのt値
定数項	-9.456	0.878	-10.770 ***	-10.359 ***	-6.972	1.052	-6.630 ***	-6.490 ***
CLUS	-0.367	0.164	-2.230 **	-2.223 **	-0.437	0.197	-2.220 **	-2.197 **
JIRA	-1.270	0.273	-4.650 ***	-4.714 ***	-0.684	0.327	-2.090 **	-2.244 **
MAIL	-0.228	0.254	-0.900	-0.892	0.035	0.304	0.120	0.118
DLAG	-0.377	0.169	-2.230 **	-2.195 **	-0.361	0.203	-1.780 *	-1.754 *
MVE	0.634	0.067	9.520 ***	9.193 ***	0.487	0.080	6.100 ***	6.081 ***
BETA	0.909	0.174	5.240 ***	4.243 ***	0.927	0.208	4.460 ***	3.680 ***
CHSAL	-3.488	0.550	-6.350 ***	-5.618 ***	-2.678	0.659	-4.070 ***	-3.190 ***
DEBT	8.317	0.466	17.860 ***	16.653 ***	7.749	0.558	13.880 ***	12.924 ***
YD2000	3.317	0.266	12.480 ***	10.990 ***	2.426	0.318	7.620 ***	7.013 ***
YD2001	2.321	0.266	8.720 ***	8.009 ***	1.499	0.319	4.700 ***	4.411 ***
YD2002	1.849	0.268	6.890 ***	6.289 ***	1.553	0.321	4.830 ***	4.487 ***
YD2003	1.753	0.272	6.430 ***	5.734 ***	1.198	0.327	3.670 ***	3.259 ***
N	7,227				7,227			
Adj. R ²	0.221				0.148			
F値	48.75 ***				30.08 ***			
F値の有意確率								
Breusch-Pagan χ^2	563.30 ***				446.30 ***			
df	43				43			

モデル1の従属変数は無条件Fama-Frenchモデルより推定した自己資本コストFAMA、モデル2の従属変数は条件付Fama-Frenchモデルにより推定した自己資本コストCFAMAである。YD2000からYD2003は、1999年を基準年とする2000年から2003年の年度ダミー変数。その他の変数の定義は表2参照。*** 1%水準、** 5%水準、* 10%水準で有意。

の結果は分散不均一性の問題に対して頑健性があると解釈される。

以上より概して、情報開示指標は、自己資本コストに影響を与える他の要因をコントロールしてもなお、自己資本コストと統計的に有意な負の関係を確認できる。この関係は実証的なアプローチによる先行研究の結果と一致する。

5.2 自発的な情報開示が自己資本コストに与える影響

表5は仮説2の検証で用いるサンプルを示す。当期の ΔLAG を測定するには、当期と前期の LAG が必要である。そのため、仮説2の分析対象期間は、仮説1より1期減少し、2000年から

表5 分析対象サンプル（仮説2の分析）

決算期	企業数
200003	1,183
200103	1,520
200203	1,583
200303	1,634
上場取引所	企業数
東証第1部	4,006
東証第2部	1,187
大証第1部	87
大証第2部	465
名証第1部	18
名証第2部	157
合計	5,920

2003年となる。表6は各変数の基本統計量を示す。表7は各変数間の相関係数である。各変数の上位0.5%と下位0.5%、合計1%を除去した。 $\Delta FAMA$ 、 $\Delta CFAMA$ と ΔLAG は、予想通り統計的に有意な負の相関にある。表8は、重回帰分析の結果である（業種ダミーの係数は省略）。 ΔLAG の係数は有意な負の値である。この結果は、決算短信の開示所要日数の短縮という形態で、情報開示を改善した企業の自己資本コストは低下したことを意味する。なお、分散不均一性に関するチェックを行った。表8より、本研究の結果は分散不均一性の問題に対して頑健性があると解釈される。

6. 総括と展望

本研究は自発的な情報開示と自己資本コストの関係を実証的に分析した。まず、仮説1で情報開示に積極的な企業は、概して、自己資本コストが低いことを明らかにした。ただし、情報開示指標によっては、仮説が支持されない結果が観察された。

次に仮説2では、情報開示レベルの変化に対する自己資本コストの変化の分析を行った。その結果、決算短信の開示所要日数の短縮という形態で、

表6 基本統計量（仮説2の分析）

	平均値	標準偏差	1%	25%	50%	75%	99%
$\Delta FAMA$ (%)	-0.313	4.941	-15.944	-1.819	0.122	1.776	12.906
$\Delta CFAMA$ (%)	-0.260	7.070	-19.207	-3.277	-0.197	2.918	18.983
ΔLAG	-0.884	4.971	-20.000	-2.000	-1.000	0.000	12.000
MVE	10.075	1.744	6.996	8.806	9.823	11.154	14.646
$BETA$	0.957	0.548	-0.099	0.580	0.933	1.290	2.489
$CHSAL$	0.028	0.441	-0.181	-0.041	-0.011	0.025	0.681
$DEBT$	0.568	0.231	0.051	0.403	0.603	0.754	0.946

$$\Delta FAMA_{it} = -FAMA_{it} + FAMA_{it-1}, \quad \Delta CFAMA_{it} = -CFAMA_{it} + CFAMA_{it-1},$$

$$\Delta LAG_{it} = LAG_{it} - LAG_{it-1}$$

MVE は、株主資本時価の自然対数。 $BETA$ はベータ値。 $CHSAL$ は、売上高変化率の5年間平均。

$DEBT$ は負債比率。

表7 相関係数（仮説2の分析）

(N=5,556)

	$\Delta FAMA$	$\Delta CFAMA$	ΔLAG	MVE	$BETA$	$CHSAL$	$DEBT$
$\Delta FAMA$		0.662	-0.106	-0.056	-0.026	0.067	-0.080
		0.000	0.000	0.000	0.048	0.000	0.000
$\Delta CFAMA$	0.692		-0.075	-0.050	-0.040	0.072	-0.062
	0.000		0.000	0.000	0.003	0.000	0.000
ΔLAG	-0.082	-0.065		-0.112	0.020	0.001	0.082
	0.000	0.000		0.000	0.131	0.946	0.000
MVE	-0.029	-0.046	-0.097		-0.050	0.175	-0.468
	0.033	0.001	0.000		0.000	0.000	0.000
$BETA$	-0.029	-0.041	0.020	-0.033		0.038	0.021
	0.028	0.002	0.139	0.015		0.004	0.110
$CHSAL$	0.095	0.078	-0.009	0.256	-0.028		-0.219
	0.000	0.000	0.508	0.000	0.037		0.000
$DEBT$	-0.108	-0.075	0.062	-0.472	0.057	-0.303	
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	

右上三角行列がPearsonの相関係数、左下三角行列がSpearmanの相関係数。各セルの上段が相関係数、下段はp値。各変数の定義は表6参照。

表8 重回帰分析（仮説2の分析）

$$\Delta R_{it} = a_0 + a_1 \Delta LAG_{it} + a_2 MVE_{it} + a_3 BETA_{it} + a_4 CHSAL_{it} + a_5 DEBT_{it} + \sum_{j \in J} d_{year_j} YD_{it,j} + \sum_{k \in K} d_{ind_k} IND_{it,k} + e_{it}$$

	モデル1				モデル2			
	係数	標準誤差	t値	Whiteのt値	係数	標準誤差	t値	Whiteのt値
定数項	0.372	0.543	0.690	0.654	2.715	0.761	3.570 ***	3.514 ***
ΔLAG	-0.027	0.013	-2.160 **	-1.946 *	-0.046	0.018	-2.610 ***	-2.584 ***
MVE	-0.238	0.039	-6.070 ***	-5.846 ***	-0.344	0.055	-6.250 ***	-6.162 ***
$BETA$	-0.278	0.116	-2.390 **	-2.172 **	-0.539	0.163	-3.300 ***	-2.877 ***
$CHSAL$	2.555	0.518	4.930 ***	3.977 ***	3.712	0.726	5.110 ***	3.674 ***
$DEBT$	-1.823	0.311	-5.870 ***	-5.720 ***	-2.167	0.436	-4.970 ***	-4.743 ***
$YD2001$	4.378	0.161	27.170 ***	18.416 ***	3.213	0.226	14.220 ***	12.668 ***
$YD2002$	3.652	0.162	22.540 ***	16.612 ***	2.038	0.227	8.970 ***	8.375 ***
$YD2003$	3.414	0.163	20.910 ***	15.479 ***	2.529	0.229	11.050 ***	9.761 ***
N	5,556				5,556			
Adj. R ²	0.169				0.070			
F値	29.89 ***				11.72 ***			
F値の有意確率								
Breusch-Pagan χ^2	1210.0 ***				279.7 ***			
	d.f.=39				d.f.=39			

モデル1の従属変数は無条件Fama-Frenchモデルより推定した自己資本コスト $FAMA$ 、モデル2の従属変数は条件付Fama-Frenchモデルにより推定した自己資本コスト $CFAMA$ である。 $YD2001$ から $YD2003$ は、2000年を基準年とする2001年から2003年の年度ダミー変数。その他の変数の定義は表6参照。*** 1%水準、** 5%水準、*10%水準で有意。

情報開示レベルを改善した企業の自己資本コストの低下が確認された。以上の結果から、自発的な情報開示は企業の戦略として有効であることが示

唆される。

しかし、本研究には多くの課題が残されている。例えば、仮説2の分析では、仮説1の分析で用い

た4つの指標のうち、1つの指標についてのみ分析を行うに留まっている。仮説2の分析で用いた ΔLAG 以外は、変化額算定前の数値がダミー変数であるため、変化額を捕捉することが困難である。今後は、変化額の分析にも利用できる柔軟性のある情報開示指標の考案を試みたいと考える。

【注】

- 1) この節で挙げる先行研究と本研究は、情報開示に対する資本市場の評価に着目した実証研究である。一方、情報開示を拡大する動機に着目した実証研究もある。例えば、Lang and Lundholm (1993) は、アナリストによる情報開示の評価が高い企業ほど、株式発行を行う傾向が強いことを発見し、Healy et al. (1999) は、アナリストによる情報開示の評価が向上した企業は、それ以後において公募による社債発行の頻度が高いことを報告している。Brennan (1999) は、敵対的TOB (株式公開買付け) の期間に、ターゲット企業の経営者は利益予想を開示する傾向が強いことを報告している。
- 2) 本研究の情報開示指標と先行研究が用いている日本証券アナリスト協会による情報開示の評価点 (総合評価点) との相関を調査した。本研究の情報開示指標はいずれも、総合評価点の各年・各産業の昇順の順位付けとの間に10%程度の正の相関が観察された。すなわち、本研究の情報開示指標は、アナリストによる評価点と相反する関係にはないことが確認された。
- 3) 日本IR協議会の会員企業のうち、IRの年間費用が1000万円以上である企業は61.2%である。一方、非会員企業は、500万円未満が51.9%を占める。また、会員企業の66.7%がIR専門組織を設置しているが、非会員企業では26.5%に留まる。
- 4) 本来、法定期限より早く発送する (発送期間が15日以上である) 企業に1を与えるべきであるが、発送期間が17日以上である企業一覧のみが入手可能であるので、17日以上か否かによって区別した (1999年のデータについては、発送期間が18日以上である企業一覧のみが入手可能であるので、18日以上か否かによって区別した)。
- 5) 自己資本コストの推計方法は以下の通りである。Fama and French (1993) は、マーケット・ファクターに加えて、サイズ・ファクターであるSMB (small-minus-big) とバリュエーション・ファクターであるHML (high-minus-low) の3つのリスク・ファクターによって、金融資産のリスクプレミアムが決定されるとする3ファクターモデルを提案した。それは (3) 式で示される。

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i(R_{Mt} - R_{ft}) + s_iSMB_t + h_iHML_t + e_{it} \quad (3)$$

R_{it} : 株式*i*の*t*時点における月次投資収益率

R_{ft} : *t*時点における安全資産の月次収益率

R_{Mt} : *t*時点における市場ポートフォリオの月次投資収益率

SMB_t : *t*時点における小型株ポートフォリオと大型株ポートフォリオのリターンズブレッド

HML_t : *t*時点におけるバリュエーション株ポートフォリオとグロース株ポートフォリオのリターンズブレッド

安全資産の収益率としてコールレート (有担保翌日の月末値) を用いた。市場ポートフォリオの収益率として、TOPIX (東証加重平均株価指数) の月次投資収益率を用いた。

SMBとHMLは、以下の手続きによって算出される。まず、企業を各年6月末の株式時価総額 (MVE) によってソートし、メディアンの上下で大型株 (big) と小型株 (small) の2つのポートフォリオに分類する。各ポートフォリオについて、時価加重平均による月次投資収益率をその年の7月から翌年の6月まで計算する。SMBは、小型株ポートフォリオの月次投資収益率から、大型株ポートフォリオの月次投資収益率を引いたものである。次に、企業を各年6月末の簿価/株価比率 (BVE/MVE) によってソートし、下位30%のグロース株 (low)、真ん中の40%のmedian、上位30%のバリュエーション株 (high) の3つのポートフォリオに分類する。各ポートフォリオについて、時価加重平均による月次投資収益率をその年の7月から翌年の6月まで計算する。HMLは、バリュエーション株ポートフォリオの月次投資収益率から、グロース株ポートフォリオの月次投資収益率を引いたものである。

毎年6月30日時点から60ヶ月遡って (3) 式のパラメータを推定した。60ヶ月のうち少なくとも24ヶ月のデータがある企業を対象とした。(3) 式で求めたパラメータ β_i, s_i, h_i を (4) 式に代入し、自己資本コストを推定する。

$$E(R_i) = R_f + \beta_i[E(R_M) - R_f] + s_iE(SMB) + h_iE(HML) \quad (4)$$

(4) 式の左辺 $E(R_i)$ が (1) 式および (2) 式の R_{it} ($FAMA_{it}$) となる。

自己資本コスト推定のための安全資産の収益率 R_f としては、毎年6月末時点のコールレート (年率) を用いた。リスクプレミアム $E(R_M) - R_f$ は、1981年から2003年までのTOPIXの投資収益率 (年率) の平均値5.39%と、1981年から2003年までのコールレートの平均値3.39%との差2.00%を用いた。 $E(SMB)$ と $E(HML)$ は、年次投資収益率を用いて算出したSMBとHMLの1981年から2003年までの平均値である3.01%と9.30%を用いた。次に述べる条件付Fama-Frenchモデルと区別するために、Fama and French (1993) によるモデルを無条件Fama-Frenchモデルと呼ぶ。

s_i, h_i は、(3) 式の無条件Fama-Frenchモデルにおいて一定であると仮定されるが、企業の株式時価総額及び簿価/株価比率の線型関数として時間変化する可能性がある。そこで、Fama and French (1997) では、 s_i, h_i は、 $t-1$ 時点において投資家の知ることのできる株式時価総額及び簿価/株価比率の関数として与えられる。

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i(R_{Mt} - R_{ft}) + (s_{i0} + s_{i1} \ln mv_{it-1})SMB_t +$$

$$(h_{i0} + h_{i1}bpr_{it-1})HML_t + e_{it} \quad (5)$$

lmv_{it} ：企業*i*の*t*時点における株式時価総額対数値マイナス標準平均

bpr_{it} ：企業*i*の*t*時点における簿価/株価比率マイナス標準平均

このように、(5)式は、 s_i , h_i が*t*-1時点において投資家が知っている株式時価総額及び簿価/株価比率に条件付けられて決まることから、条件付Fama-Frenchモデルと呼ばれる。

$MVSMB_t = \ln mv_{it-1} * SMB_t$, $BPRHML_t = bpr_{it-1} * HML_t$ と定義すると、(5)式は(6)式に書き換えることができる。

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i(R_{Mt} - R_{ft}) + s_{i0}SMB_t + s_{i1}MVSMB_t + h_{i0}HML_t + h_{i1}BPRHML_t + e_{it} \quad (6)$$

(6)式で求めたパラメータを(7)式に代入し、自己資本コストを推定する。

$$E(R_i) = R_{ft} + \beta_i[E(R_M) - R_{ft}] + s_{i0}E(SMB) + s_{i1}E(MVSMB) + h_{i0}E(HML) + h_{i1}E(BPRHML) \quad (7)$$

(7)式の左辺 $E(R_i)$ が(1)式および(2)式の R_{it} ($CFAMA_{it}$) となる。

- 6) 全サンプルのうち約18%の資本コストはマイナスである。企業は、より低い自己資本コストを期待するが、マイナスの資本コストを期待するのではないため、マイナスの資本コストが存在するとき、情報開示レベルと資本コストの関係を議論することが困難になる。

【参考文献】

- Amihud, Y., and H. Mendelson 1986. Asset pricing and the bid-ask spread. *Journal of Financial Economics* 17: 223-249.
- Bhushan, R. 1989. Firm characteristics and analyst following. *Journal of Accounting & Economics* 11 (2/3) : 255-274.
- Botosan, C. 1997. Disclosure level and the cost of equity capital. *The Accounting Review* 72 (3) : 323-350.
- Botosan, C., and M. Plumlee. 2002. A re-examination of disclosure level and the expected cost of equity capital. *Journal of Accounting Research* 40 (1) : 21-40.
- Brennan, N. 1999. Voluntary disclosure of profit forecasts by target companies in takeover bids. *Journal of Business Finance and Accounting* 26: 883-918.
- Diamond, D., and R. Verrecchia. 1991. Disclosure, liquidity, and the cost of capital. *The Journal of Finance* 46 (4) : 1325-1355.
- Fama, E. F. and K. R. French. 1993. Common risk factors in the returns on stock and bonds. *Journal of Financial Economics* 33: 3-56.
- Fama, E. F. and K. R. French. 1997. Industry cost of equity.

Journal of Financial Economics 43 (1): 153-193.

Gibbins, M., A. J. Richardson. and J. Waterhouse. 1992. The management of financial disclosure: theory and perspectives. Research monograph No. 20. The Canadian Certified Accountants' Research Foundation.

Healy, P., A. Hutton. and K. Palepu. 1999. Stock performance and intermediation changes surrounding sustained increases in disclosure. *Contemporary Accounting Research* 16 (3) : 485-520.

Healy, P., and K. Palepu. 2001. Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature. *Journal of Accounting & Economics* 31: 405-440.

Kim, O., and R. Verrecchia. 1994. Market liquidity and volume around earnings announcements. *Journal of Accounting & Economics* 17: 41-68.

Lang, M., and R. Lundholm. 1993. Cross-sectional determinants of analyst ratings of corporate disclosures. *Journal of Accounting Research* 31 (2) : 246-271.

Lang, M., and R. Lundholm. 1996. Corporate disclosure policy and analyst behavior. *The Accounting Review* 71 (4) : 467-492.

Ohlson, J. A. 1995. Earnings, book values, and dividends in equity valuation. *Contemporary Accounting Research* 11 (2) : 661-687.

音川和久. 2000. 「IR活動の資本コスト低減効果」『会計』158(4) : 73-85.

須田一幸・首藤昭信・太田浩司. 2004. 「ディスクロージャーが株主資本コストに及ぼす影響」須田一幸編著『ディスクロージャーの戦略と効果』森山書店.

内野里美. 2004. 「自発的な情報開示と自己資本コストの関係—複数の情報開示指標とEPレシオによる実証研究」『産業経営(早稲田大学産業経営研究所)』36 : 37-52.

親子上場企業における決算発表と株価 —発表タイミングと情報内容—*

Accounting Information Release of a Listed Parent/Subsidiary Company and their Stock Prices: Release Timing and Information Content

奥村 雅 史(早稲田大学)
Masashi Okumura

要 約

本稿は、親子上場企業における情報環境に関して分析する。子会社が上場している場合には親会社と上場子会社は独立に決算発表を行うために、連結グループと上場子会社に関連する重複した決算情報がそれぞれ親会社および子会社から発信される。本稿では、連結決算と子会社決算の発表タイミングがずれているケースについて、親会社株および子会社株それぞれにおける連結決算および子会社決算発表の情報効果を分析するとともに、決算発表のタイミングがそれぞれの情報内容にどのような影響を与えるかを分析した。その結果、連結決算情報と子会社決算情報はそれぞれ親会社株および子会社株の投資家の意思決定に利用されており、さらに、各々の決算発表のタイミング（前後関係）の要因がその情報内容に影響していることがわかった。このような事実は、決算発表の情報効果研究における新たな知見であり、さらに、これまでの研究結果にタイミング要因が影響している可能性があることを示唆している。

Summary

This paper explores the information environments of publicly traded parent/subsidiary pairs in Japan. While consolidated financial statements released by a parent convey some information about the result of operations of its subsidiary, subsidiary's financial statements have partial information of the consolidated group. A parent and its subsidiary release their financial statements individually, and sometimes timing difference exists between their announcements. This means that specific information about a subsidiary or its group is conveyed to the market through two information routes, and investors could get it through the earlier released information route. By analyzing the relations between the consolidated (or subsidiary) information announcement and parent (or subsidiary) stock prices, I obtain the results as follows. That is, the information released by a parent and its subsidiary are relevant information to the both companies, and the release timing is an important factor to determine their information contents. Because a number of publicly listed parent/subsidiary pairs exist in Japan, the results of the extant studies' using daily stock returns around the information announcement date could be affected by the timing factor studied in this paper.

1. はじめに

わが国では、多くの企業が連結グループ内の子会社を上場するという戦略を採用してきた。このような戦略については、親会社は子会社を上場することによって資金調達ができるとともに子会社の名声や自立性が高まり経営効率が向上するなどのメリットが主張されるが、同時に、上場子会社

の少数株主と親会社の利益相反問題やグループ経営における意思決定の遅延などのデメリットも指摘される。このようなデメリットを背景に、1999年のソニーをはじめとする上場子会社の完全子会社化という動きがあるが¹⁾、現在でも多くの企業が子会社上場を目指している。

日本経済新聞社が提供するデータベースNikkei Financial QUESTによって、2003年10月から2004

年9月までに本決算をむかえた国内証券取引所上場会社および店頭登録会社（銀行業、証券業、保険業を除く2,675社）について、親子上場会社のペアを調査したところ、上場子会社²⁾を有する親会社が163社、その上場子会社が282社であり³⁾、さらに、それらが属する業種も28業種にわたっている。全体で445社が上場親会社あるいは上場子会社であり、親子上場がわが国上場企業における1つの重要な特性となっていることがわかる。

後述のように親子上場企業のケースでは、互いに関連する情報が親会社および子会社から発信され、投資家は2つの発信源から重複した情報を受け取ることになる。本稿では、親子上場企業における連結決算および子会社決算情報と親会社および子会社の株価の関係を、決算発表のタイミングを考慮して分析する。分析の結果、連結決算情報および子会社決算情報それぞれに対して親会社株価と子会社株価がともに反応していること、さらに、決算発表のタイミングが市場に伝達される情報内容に影響していることが明らかにされた。これらの事実は、親子上場企業における特有の情報の流れを明らかにするものであり、日次の株式収益率を利用した決算発表の有用性研究にとって追加的知見となるものである。また、親子上場企業の多さとこれらの事実を考え合わせると、わが国の上場企業が発信する開示情報に関する研究において、親子上場企業における2つの情報ルート进行分析上明示的に考慮して分析することによって、より明確な分析結果がえられる可能性があるといえる⁴⁾。

2. 親子上場企業の情報環境の特性

単独で上場している場合と比較して、親子上場会社の情報環境は特異なものである。一般に、決算情報は当該企業からの発信が唯一のものである

が、親子上場企業においては関連する決算情報が親会社および子会社それぞれによって発信されるからである。

親会社が公表する連結決算情報には子会社に関する情報が含まれているため、当該子会社情報は子会社が発信するのみならず親会社からも部分的に伝達されている。このことは、子会社の投資家にとっては、子会社決算に関連する情報のルートが制度的に2つあることを意味する。他方、親会社もこれに似た状況にある。子会社決算情報は連結決算情報の一部を構成しており、親会社が開示する連結情報の一部が子会社決算情報によって市場に伝達される。このような状況は、決算情報に限られるわけではなく、たとえば、決算発表において発信される経営戦略上の情報についても、親会社および子会社から発信される情報は互いに関連する場合が多い。

決算発表のタイミングが異なっている場合には、投資家にとって2つの情報ルートの存在は重要な意味を有している。重複した情報に関しては、投資家は、早期に開示されるほうから情報を獲得できるからである。それゆえ、両者の決算発表のタイミング（前後関係）を考慮して分析することで、連結決算情報および子会社決算情報に対する投資家の情報獲得行動を明確にすることができ、発表タイミングが決算情報と株価の関係にどのような影響を与えるかを分析できる。

3. 分析サンプル

証券取引法にもとづくディスクロージャー制度においては、2000年4月以降の決算より連結決算中心のディスクロージャー制度に移行した。本稿では、親子上場企業における情報環境が以前よりも単純化した新制度移行後のデータを利用して分析する⁵⁾。さらに、分析で利用する変数が計算

可能でなくてはならないために、2001年9月から2004年3月までに中間決算および本決算をむかえた一般事業会社の中間・本決算発表について分析する。なお、以下において、「決算」は中間決算と本決算を意味し、「決算発表日」は中間決算発表日と本決算発表日の両者を意味する。

具体的には、全国の証券取引所上場会社および店頭登録会社のうち、2004年3月時点で子会社を上場している親会社と当該上場子会社のペアからサンプルを収集する。まず、①親会社と上場子会社の決算月が同一であり、②分析に必要なデータがNikkei Financial QUESTからダウンロードでき、③変則決算および債務超過企業ではない、という条件のもとで1,199ペアの中間決算と本決算が収集された。さらに、本稿においては、決算発表のタイミングによる影響を分析するため、④決算発表日が2日以上異なるペアであることを追加的に条件とし、その段階で424ペアの決算がサンプルとされた。④の条件を加えるのは、株価反応を発表日とその翌日について測定しており、その際に親会社の決算発表と子会社の決算発表の影

響を明確に分離したいからである。そして、親会社利益ニュースおよび子会社利益ニュース変数において4σを超えるサンプルを外れ値と考えて除外し、残った413ペアを最終的に分析対象サンプルとした。

表1は、サンプルの特性を示している。時価総額の平均および中央値をみると、親会社が子会社よりも相対的に規模が大きく、とくに、中央値では親会社は子会社の40倍あまりの規模であることがわかる。所有比率は20%程度から80%程度に広がっており、50%を下回っているサンプルにおいては間接所有および実質基準による連結範囲の決定によって子会社となっていると推測される。時価総額比率×所有比率は、子会社時価総額に所有比率を掛けた親会社持分時価と親会社時価総額の比率である。これが1を超えるのは矛盾があるといわれるが、この現象は従来から観察されている⁶⁾。

表2は、親会社と子会社の決算発表の相対的タイミングについて、サンプルの分布を示したものである。親会社による連結決算発表日を0日とし

表1 サンプルの特性

	平均	標準偏差	最小	Q1	中央値	Q3	最大
親会社時価総額	149.50	295.71	0.44	11.09	40.96	123.77	1602.97
子会社時価総額	20.86	150.69	0.05	0.44	1.091	3.97	2187.84
時価総額比率	0.14	0.30	0.00	0.02	0.040	0.12	1.80
所有比率	0.52	0.11	0.20	0.49	0.523	0.60	0.83
時価総額比率×所有比率	0.07	0.16	0.00	0.01	0.020	0.70	1.45

注 時価総額比率 = 子会社時価総額 / 親会社時価総額

所有比率 = 親会社持株数 / 子会社発行済株式数

時価総額の単位：100億円

表2 決算発表日の相対的關係

相対日	-10以上	-9	-8	-7	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0
子会社決算発表数	22	10	12	18	20	33	41	53	102	(315)	(421)
相対日	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10以上	合計
子会社決算発表数	(47)	13	14	12	14	7	7	3	3	29	413

注 カッコ内の数値は分析対象サンプル数には含まれない。

て、子会社決算発表日を相対的な日によって示している。たとえば、連結決算発表の3日前に子会社が決算発表しているならば、そのサンプルは-3日に含まれる。表3から、連結決算発表の前後数日に子会社決算発表が多く行われているものの、発表日に相当程度の差のあるサンプルも存在すること、子会社決算発表が連結決算発表よりも早い場合が相対的に多いことがわかる。なお、-1日、0日、1日はサンプルから除外されるために括弧をつけて示している。

4. 利益公表のタイミングと情報内容

(1) 仮説

第2節で見たように、連結情報と子会社情報はその情報に重複している部分があり、市場が効率的ならば早く公表される方から情報を入手し株価に織り込むだろう。本節では、利益情報に関してこの点を分析したGraham and Lefanowicz[1997]を参考にして、以下の4つの仮説について検定する。

連結利益は子会社利益の一部をその構成要素として含む。それゆえ、子会社利益が連結利益よりも先に公表される場合には、その逆の場合と比べて、連結利益が市場に伝える親会社株に関する情報は減少する。なぜなら、子会社利益が先に公表される時点で連結利益の情報内容の一部が市場に伝達されるからである。また、連結利益は子会社利益を含んでいるため子会社株に関する情報を有していると考えられるが、子会社利益が連結利益よりも先に公表される場合には、その逆の場合に比べて、連結利益が伝達する子会社関連情報は減少すると考えられる。これらは、以下の2つの仮説で示される。なお、PbSは連結決算が子会社決算よりも早く発表されることを意味し、SbPは子会社決算のほうが先に発表されることを意味

する。

H1：SbPの場合は、PbSの場合よりも、連結利益が有する親会社株に関する情報内容が減少する。

H2：SbPの場合は、PbSの場合よりも、連結利益が有する子会社株に関する情報内容が減少する。

次に、子会社利益に関する仮説を提示する。子会社利益は連結利益の一部を構成する。そのため、PbSの場合には連結利益によって子会社利益に関する情報が市場に伝達され、子会社利益の子会社株に関連する情報内容は減少する。また、その場合には子会社利益が有する親会社株に関連する情報内容も減少すると予想できる。これらは、以下の2つの仮説で示される。

H3：PbSの場合には、SbPの場合よりも、子会社利益が有する子会社株に関する情報内容が減少する。

H4：PbSの場合には、SbPの場合よりも、子会社利益が有する親会社株に関する情報内容が減少する。

なお、以上の仮説を検証することは、Holthausen and Verrechia [1988] の理論研究を検証する一例となっている。

(2) 分析のための変数

仮説を検証するために、期待外利益と株価反応の関係进行分析する。株価反応は、証券取引所（あるいは日本証券業協会）に中間決算および本決算に関する決算短信を提出した日（決算発表日）およびその翌日の異常収益率を累積して把握する。図1はこの手順を説明するためのものであり、連結決算短信提出日を0日、子会社決算短信提出日をs日としている。推定期間のTOPIXおよび個別銘柄の日次収益率を利用して、資本資産評価モデルを前提とする市場モデルを推定し、その係数

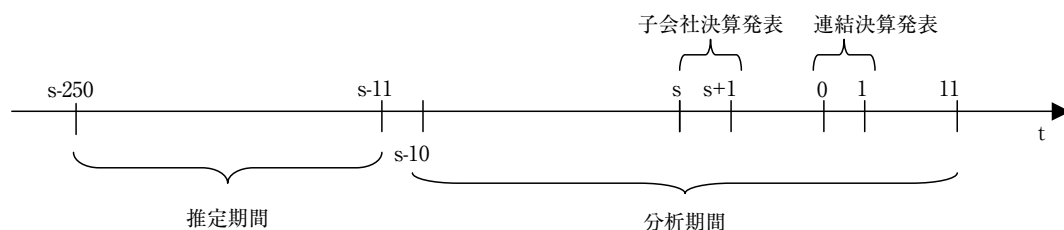


図1 CARの計算

表3 4種類のCAR

	親会社株 (CAR_P)	子会社株 (CAR_S)
連結決算発表 ($CAR_{\cdot p}$)	CAR_{Pp}	CAR_{Sp}
子会社決算発表 ($CAR_{\cdot s}$)	CAR_{Ps}	CAR_{Ss}

を利用して計算される提出日およびその翌日の異常収益率（＝実際の収益率－市場モデルによる推定値）を累積することによって株価反応を表す累積異常収益率（CAR）を求める。親会社株および子会社株のCARはそれぞれ、連結決算発表および子会社決算発表に関して計算される。計算されるCARは表3に示すとおりであり、たとえば、 CAR_{Sp} は連結決算発表に対する子会社株の株価反応である。また、本稿のサンプルには株式市場における需給が比較的薄いもの（たとえば、JASDAQ、マザーズ、ヘラクレスの銘柄）が含まれているため、 β の推計はDimson [1979] によっている。この点に関しては補遺において具体的手続きを説明している。なお、上記のような市場モデルを利用する方法ではなく、業種別日経株価指数による業種別収益率と個別銘柄の収益率の差を異常収益率とした場合についても以下の分析を実施したが、基本的な結論に影響はなかった。

次に、利益におけるニュースを4種類の期待外利益として計算する。 $PNEWS_p$ は親会社に関連する連結利益のニュース（期待外部分）であり、 $SNEWS_s$ は子会社に関連する子会社利益におけ

るニュースである。これらは、投資家の期待についてナীবなモデルを仮定することによって、以下のように計算される。

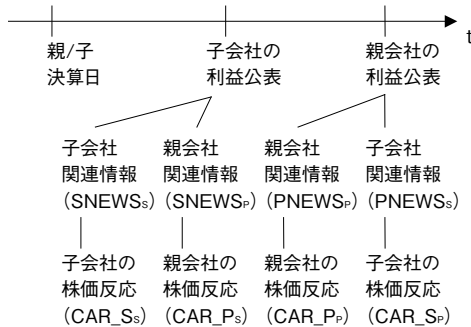
$$PNEWS_p = \frac{EPS_{p,T} - EPS_{p,T-2}}{P_p} \quad (1)$$

$$SNEWS_s = \frac{EPS_{s,T} - EPS_{s,T-2}}{P_s} \quad (2)$$

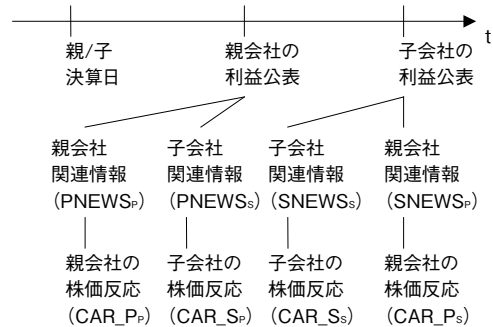
ここで、年度を上半期（中間期）と下半期に分け、年間の1株あたり利益（EPS）を上半期（中間）EPSと下半期EPS（＝年間EPS－中間EPS）に分ける。 $EPS_{p(s),T}$ は上半期および下半期を1期と数える場合のT期の連結EPS（子会社EPS）であり、T-2で前年度上半期あるいは下半期の値であることを示している。また、 $P_{p(s)}$ はT期首の親会社（子会社）株価である。

さらに、 $SNEWS_p$ は子会社利益における親会社関連ニュースを意味し、これは子会社利益の期待外部分のうち親会社持分に帰属する部分を期首の親会社時価総額で割ることによって計算される。ここで、 $S(P)SHARES$ は子（親）会社発行済株式数、 OP は子会社発行済株式における親会社の所有割合、 MV_p は期首時点の親会社時価総額である。

A. 子会社のほうが早く利益を公表するケース (SbP)



B. 親会社のほうが早く利益を公表するケース (PbS)



C. 情報内容に関する仮説 (Hb)

H1		$PNEWS_{P(SbP)} < PNEWS_{P(PbS)}$
H2		$PNEWS_{S(SbP)} < PNEWS_{S(PbS)}$
H3	$SNEWS_{S(SbP)} > SNEWS_{S(PbS)}$	
H4	$SNEWS_{P(SbP)} > SNEWS_{P(PbS)}$	

注 Graham and Lefanowicz [1997] の図1 を一部修正した。仮説における大小関係は、一方の情報内容が他方よりも多いことを表している。

図2 諸変数と仮説

$$SNEWS_P = \frac{(EPS_{S,T} - EPS_{S,T-2}) * SSHARES * OP}{MV_P} = \frac{(EPS_{S,T} - EPS_{S,T-2}) * SSHARES * OP}{PSHARES} \cdot \frac{1}{P_P} \quad (3)$$

最後に、 $PNEWS_S$ は連結利益における子会社関連のニュースを意味し、Graham and Lefanowicz [1997] は以下のように計算している。 MV_S は期首時点の子会社時価総額である。

$$PNEWS_{S_S} = \frac{(EPS_{P,T} - EPS_{P,T-2}) * \frac{MV_S * OP}{MV_P}}{P_S} \quad (4)$$

これは、期待外連結利益に親会社に帰属する子会社時価総額と親会社時価総額の比率をかけることによって、子会社関連のニュースとしている。しかし、このように規模に比例した調整をしたとし

ても根拠のあるニュースの代理変数が求められるとは考えられない。なぜなら、このような調整は連結利益のニュースのうち時価比例部分が特定の子会社に関するニュースであると仮定しているからである。この点に関しては、分析結果の解釈において重要となる。

以上の諸変数と仮説の関係は図2のように示される。

(3) 分析方法

仮説H1は、以下の分析モデルによって検証される。

$$CAR_{P_P} = \alpha + \beta_1 (PNEWS_{S_P}) + \beta_2 (D1 * PNEWS_{S_P}) + \sum \beta_{ind,i} D_i + \sum \beta_{acc,j} D_j + \varepsilon \quad (5)$$

ここで、 $D1$ はPbSの場合に0、SbPの場合に1をとるダミー変数であり、 D_i は業種ダミー、 D_j は決算期ダミー（中間決算および本決算を別々の期としている）である。そして、 α および β は係数であり、 ε は確率誤差項である。これをOLS

推定し、 β_2 が統計的に有意にマイナスとなるときに仮説H1が支持される。なお、Graham and Lefanowicz [1997]とは異なり、本稿では結果をより明確にするために業種ダミーおよび決算期ダミーを利用する。また、(5)式においては企業を示す添え字は省略している((6)、(7)、(8)式においても省略している)。

これと同様に、仮説H2、H3およびH4については、それぞれ(6)式、(7)式および(8)式の β_2 が統計的に有意にマイナスとなるときに支持される。

$$CAR_{SP} = \alpha + \beta_1 (PNEWS_S) + \beta_2 (D1 * PNEWS_S) + \sum \beta_{ind,i} D_i + \sum \beta_{acc,j} D_j + \varepsilon \quad (6)$$

$$CAR_{SS} = \alpha + \beta_1 (SNEWS_S) + \beta_2 (D2 * SNEWS_S) + \sum \beta_{ind,i} D_i + \sum \beta_{acc,j} D_j + \varepsilon \quad (7)$$

$$CAR_{PS} = \alpha + \beta_1 (SNEWS_P) + \beta_2 (D2 * SNEWS_P) + \sum \beta_{ind,i} D_i + \sum \beta_{acc,j} D_j + \varepsilon \quad (8)$$

なお、D2はSbPの場合に0、PbSの場合に1をとるダミー変数である。

(4) 結果と解釈

仮説H1からH4に関する結果は表4に示されている。ここで、分散不均一性を考慮して、表内の標準誤差はWhite [1980]の標準誤差とし、 t 値もこれを利用して計算している。

連結利益に関する結果が、表4パネルAとBに示されている。パネルAでは仮説検定の対象となる β_2 の値は-0.077で予想どおりマイナスとなっているものの統計的に有意にはならなかったため、仮説H1を支持することはできない。この点に関しては、子会社を複数有する親会社株の影響

表4 利益情報に関する分析結果

パネルA (5)式		推定値	標準誤差	t 値(p値)
切片	?	0.001	0.031	0.35(0.73)
β_1	+	0.051	0.051	1.00(0.29)
β_2	-	-0.077	0.057	-1.35(0.17)
サンプル数413	調整済み $R^2=0.05$	F=1.98	p値0.00	
パネルB (6)式		推定値	標準誤差	t 値(p値)
切片	?	0.024	0.014	1.68(0.09)
β_1	+	-0.580	2.157	-0.26(0.79)
β_2	-	0.546	2.158	0.25(0.80)
サンプル数413	調整済み $R^2=0.00$	F=0.69	p値0.88	
パネルC (7)式		推定値	標準誤差	t 値(p値)
切片	?	-0.007	0.032	-0.22(0.82)
β_1	+	0.092	0.036	2.52(0.01)
β_2	-	-0.087	0.043	-2.02(0.04)
サンプル数413	調整済み $R^2=0.05$	F=1.83	p値0.01	
パネルD (8)式		推定値	標準誤差	t 値(p値)
切片	?	0.011	0.021	0.52(0.60)
β_1	+	0.633	0.308	2.05(0.04)
β_2	-	-2.491	2.443	-1.02(0.30)
サンプル数413	調整済み $R^2=0.08$	F=2.44	p値0.00	
パネルA2 (5)式		推定値	標準誤差	t 値(p値)
切片	?	0.001	0.003	0.32(0.74)
β_1	+	0.182	0.212	0.85(0.39)
β_2	-	-0.205	0.215	-0.96(0.34)
サンプル数193	調整済み $R^2=0.06$	F=1.57	p値0.06	

注 t 値は、White [1980]の標準誤差を利用して算定している。

を排除するために、単一子会社のみを有する親会社サンプルで同様の分析をしたが結果は同様であった。なお、この分析の結果は表4の末尾のパネルA2に示している。

また、パネルBでは、 β_2 は0.546で予想に反する符号であり統計的には有意ではないため、仮説H2は支持されない。しかし、このような結果は前述のしたように、ニュースの代理変数 $PNEWS_S$ の性格が明確でないという点に原因があると思われる。次節において関連する分析結果が示される。

次に、子会社利益に関する結果はパネルCとDに示されている。パネルCの β_2 は-0.87で4%水準で統計的に有意にマイナスの値となっており、仮説H3が支持される。先に公表される連結利益

によって、その後に公表される子会社利益の情報内容の一部が市場に伝達され、その結果、PbSの場合に子会社利益によって市場に伝達される情報内容が減少していると考えられる。

パネルDにおいて β_1 は統計的に有意にプラスとなっており、子会社利益情報が親会社株価に反映していることが示唆されるが、 β_2 は-2.491でマイナスの値ではあるものの統計的には有意ではないために、仮説H4は支持されない。

以上の仮説検定に加えて、利益に対する株価の反応係数について検討する。いずれの分析モデルにおいても β_1 が早く発表される場合の反応係数であり、 $\beta_1 + \beta_2$ が遅く発表される場合の反応係数である。 β_1 については、パネルCおよびDにおいては統計的に有意にプラスであり予想される結果であるが、パネルAおよびBについて有意な値になっていない。パネルBについては利益ニュースの代理変数についての問題があると考えられるが、パネルAについては予想に反した結果である。なお、予想されるように、 $\beta_1 + \beta_2$ についてはいずれの場合も統計的に有意な値は得られていない⁷⁾。

なお、PbSのサンプルとSbPのサンプル間で特性が大きく違っていることが以上のような結果が得られる原因になっている可能性があるが、時価総額比率や利益ニュースの分布を比較したところ大きな差は見られなかった。

5. 異常収益率の分散による分析

(1) 分析目的と方法

本節では、決算発表に対する株価反応を異常収益率の分散を利用して分析する。もし決算発表時点における異常収益率の分散が統計的に有意に増大しているならば、特殊な情報環境における2つの情報ルートの有用性が明らかとなる。前節で分

析した利益情報はここで想定する決算発表情報の一部であるため、この分析は前節の分析を補完するものでもある。

本節では、前節の方法で発表日（およびその翌日）における異常収益率を計算し、Beaver [1968] による統計量 U を計算する。この統計量は、発表日（およびその翌日）の異常収益率の自乗に対する非発表日の異常収益率の自乗の比にもとづく統計量であり、各日において株価反応があると大きな値となる。なお、本節においても、決算発表日は中間決算発表日と本決算発表日を意味する。

親会社株および子会社株それぞれについて、連結決算発表日およびその翌日（0日および1日）、子会社決算発表日およびその翌日（ s 日および $s + 1$ 日）、さらに比較のために分析期間内の連続する2日間の非発表日について U 値を計算し⁸⁾、さらに各2日間の U 値を平均した値（以下では、この U 値の平均値を単に U と表す）を利用して分析する。

親会社株および子会社株について、連結および子会社決算発表に関する U を非発表日の U と比較することによって、決算発表に対する株価反応を検討する。分析において利用する6種類の U を表5に示している。たとえば、子会社決算発表に対する親会社株の株価反応 ${}_pU_s$ と非発表日における株価反応 ${}_pU_{non}$ の差を検定することで、親会社株の投資家にとっての子会社決算発表の有用性を検証する。この U は正規性の仮定をおくことに問題があるため⁹⁾、ノンパラメトリックな分析であるウィルコクソン符号化順位検定を利用する。なお、表6においては参考として平均値の差につい

表5 6種類の U 値

	親会社株式(${}_pU$)	子会社株式(${}_sU$)
連結決算発表日(U_p)	${}_pU_p$	${}_sU_p$
子会社決算発表日(U_s)	${}_pU_s$	${}_sU_s$
非発表日(U_{non})	${}_pU_{non}$	${}_sU_{non}$

表6 株価反応に関する分析結果

	親会社 ($_{p}U$)		子会社 ($_{s}U$)	
	平均値	差の検定 t 値 (p 値)	平均値	差の検定 t 値 (p 値)
	中央値	Z 値 (p 値)	中央値	Z 値 (p 値)
パネルA SbPのケース				
連結決算	2.250		1.553	
発表日 (U_p)	0.873	5.45 (0.00)	0.599	2.52 (0.01)
公表日以外の 分析期間 (U_{non})	0.956	5.87 (0.00)	0.997	3.33 (0.00)
子会社決算	0.465	0.48 (0.63)	0.422	4.02 (0.00)
発表日 (U_s)	1.026	0.75 (0.46)	2.003	5.94 (0.00)
	0.593		0.795	
パネルB PbSのケース				
連結決算	2.240		0.968	
発表日 (U_p)	1.154	5.17 (0.00)	0.466	-1.29 (0.19)
公表日以外の 分析期間 (U_{non})	0.827	5.47 (0.00)	1.317	-1.64 (0.10)
子会社決算	0.479	1.80 (0.07)	0.503	1.62 (0.11)
発表日 (U_s)	1.150	2.23 (0.03)	2.291	1.08 (0.28)
	0.712		0.823	

での t 検定の結果も示しており、 Z 値がウィルコクソン符号化順位検定における統計量である。

(2) 結果と解釈

表6 パネルAは子会社決算が連結決算に先立って発表された場合(SbP)の結果、パネルBは連結決算が子会社決算より早く発表された場合(PbS)の結果である。

親会社株の結果をみると、SbPおよびPbSのいずれの場合においても、連結決算発表時点においては強い株価反応(Z 値はそれぞれ5.87と5.47で1%水準で有意である)が検出されており、既存研究と整合的な結果となっている。これに対して、子会社決算発表に対する親会社株の反応は、SbPの場合、 Z 値が0.75で有意ではなく、PbSの場合には子会社情報が連結情報の一部として既に公表されているために親会社株における反応は期待できないと予想されるが、それに反して、 Z 値が2.23で3%水準で有意な反応が検出されている。この点に関しては、前節の利益情報に関する仮説(早期に開示されるルートから情報が市場に伝わ

り、遅いほうの情報内容は減少する)と整合しない。この結果については、利益情報以外の情報の影響が予想されるため、連結および子会社決算発表直後の新聞報道を調査したがその理由を明確にできるほどの事実を発見することはできなかった。このように、PbSの場合の子会社決算への有意な株価反応の要因は明確ではないが、子会社決算発表情報の親会社株にとっての有用性を示唆する結果である。

つぎに、子会社株についてみると、SbPの場合に子会社決算発表時点において強い株価反応(Z 値は5.94で1%水準で有意である)が検出されているが、PbSでは統計的に有意な反応を示していない(Z 値1.08)。これは利益に関する前節の分析と整合的である。これに対して、SbPにおいて連結決算発表に対する反応が検出されており、子会社の投資家が連結決算情報を投資意思決定に利用していることを示している。利益に関する分析では適切なニュース変数がないために検出できなかったが、連結決算情報における子会社株に関する情報内容の存在を示唆するものである。しかし、

PbSの場合には、予想に反して連結決算発表に対する子会社株の反応はみられない。この点に関する原因は不明であるが、サンプル数の少なさが問題なのかもしれない。

6. 結論および課題

利益の情報内容に関する分析および決算発表に対する異常収益率の分散に関する分析結果より、連結（あるいは子会社）決算情報は親会社投資家および子会社投資家の意思決定にともに利用されていることが明確となった。そして、とくに、子会社株式に関しては、決算発表のタイミングが市場に伝達される情報内容に重要な影響を与えていることを示唆する結果がえられた。わが国においては、親子上場のケースが多く存在していることを考慮すると、既存の日次収益率を利用した決算発表情報に関する研究結果に、親子上場企業における特殊な情報環境の影響が生じている可能性があるものと考えられる。

以上の分析については、いくつかの限界をあげることができるが、とくに次の2点について指摘しておこう。第1にはサンプル数が少ないことである。この点については、さらにデータの蓄積を待って分析しなければならない。さらに、contagion effectの影響の可能性である。企業における多くのイベントについて、同一業種内でcontagion effectが生じることが知られている¹⁰⁾。Foster [1981] は、同一業種に属する企業についてある企業の利益公表が非公表企業の株価に影響していることを発見しており、本稿の分析結果においてもこのようなcontagion effectが影響している可能性がある。これに関する適切な対処方法は筆者の知るところでは存在していないため、本稿においても特定の対処がなされているわけではない¹¹⁾。

表3は、多くの親子上場企業が同日に決算発表

を実施していることを示している。これは、連結経営の情報開示をグループ企業全体として実施していることの表れであろうと考えられる。また、子会社決算発表が連結決算発表よりも早いケース（SbP）は、子会社決算を受けて連結決算が行われることを考えると、子会社が適時開示を目指す場合にありえる開示政策だと思われる。しかし、逆に、子会社決算発表が連結決算発表のあとに行われるケース（PbS）があった。なぜ、このようなケースがあるのだろうか。本稿の分析（表6）では、この場合には、子会社決算発表に子会社の株価は反応せず、他方、親会社の株価において反応が検出された。親会社の株価反応についてその原因を明らかにする必要があるとともに、上場子会社独自の決算発表の意義を再検討すべきである。上場子会社の決算発表についてはディスクロージャー制度の検討も含めて別途考察する必要がある、今後の課題としたい。

〔注〕

- 1) 伊藤 [2002] は上場子会社を完全子会社化する意義をまとめている。
- 2) ここで、親子上場会社には、証券取引所上場会社のみならず店頭登録会社も含めている。
- 3) 子会社が多くなっているのは、日立製作所に代表されるように1社で複数の子会社を上場させているケースがあるためである。
- 4) 従来からわが国においても多様な形で連結決算発表に関する研究がなされており、既存研究には、桜井・後藤[1985]、石塚・河[1987]、國村[1987]、伊藤[1992]、桜井[1992]、石川[2000]、山形・國村[2003]などがある。
- 5) 従来の単独決算中心の情報開示では、親会社単独決算、連結決算、子会社決算の3者の関係が問題となり、分析が複雑になることに配慮した。また、現状の分析を重視したためである。
- 6) この点に関して、本稿の分析では特に考慮する必要はない。この現象に関連した研究として、小林・山田[2000]がある。
- 7) 各分析モデルについて、仮説 $\beta_1 + \beta_2 = 0$ についてF検定を実施したが、いずれの場合も統計的に棄却できなかった。
- 8) 非発表日の連続する2日は、発表日およびその翌日に重ならないように、ランダムに選択している。
- 9) たとえば、Rohrbach and Chandra [1989] を参照。

- 10) 経営者予測利益 (Baginski [1987])、倒産 (Lang and Stulz [1991], Ferris et al. [1997])、配当 (Firth [1996], Howe and Shen [1998]) などについて contagion effect が確認されている。
- 11) (5) 式から (8) 式において業種ダミーの係数が有意となっているものが少ないこと ((5) 式と (6) 式においてそれぞれ 3 つの業種ダミーの係数が有意であった)、業種ダミーを落とした場合の決定係数の変動が最大でも 2% 程度であることは、contagion effect の影響は深刻ではないと推測することができる間接的な材料となるであろう。

【引用文献】

石川博行 2000『連結会計情報と株価形成』千倉書房。

石塚博司・河榮徳 1987「連結財務諸表の情報効果」『早稲田商學』、第323号 1-19頁。

伊藤邦雄 1992「連結決算制度に対するわが国証券市場の学習効果」『會計』第142巻第1号108-120頁。

伊藤邦雄 2002「上場企業を完全子会社化する日本企業の狙い」『プレジデント』4.1号 125-127頁。

小林孝雄・山田浩之 2000「親子上場は市場に歪みをもたらすか」『証券アナリストジャーナル』第38巻第11号40-54頁。

國村道雄 1987「連結決算の資本市場における情報効果」『會計』第132巻第4号 41-57頁。

桜井久勝 1992「親会社利益と連結利益の情報内容比較」『国民経済雑誌』第166巻第5号 89-109頁。

桜井久勝・後藤雅敏 1985「決算発表に対する株式市場の反応—個別・連結会計情報に関する日次分析—」『企業会計』第37巻第11号89-91頁、第37巻第12号68-75頁。

山形武裕・國村道雄 2003「わが国の会計ビッグバン期における連結情報の株価関連性の変化」『現代ディスクロージャー研究』No.4 ディスクロージャー研究会21-32頁。

Baginski, S. P., 1987, Intraindustry Information Transfers Associated with Management Forecast of Earnings, *Journal of Accounting Research* 25, pp.196-216.

Beaver, W. H. 1968, The Information Content of Annual Earnings Announcement, *Journal of Accounting Research* 6, pp.67-92.

Dimson, E. "Risk Measurement when Shares are Subject to Infrequent Trading." *Journal of Financial Economics* 7, pp.197-226.

Ferris, S. P., N. Jayaraman, and A. K. Makhija, 1997, The Response of Competitors to Announcements of Bankruptcy: An Empirical Examination of Contagion and Competitive Effects, *Journal of Corporate Finance* 3, pp.367-395.

Firth, M., 1996, Dividend Changes, Abnormal Returns, and Intra-industry Firm Valuations, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 31, pp.189-210.

Foster, G., 1981, "Intra-industry Information Transfers Associated with Earnings Releases," *Journal of Accounting and*

Economics 3(3), pp.201-232.

Graham, R. C. and C. E. Lefanowicz, 1997, Parent and Subsidiary Earnings Announcements and Parent and Subsidiary Valuation, *Accounting and Business Research*, 28(1), pp. 3-17.

Holthausen, R. W. and R. E. Verrechia. 1988, The Effect of Sequential Information Releases of the Variance of Price Changes in an Intertemporal Multi-Asset Market, *Journal of Accounting Research*, 26(1), pp.82-106.

Howe, J.S. and Y. Shen, 1998, Information Associated with Dividend Initiations: Firm Specific or Industry-wide?, *Financial Management* 27, pp.17-29.

Lang, L. and R. Stulz, 1992, "Contagion and Competitive Intra-industry effects of Bankruptcy Announcements: An Empirical Analysis," *Journal of Financial Economics* 32, pp.45-60.

Rohrbach, K. and R. Chandra, 1989, The Power of Beaver's U against a Variance Increase in Market Model Residuals, *Journal of Accounting Research* 27(1), pp. 145-155.

White, H., 1980, Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity, *Econometrica* 48, pp.817-838.

補遺

標準的なイベント・スタディでは、推定期間に関して資本資産評価モデルをベースとする市場モデルを OLS 推定し、その係数を利用して分析期間における株価収益率の期待値を算定する。しかし、株式市場における需給が薄い場合には β の推定にバイアスが生じ、これに対処する方法が Dimson [1979] において提唱されている。本稿では、JASDAQ、マザーズ、ヘラクレスといった比較的需給の薄い市場のデータも利用しているため、Dimson [1979] による方法で β を推定することにする。具体的には以下の手続きによっている。

まず、図 1 における市場モデルの推定期間において、市場指標に関する 2 つの先行変数および 2 つの遅行変数を含む以下のモデルによって 5 つの b 係数を推定する。

$$R_{i,t} = a + b_{-2}R_{m,t-2} + b_{-1}R_{m,t-1} + b_0R_{m,t} + b_1R_{m,t+1} + b_2R_{m,t+2} + \omega_{i,t}$$

ここで、 $R_{i,t}$ は t 日における i 社株の収益率、 $R_{m,t}$ は t 日における市場収益率 (TOPIX によって算定している)、 a および b は係数、 ω は確率誤差項を意味する。そして、これによって推定される 5 つの b 係数の合計を市場モデルの β の推定値 (β_i^D) とし、

$$\beta_i^D = \sum_{k=-2}^2 b_k$$

利益公表日について、以下のように異常収益率 ($AR_{i,t}$) を計算する。

$$AR_{i,t} = R_{i,t} - (\alpha_i^D + \beta_i^D R_{m,t})$$

ここで、 α_i^D はつぎのように計算される。添え字の avg は推定期間における平均値であることを意味する。

$$\alpha_i^D = R_{i,avg}^D - \beta_i^D R_{m,avg}$$

なお、実際の推定においては、推定期間において80日以上の上の収益率データがあるサンプルについて異常収益率を計算している。

*本稿の作成に当たり、多くの先生からコメントを頂きました。特に、匿名のレフェリーから頂いたコメントによって本稿は改善されました。ここに記して、深く感謝いたします。また、本稿は日本学術振興会科学研究費補助金（基盤研究（B）（2）課題番号15330093）による研究成果の一部です。

情報の複雑性が資本市場参加者に与える影響について

The Impacts of Complex Information on Participants of Capital Market

奥田 真也 (大阪学院大学流通科学部)
Shin'ya Okuda

要 約

本稿では、情報の複雑性に起因する投資家間の情報格差が資本市場参加者にどのような影響をもたらすかについて理論的に分析を行った。その結果、ディスクロージャーで提供される情報の複雑性や複雑性に対処するための限界費用の増加は情報優位投資家の情報生産活動を活発にさせると共に、資本コストを増加させることが分かった。これに対処するためには、提供される情報の複雑性を減少させるか、複雑性に対処するための限界費用の削減を行うことが必要であることを指摘した。

Abstract

This paper theoretically analyses the impacts of complex information, which lead to investor's diversification, on participants of capital market. This paper concludes that if disclosed information becomes more complex or the marginal cost for decreasing complexity increases, the informed trader produces more information and the cost of capital increases. To solve this problem, this paper suggests that the complexity of information provided should reduce or that the marginal cost for reducing complexity should reduce.

1. はじめに

IRやMD&Aにより、企業がディスクロージャー水準を自発的に決定するという行動は定着しつつある。また、その一方で複雑でかつ重要性の薄い情報が公表されているという危惧が問題になりつつある。またその結果もたらされる投資家間の情報格差も問題になりつつある。但しこのような情報格差がディスクロージャー水準や資本コストなどに与える影響は未だ明らかでないように思われる。そこで、本稿ではこの問題に対して理論的に考察する。

投資家間の情報格差が資本市場にどのような影響を与えているかの理論的考察としては、情報優位投資家と企業家双方の情報生産活動を加味した分析が行われている¹⁾。前者の論文としては例えばKim and Verrecchia (1994) や McNichols and Trueman (1994) があり、後者の論文としては、

Bainman and Verrecchia (1996) や薄井 (1997) がある。さらにZhang (2001) ではこの両者を統合する形で分析が行われている。

しかしながら、過去の研究では市場参加者が合理的であるとの仮定をおいていた。その結果、複雑な情報であるが故に、参加者間の情報観察程度の差が生まれるという問題、及びそれに対して企業がどのように対処すべきか、という点について未だ議論が深まっていないと思われる。投資家の限定合理性に対しては、例えば、Hirshleifer and Teoh (2003) で、投資家が一部の情報を見落としす可能性と、その株価への影響を理論的に考察している。しかしながら、彼らの研究では企業の戦略的行動は議論の対象となっていない²⁾。

これに対して、本稿では情報観察可能性が異なるという、投資家の限定合理性をモデルに織り込んだ上で、企業のディスクロージャー戦略を取り扱っている。つまり、一般投資家の限定合理性を

前提とした上で、その限定合理性を解消する程度の決定を内生的に取り扱ったことが特徴といえる。また、従来の論文と同様に、市場全体に対するディスクロージャーの質も企業の戦略変数とした。これにより、本稿では、情報の非対称性の解消に関する意思決定に加えて、一般投資家の限定合理性の解消という問題に対処する意思決定も考慮に入れた分析を行っている。

以上の問題意識をもとに、本稿では以下のように論を進める。まず2節において本稿で想定しているモデルについての解説を行う。3節ではどのようにモデルを解いていくのか、その導出過程を明らかにする。4節において均衡の特徴を明らかにして、最後に5節で結論を簡単にまとめる。

2. モデル

本稿におけるモデルでは、企業家が投資機会を発見し、その際に資本調達を行う状況、つまりIPOの状況を想定している。本稿において、登場するプレイヤーは1) 企業家、2) 情報優位投資家、3) 流動的投資家、4) マーケットメーカー、である。各々のプレイヤーの役割は以下の通りである。

1) **企業家** 行動原理はIPO時における株価を最大化である。ディスクロージャー水準を決定した後、IPOで資本を調達する。そしてその後自らの情報を公開する。それにより、投資家が直面する不確実性を減少させる。なお、公開情報はマーケットメーカーに観察できないが、情報優位投資家には観察出来るとする。ただ、その程度は企業家が決定できる。

2) **情報優位投資家** 公開情報と、自ら生産した

情報を元に、自らの利得を最大化するように取引量を決定する。

3) **マーケットメーカー** 公開情報と全体の取引量に基づいて、証券価格を決定する³⁾。

4) **流動的投資家** 情報とは無関係な資金需要、つまり自らの流動性選好にのみ基づき意思決定を行う。

以上のプレイヤーが以下の五段階にわたりゲームを行うものとする。この設定はZhang (2001)を単純化したChristensen and Feltham (2003) 12章に依拠したものである⁴⁾。投資家の限定合理性とそれへの企業家の対処を分析するために、これらの論文と異なる点が二点ある。一点目は、マーケットメーカーが企業が公開する全情報を観察出来ないとした点である。この点が、投資家は限定合理的であることにより追加された設定である。二点目が、企業家がマーケットメーカーが観察出来る情報の程度を決定出来るとした点である。これが、企業家の対処として追加した設定に対応する部分である。

なお本稿におけるマーケットメーカーの合理性は限定されているが、あくまで情報の観察の程度という点に限られる。これに対して、彼らが観察した情報を価格に織り込む際には、ベイズルールに従い合理的に行うことができると本稿では想定している⁵⁾。この点はHirshleifer and Teoh (2003)と同様である。

まず第一段階で、企業家はIPOを行い保有株式を全て売却する。この資本調達により行われる投資から第五段階において生み出されるキャッシュフローを \tilde{x} として表す。このキャッシュフローの確率分布は共有知識であり、 $\tilde{x} \sim N(\bar{x}, \sigma_x^2)$ と仮定する。

そして、この時点でディスクロージャーの水準 (σ_{en}, I) を決定する⁶⁾。なお、ディスクロージャー水準 (σ_{en}, I) は変更できないとする。このうち σ_{en} が市場全体のディスクロージャー水準に関する投資であり、 I が情報優位投資家とマーケットメーカーとの情報格差を埋めるための、つまり複雑性に対処するための投資であるここで I が 1 以上ならば、企業は情報格差を積極的に埋めようとし、1 以下ならば逆に情報格差を広げるような投資を行うことを示唆している⁷⁾。

また双方のディスクロージャーはかかるコストは低減できた不確実性の二乗に比例すると仮定する。つまり、 $1/2c_{en}\sigma_{en}^2$ 、 $1/2c_a I^2$ とする。ここで、 c_{en} と c_a は限界費用を表しており、正の定数であると仮定する⁸⁾。

なお、この時点ではこれ以上の情報を誰も保有していないため、将来得られる企業家及び情報優位投資家からのシグナルを予想した上で株価形成が行われる。

次に第二段階で企業家は私的に自らの会社についての収益性の情報を受け取る。これをシグナル (\hat{x}_{en}) と呼ぶ。このシグナルは外生的に決まる、つまり経営者は収益性に関してこの時点ではなんら意思決定を行うことが出来ないと仮定している。またこのシグナルを直接観察出来るのは経営者のみであると仮定している。簡単化のためにこの値は確定した値で知ることが出来るとする。

また企業家が水準 σ_{en}, I のディスクロージャーを行うことで発信されるシグナルは、 $y_{en} \sim N(\hat{x}_{en}, (1 - A/I)\sigma_{en}^2)$ であるとする。このシグナルを受け取ることで形成されるマーケットメーカーの信念は、 $\tilde{x}|y_{en} \sim N(\hat{x} + \hat{x}_{en}, \sigma_x^2 - (1 - A/I)\sigma_{en}^2)$ であるとする⁹⁾。つまり、ディスクロージャー水準が高ければ高いほど、マーケットメーカーもより正確な情報を獲得できると考える。しかしながら、情報が複雑なため、情報優

位投資家ほどは不確実性を低減できないとする。ここで情報の複雑性を示す変数が A である。つまり、 A はマーケットメーカーがどの程度限定合理的であるかを示す変数であると考えることが出来る。

しかしながら、企業はより投資家にわかりやすい情報を提供することで、情報の複雑性に対処出来ると本稿では考える。それへの対処を示す変数が、複雑性を低減する投資 I である。投資 I が高ければ高いほど、マーケットメーカーはより多くの情報を観察出来るようになる。その結果、彼らが得られる情報量は、情報優位投資家のディスクロージャーにより得られる情報量に近づくと本稿では考える¹⁰⁾。

第三段階では、情報優位投資家が公開情報を見た上で、自らの情報生産活動の投資水準 σ_{it} を決定する。その結果として、彼は自らシグナル $y_{it} \sim N(\hat{x}_{it}, \sigma_{en}^2 + \sigma_{it}^2)$ を獲得することが出来る。その結果得られる彼の信念は $\tilde{x}|y_{en}, y_{it} \sim N(\bar{x} + \hat{x}_{en} + \hat{x}_{it}, \sigma_x^2 - \sigma_{en}^2 - \sigma_{it}^2)$ である。

この式の意味することは、まず情報優位投資家はディスクロージャー情報の全てを理解出来るので、 $(A/I)\sigma_{en}^2$ 分、マーケットメーカーより直面する不確実性が小さい。またさらに自ら情報を作成することで、 σ_{it}^2 だけさらに直面する不確実性を削減出来る。この情報を作成するコストは、全体に対するディスクロージャーにより低減された不確実性に比例し、自らが低減した不確実性の二乗に比例すると仮定する。つまり $1/2c_{it}(1 + \sigma_{en})\sigma_{it}^2$ で表される。ここで c_{it} は正の定数であると仮定する。

そして、公表された情報と自ら生産した情報を元に、自らの利益 (π_i) を最大化するように自らの取引量 D_{it} を決定する。

第四段階においては、流動的投資家が取引量を決める。取引量 (\tilde{D}_i) の分布は $\tilde{D}_i \sim N(0, \sigma_i^2)$ で

ある。そして、マーケットメーカーは情報優位投資家と流動的投資家の取引量の合計、つまり $\bar{D} \equiv D_{it} + \bar{D}_l$ とマーケットメーカーにとって既知のシグナルである y_{en} をみて、価格を設定する。なお、この時点で、マーケットメーカーは自らの期待利益がゼロとなるように価格を決定する。これは、競争市場におけるリスク中立的な投資家の行動原理である。よって効用関数という点からみて、マーケットメーカーが限定合理的な存在である、という仮定を本稿がしていないことを意味する。

最後に第五段階で投資期間が終了し、企業が生み出した価値であるキャッシュフローからディスクロージャーコストを引いた分が株式保有者に配分される。

以上の流れについて、取引段階とその段階における各プレイヤーの行動を図にしたものが図表1である。

3. 均衡の導出

本節では最終段階から遡る形で均衡を導出する。つまり、第四段階で情報優位投資家の取引量

と株価を求める。次に第三段階において情報優位投資家の情報生産水準を求める。最後に第一段階における企業家のディスクロージャー水準を求める。

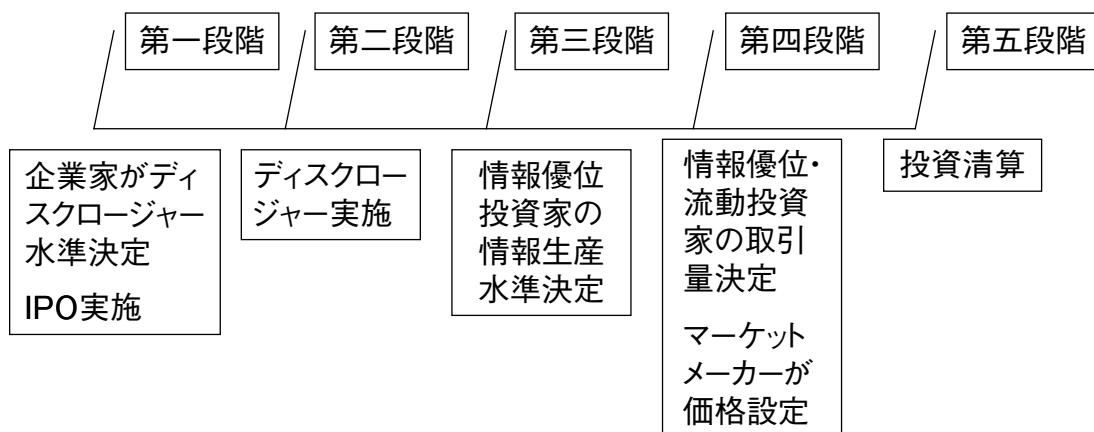
第四段階：価格と取引量の均衡 本稿では Kyle (1985) に従い、均衡取引量及び取引価格ともに線形であると仮定する。そしてマーケットメーカーが設定する価格 p は、当初予測と公開シグナル、ディスクロージャーコストから得られる最終配当に、取引量から推測される最終配当の期待値を元に決まると仮定する。つまり、マーケットメーカーは、情報を所与とすると合理的に期待を形成すると仮定している¹¹⁾。また、取引量と期待値との関係は線形であるとする。

この価格設定を元にするると、以下の補題が導き出される

補題1 (取引量と価格の均衡)

$$D_{it} = \frac{\sigma_l}{\frac{A}{I}\sigma_{en} + \sigma_{it}} \hat{x}_{it} \quad (1)$$

$$p = \hat{x} + \hat{x}_{en} - \frac{1}{2} \frac{A\sigma_{en}\sigma_l + \sigma_{it}}{D} - \frac{1}{2} c_{en}\sigma_{en}^2$$



図表1 タイムライン

$$-\frac{1}{2}c_a I^2 \quad (2)$$

証明：補論Aを参照のこと

第三段階：情報優位投資家の意思決定 情報優位投資家の期待利得は自らのみが観察出来る情報により得られた利得からその情報を得るために費やしたコストをひいたものとなる。つまり、

$$E(\pi_{it}|y_{en}) = \frac{1}{2} \left(\frac{A}{I} \sigma_{en} + \sigma_{it} \right) \sigma_l - \frac{1}{2} c_{it} (1 + \sigma_{en}) \sigma_{it}^2 \quad (3)$$

となる。

ここで、情報優位投資家は σ_{it} の水準を動かすことによって、自らの期待利得を最大化する。その結果は以下の補題で示されているとおりである。

補題2（情報優位投資家の情報生産水準）

$$\sigma_{it} = \frac{1}{2c_{it}} \frac{\sigma_l}{1 + \sigma_{en}} \quad (4)$$

第一段階：企業家の意思決定 企業家は情報優位投資家及びマーケットメーカー行動を織り込んだ上で、みずからのディスクロージャー水準を決定する。その目的は情報のロスからくる損失を最小化することである。つまり、以下の目的関数を最小化することである。

$$\min_{\sigma_{en}, I} E(\pi_{en}) = \frac{1}{4c_{it}} \frac{\sigma_l^2}{1 + \sigma_{en}} + \frac{1}{4c_{it}} \frac{A}{I} \sigma_{en} \sigma_l + \frac{1}{2} c_{en} \sigma_{en}^2 + \frac{1}{2} c_a I^2 \quad (5)$$

また、この目的関数を本稿では資本コストとして定義する。この理由は、このコストが情報の非対称性により発生したコストだからである¹²⁾。

4. 均衡における比較静学

企業家のディスクロージャー水準 市場全体に対するディスクロージャーと市場に関する変数との関係は以下の通りである¹³⁾。

定理1（市場全体に関するディスクロージャー）

$$\frac{d\sigma_{en}^*}{dA} < 0 \quad (6)$$

$$\frac{d\sigma_{en}^*}{dc_{it}} < 0 \quad (7)$$

$$\frac{d\sigma_{en}^*}{dc_{en}} < 0 \quad (8)$$

$$\frac{d\sigma_{en}^*}{dc_a} < 0 \quad (9)$$

証明：補論Bを参照のこと

つまり、情報の複雑性や2種類のディスクロージャーコスト、そして情報優位投資家の情報生産コストが増加すれば、市場全体に対するディスクロージャー水準は低下する。

この定理に関する直感的解釈を述べていく。情報の複雑性が増せば、ディスクロージャーを増したとしても、情報の格差を助長するだけであるので、ディスクロージャーの水準が低下する効果が生まれると考えられる。

情報優位投資家の情報生産の限界費用が高いことが分かれば、彼らが情報生産を減らしてることが予想出来るので¹⁴⁾、その分情報の格差が広がる可能性が相対的に減少する。その結果、ディスクロージャーを行う必要性が減少すると考えられる。

市場全体に対するディスクロージャーと複雑性に対処するためのディスクロージャーに関する限界費用が増加すれば、情報格差を埋めるメリットを享受する余地が減少する。このため、ディスク

ロージャーを行うインセンティブが減少していると考えられる。

これと同様に、情報の複雑性を減少させるためのディスクロージャーへの影響は以下の通りである。

定理2 (複雑な情報に対するディスクロージャー)

$$\frac{dI^*}{dc_{it}} < 0 \quad (10)$$

$$\frac{dI^*}{dc_{en}} < 0 \quad (11)$$

$$\frac{dI^*}{dc_a} < 0 \quad (12)$$

なお dI^*/dA は、一意に符号が定まらない。 σ_l と c_a が十分小さいか、 c_{it} と c_{en} が十分大きい時に正になり、そうでなければ負となる。

証明：補論Bを参照のこと

これは情報生産に関する限界費用の増加はどれも複雑性に対処するためのディスクロージャー投資を減少させることを意味している。この直感的解釈は市場全体に対するディスクロージャーと同様である。

一方で、情報の複雑性の増加が複雑性に対処するためのディスクロージャー投資を増加させるかどうかは状況に依存する。取引量の分散が小さいか、情報の複雑性解消のためのコストが小さければ、この種の投資は増加する。なぜなら、これらは複雑性を減少させるコストに関する変数であり、これらが小さいときには、複雑性を減少させる費用対効果が大きいためであると考えられる。これに対して、情報優位投資家の情報生産コストや市場全体へのディスクロージャーにかかるコストが大ききときも、相対的に複雑性の減少にかかるコストが小さくなる。よって、この時にも複雑

性に対処するためのディスクロージャー投資を増加すると考えられる。しかしながら、この逆になると、複雑性を減少させるよりも、市場全体に係るディスクロージャーを優先させた方が良くなるため、むしろ複雑性に対処するためのディスクロージャー投資は減少すると考えられる。

情報優位投資家の情報生産水準 まず、情報優位投資家の情報生産水準は以下の通りである¹⁵⁾。

定理3 (情報優位投資家の情報生産水準)

$$\frac{d\sigma_{it}^*}{dA} > 0 \quad (13)$$

$$\frac{d\sigma_{it}^*}{dc_{en}} > 0 \quad (14)$$

$$\frac{d\sigma_{it}^*}{dc_a} > 0 \quad (15)$$

証明 情報優位投資家の生産水準の式である (4) には σ_{en} が分母にある。よって、 A, c_{en}, I に関しては、情報生産水準は $\partial\sigma_{en}/\partial(\cdot)$ とは逆の動きを示すことが分かる

このことより、情報の複雑性やそれを削減するための限界費用の上昇、及びディスクロージャーや情報優位投資家の不確実性削減のための限界費用の上昇はどれも情報優位投資家の情報生産水準を増加させることが分かる。

直感的解釈として、情報格差を拡大させるような、複雑性の上昇、ディスクロージャー投資に対する全般的な限界費用の増加が起こると、ディスクロージャー投資が減少することはすでに示したとおりである。これに伴い、自らの情報生産を行う限界費用が減少するため、情報生産を行うインセンティブが高まると考えられる。これに対して情報生産の限界費用が増加すると、情報生産のインセンティブが減少するため、情報生産が減少すると考えられる。

資本コスト水準 最後に資本コストと市場に関する変数との関係の考察に移る。各々の変数と資本コストの関係は以下の通りである。

定理4（資本コスト水準）

$$\frac{dC^*}{dA} > 0 \quad (16)$$

$$\frac{dC^*}{dc_{it}} < 0 \quad (17)$$

$$\frac{dC^*}{dc_{en}} > 0 \quad (18)$$

$$\frac{dC^*}{dc_a} > 0 \quad (19)$$

証明：補論Cを参照のこと

つまり、情報の複雑性や2種類のディスクロージャーコストが増加すれば、資本コスト水準は上昇する。それに対して、情報優位投資家の情報生産コストが増えれば、資本コストは減少するというを示している。

これに対する直感的な解釈は以下の通りである。情報の複雑性や、ディスクロージャー投資にかかる限界費用が増加するというは、すなわち情報格差を増す要因が増えるということである。このため、企業が直面するコストが上昇すると考えられる。この一方で、情報投資家の限界費用の増加は、情報生産水準の低下につながり、ひいては情報格差の減少につながると考えられる。そのため、資本コストは減少すると考えられる。

5. 結論とディスカッション

情報の複雑性の上昇は以下の現象をもたらすことが本稿により示された。

1. 企業の市場全体に対するディスクロージャー水準を低下させる。

2. 情報優位投資家の情報生産水準が増加する。
3. 企業の資本コストを増加させる。
4. 複雑な情報を解消するための投資が増加するかどうかは一意に決まらない。

情報の複雑性を削減するための限界費用の上昇は以下の現象をもたらすことが本稿により示された。

1. 企業のディスクロージャー水準全般を低下させる。
2. 情報優位投資家の情報生産水準が増加する。
3. 企業の資本コストを増加させる。

以上のことは情報の複雑性が増している昨今の状況下において、情報優位投資家が以前より活動を活発にしている状況を説明出来ていると考える。またより複雑な情報の提供の強制は、企業の資本コストを増大させる結果を生み出す可能性があるといえよう。このことから、ディスクロージャーされる情報は一般投資家も理解可能な情報が望ましいといえよう。

このような視点から考えれば、情報格差の問題に対処した規制である、投資家間で異なる情報を与えない規制、いわゆるフェアディスクロージャーをSECが2000年に導入したことは、次のように評価出来よう¹⁶⁾。本稿の結論は、企業の生み出した情報に関して情報優位投資家に他の投資家と異なる情報を与えると、資本コストが増加する可能性を示唆している。よって、投資家間で情報格差を作らないようにするという規制は、本稿の結論から見て妥当であると考えられる。これとは逆に投資家教育も限定合理性の程度を減少させるという点で、資本コスト減少に有効であろう。

またSECが2003年に公表した、MD&Aにおける情報開示をより重要な情報に焦点を当てるよう

なガイドラインも、本稿の分析より正当化出来る
と考えられる¹⁷⁾。このガイドラインでは、
MD&Aの目的は複雑な情報を提示することでは
ないことを明示している。このような見解は、複
雑な情報が資本コストを増加させる可能性がある
ことから見て、積極的に評価出来ると考えられる。

また、電子情報開示など情報開示を容易にする
イノベーションは、複雑性に対処するためのコスト
及び全体に対するディスクロージャーのコスト
低下双方につながっていると考えられる。よって、
このようなイノベーションが資本コストの低下に
役立つことが理論的に示唆されたともいえよう。

補論

補論A 市場均衡の証明

情報投資家の最終的な富 (π_{en}) は、最終的な
配当 \hat{x} から第四段階における価格との差額に取引
量かけた額で決まる。つまり $E(\pi_{en}|y_{en}, y_{it})$
 $= (\hat{x} - p)D_{it}$ と表せる。

ところで、価格は取引量に対して線形であると
仮定したので、情報優位投資家は自らが取引量を
決定したら、その価格は $E[p|D_{it}] = \bar{x} + \hat{x}_{en}$
 $+ \alpha D_{it}$ と期待される。よって、情報優位投資家
の利得は

$$\pi_{en}|y_{en}, y_{it} = (y_{it} - \alpha D_{it})D_{it} \quad (20)$$

となる。よって、これを最大化するような取引量
は、

$$D_{it} = \frac{1}{2\alpha} y_{it} \quad (21)$$

となる。これを前提とした上で、マーケットメー
カーは $E[\epsilon|\tilde{y}_{en}, D]$ の最適予測を行う。取引情報が
ない時点での予測は $\epsilon|\tilde{y}_{en} \sim N(0, \sigma_v^2 -$
 $(1 - A/I)\sigma_{en}^2)$ である。これに対して事後的な
シグナルとして $\tilde{D} \sim N(\tilde{x}_{it}, 1/4\alpha^2((A/I)\sigma_{en}^2 +$
 $\sigma_{it}^2) + \sigma_l^2)$ を得る。よって、 $E[\epsilon|\tilde{y}_{en}, D]$ の最適予

測は、

$$E[\epsilon|\tilde{y}_{en}, D] = \frac{Cov(\epsilon|\tilde{y}_{en}, \tilde{D})}{Var(\tilde{D})} \tilde{D}$$

$$= \frac{\frac{1}{2\alpha}(\frac{1}{A}\sigma_{en}^2 + \sigma_{it}^2)}{\frac{1}{4\alpha^2}(\frac{1}{A}\sigma_{en}^2 + \sigma_{it}^2) + \sigma_l^2} \tilde{D} \quad (22)$$

となる。ここで、 \tilde{D} の前の係数が α であるから、
式を変形して求める α を (22) や価格式に代入す
ることで、補題の結果が得られる。

補論B 企業家行動の証明

まず企業家の目的関数を各々 σ_{en}, I で微分した
ものがゼロと等しくなる点が最適ディスクロージ
ャー σ_{en}^*, I^* である。式で表すと以下の通りであ
る。

$$\frac{\partial E(\pi_{en}|y_{en})}{\partial \sigma_{en}} = -\frac{1}{4c_{it}} \frac{\sigma_l^2}{(1 + \sigma_{en})^2}$$

$$+ \frac{1}{4c_{it}} \frac{A}{I} \sigma_l + c_{en} \sigma_{en} = 0 \quad (23)$$

$$\frac{\partial E(\pi_{en}|y_{en})}{\partial I} = -\frac{1}{4c_{it}} \frac{A}{I^2} \sigma_{en} \sigma_l + c_a I = 0 \quad (24)$$

よって (24) を変形することによって、 $(I^*)^3$ を
もとめ、それを (23) に代入すると次のように表
せられる。

$$F = -\frac{1}{4c_{it}} \frac{\sigma_l^2}{(1 + \sigma_{en}^*)^2} +$$

$$\frac{1}{4c_{it}} \frac{A}{\left(\frac{A\sigma_{en}^* \sigma_l}{4c_{it} c_a}\right)^{1/3}} \sigma_l + c_{en} \sigma_{en} \quad (25)$$

さて、ここで隠関数の定理を使うために F を
各変数で微分すると、

$$\frac{\partial F}{\partial A} = \frac{1}{6c_{it}} \frac{1}{I^*} \sigma_l > 0 \quad (26)$$

$$\frac{\partial F}{\partial c_{it}} = c_{en} \sigma_{en}^* c_{it} + \frac{1}{12c_{it}^2} \frac{A}{I^*} \sigma_l > 0 \quad (27)$$

$$\frac{\partial F}{\partial c_{en}} = \sigma_{en}^* > 0 \quad (28)$$

$$\frac{\partial F}{\partial c_a} = \frac{1}{12c_{it}} \frac{A}{\left(\frac{A\sigma_{en}^* \sigma_l (c_a)^4}{4c_{it}}\right)^{1/3}} \sigma_l + c_{en} > 0 \quad (29)$$

を得る。次に $\partial F / \partial \sigma_{en}^*$ の符号を考える。まず、この式を変形すると、

$$\begin{aligned} \frac{\partial F}{\partial \sigma_{en}^*} &= \frac{3}{8c_{it}} \frac{\sigma_l^2}{(1 + \sigma_{en}^*)^3} - \frac{1}{12c_{it}} \frac{A}{\left(\frac{A\sigma_l (\sigma_{en}^*)^4}{4c_{it} c_a}\right)^{1/3}} \sigma_l + c_{en} \\ &= \frac{3}{8c_{it}} \frac{\sigma_l^2}{(1 + \sigma_{en}^*)^3} - \frac{1}{24c_{it}} \frac{\sigma_l^2}{(1 + \sigma_{en}^*)^2 (\sigma_{en}^*)^{1/2}} \\ &\quad + c_{en} + \frac{1}{3} c_{en} (\sigma_{en}^*)^{3/2} \end{aligned} \quad (30)$$

となる。ここで $(\sigma_{en}^*)^{1/2} = x$ とおき、さらに、すべての項に $(1 + x^2)^3 x$ をかけると以下の式になる。

$$\begin{aligned} \frac{\sigma_l^2}{24c_{it}} \{9x - (1 + x^2)\} + \\ 2c_{en} \{(1 + x^2)^3 x (2 + 1/3x^3)\} \end{aligned} \quad (31)$$

とあらわせる。上式の最初の中括弧の最大次数は2で、後の中括弧の最大次数は7である。このため x が少しでも大きくなれば、最初の中括弧内よりも、後の中括弧の値が大きくなる速度がかなり早い。例えば、最初の中括弧内が負になる最小の整数である、 $x = 10$ であったとしても、 $11\sigma_l^2 < 990, 737, 442c_{it}c_{en}$ という条件が満たされれば、上の式が正という条件は満たされる。ところで実際の企業においては x の値は数円という単位ではなく、かなり大きな単位になると考えられる。以上の考察をふまえ、本稿では上の式が正となる範囲でのみ考察を行うこととする。そのような範囲では、 $\partial F / \partial \sigma_{en}^* > 0$ となり、その結果を隠関数の定理に当てはめると、定理が求まる。

また、 I^* についてであるが、(24) を変形することによって、 $(I^*)^3$ をもとめた変数を微分すると、

c_{it} 、 c_{en} 、 c_a については定理が求まる。

最後に A については

$$\frac{\partial (I^*)^3}{\partial A} = \frac{\sigma_l}{4c_{it}c_a} (\sigma_{en} + \frac{\partial \sigma_{en}}{\partial A}) \quad (32)$$

とおける。よって、上式の () 内の σ_{en} が正、 $\frac{\partial \sigma_{en}}{\partial A}$ が負のため、一意に上式の符号を決められない。ここで、 $\partial \sigma_{en}^* / \partial A$ を変形することより

$$\begin{aligned} \frac{\partial \sigma_{en}^*}{\partial A} &= - \frac{\frac{\partial F}{\partial A}}{\frac{\partial F}{\partial \sigma_{en}^*}} \\ &= \frac{\sigma_l}{6c_{it}I \left(\frac{3}{8c_{it}} \frac{\sigma_l^2}{(1 + \sigma_{en}^*)^3} - \frac{1}{24c_{it}} \frac{\sigma_l^2}{(1 + \sigma_{en}^*)^2 (\sigma_{en}^*)^{1/2}} + c_{en} + \frac{1}{3} c_{en} (\sigma_{en}^*)^{3/2} \right)} \end{aligned}$$

ここで σ_{en}^* はかなり大きいと想定しているので、

$$\begin{aligned} &\approx \frac{\sigma_l}{18c_{it}c_{en}I (\sigma_{en}^*)^{3/2}} \\ &= \frac{\sqrt[3]{4\sigma_l^3 c_a^2}}{18 \sqrt[3]{c_{it}^2 c_{en}^3 A (\sigma_{en}^*)^{11/2}}} \end{aligned} \quad (33)$$

と近似出来る。よって、この値が十分小さいには σ_l と c_a が十分小さいか、 c_{it} と c_{en} が十分大きいことが必要となる。

補論C 資本コストの証明

企業家にとって資本コストは、外生変数と自らの内政変数であるディスクロージャーの関数と考え、 $C(\cdot, \sigma_{it}(\cdot), I(\cdot))$ の形で表すことが出来る。この関数を外生変数で微分し、その外生変数に対する内生変数の最適値を代入すると、

$$\begin{aligned} \frac{\partial C^*}{\partial (\cdot)} &= \frac{\partial C^*}{\partial \sigma_{it}(\cdot)} \Big|_{(\cdot)^*} \frac{\partial \sigma_{it}(\cdot)}{\partial (\cdot)} + \frac{\partial C^*}{\partial I(\cdot)} \Big|_{(\cdot)^*} \\ &= \frac{\partial I(\cdot)}{\partial (\cdot)} + \frac{\partial C^*}{\partial (\cdot)} \Big|_{\sigma_{it}(\cdot)^*, I(\cdot)^*} \\ &= \frac{\partial C^*}{\partial (\cdot)} \Big|_{\sigma_{it}(\cdot)^*, I(\cdot)^*} \end{aligned} \quad (34)$$

というようにこの関数を変形することが出来る。なぜならば $\partial C^* / \partial \sigma_{it}(\cdot) |_{(\cdot)^*} = 0$ かつ $\partial C^* /$

$\partial I(\cdot)|_{(\cdot)^*} = 0$ だからである。このことより C^* を各変数で微分すれば定理が求まる。

《注》

- 1) ディスクロージャーに関する理論論文に関しては、Verrechia (2001)、Christensen and Feltham (2003) Part C-Dにおいて包括的なレビューがなされている。
- 2) 本稿とは異なる設定で、情報の不確実性と格差の双方について分析の重要性を指摘し、さらに分析を行うためのベンチマークを提案した研究としては、Easley and O'hara (2004)がある。ただし、彼らの研究でも、情報優位投資家や企業家の戦略的行動までは分析が行われていない。
- 3) マーケットメーカーは日本でもジャスダック市場に於いて導入されており、IPOの状況を仮定した本稿と現実的にも一致すると考える。
- 4) なお、本稿のプレーヤーは全てリスク中立的であると仮定する。また、単純化のため、利子率はゼロと仮定し、空売りも許容されているとする。
- 5) 限定合理的な投資家がベイズルールに従い自らの信念を改訂とする例を挙げているテキストとしてChamley (2004)がある。
- 6) なお σ_{en} は範囲はある程度限定されている。この意味は補論Bを参照のこと。
- 7) 本稿では、単純化のため、ディスクロージャーにより削減出来る不確実性の水準を差の形で記述した。その結果、企業の当初の不確実性である σ_x^2 がプレーヤーの最適行動とは無関係になっている。このため、ディスクロージャー水準が当初の不確実性より下回ることがモデル内では保証されていない。よって、企業自体の不確実性がかなり大きく、ディスクロージャーでその不確実性を削減しても、未だ不確実性が残る状況のみを暗黙のうちに想定したモデルとなっている。
- 8) ここで、コストがこのような関数となっている理由は、限界費用が正かつ通増という条件を満たす簡単な関数だからである。これは後に出てくる c_{it} でも同様である。
- 9) A は1未満の正の定数とする。
- 10) なお、シグナル同士や流動的投資家の取引量とシグナルは独立であると仮定する。
- 11) なお、Kyleモデルで想定している市場の効率性は、マーケットメーカーが観察した情報を合理的に価格に織り込むという意味である。その意味では本稿でも観察した情報に対しては効率的に価格付けされていると想定している。
- 12) なおいくつかの数値例では、 I が1以下となり、むしろ情報格差を積極的に作り出すような結果が導出されたケースもあった。どのようなケースで情報格差をより積極的に作り出そうとするかの考察については今後の課題としたい。最適値の数値例を確認することを示唆して頂いた匿名のレフリーに感謝します。
- 13) なお、 $\partial \sigma_{en}^* / \partial \sigma_1 A$ に関しては条件によって、増加すること

も減少することもあり得る。よって本稿では以下において流動的投資家に関する分析は行わない。

- 14) これに関しては定理3で証明する。
- 15) $d\sigma_{it}^* / dc_{it}$ の符号条件は一意に求まらないので、本稿では省略している。
- 16) これについてはSEC (2000) を参照のこと。
- 17) これについてはSEC (2003) を参照のこと。

《参考文献》

- Bainman, S., and R. E. Verrecchia (1996), "The relationship among Capital Markets, Financial Disclosure, Production Efficiency, and Insider Trading," *Journal of Accounting Research*, Vol. 34, No. 1, pp. 41-67.
- Chamley, C. (2004), *Rational Herds: Economic Models of Social Learning*, Cambridge Univ Press.
- Christensen, P. O., and G. A. Feltham (2003), *Economics of Accounting Volume I Information in Markets*, Kluwer Academic Publishers.
- Easley, D., and M. O'hara (2004), "Information and the Cost of Capital," *Journal of Finance*, Vol. 59, No. 4, pp. 1553-1583.
- Hirshleifer, D., and S. H. Teoh (2003), "Limited attention, information disclosure, and financial reporting," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 36, No. 1-3, pp. 337-386.
- Kim, O., and R. E. Verrecchia (1994), "Maeket Liquidity and Volume Around Earnings Announcement," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 17, No. 1, pp. 41-67.
- Kyle, A. G. (1985), "Continuous Auctions and Insider Trading," *Econometrica*, Vol. 53, No. 6, pp.1315-1335.
- Macnichols, M., and B. Trueman (1994), "Public Disclosure, Private Information Cllection, and Short-Term Trading," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 17, No. 1, pp. 69-94.
- SEC Release Nos. 33-7881; 34-43154; IC-24599, File No. S7-31-99. (2000), "Final Rule: Selective Disclosure and Insider Trading."
- SEC Release Nos. 33-8350; 34-48960; FR-72. (2003), "Interpretation: Comission Guidance Regarding Management's Discussion and Analysis of Financial Condition and Results of Operations."
- Verrecchia, R. E. (2001), "Essays on Disclosure," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 32, No. 2, pp. 92-180.
- Zhang, G. (2001), "Private Information Production, Public Disclosure, and the Cost of Capital: Theory and Implications," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 18, No. 2, pp. 363-384.
- 薄井彰 (1997)「会計情報と市場のマイクロストラクチャー」吉田寛・柴健次編著『グローバル経営会計論』税務経理協会。

企業の自主的情報開示（IR）の戦略的意義

Strategic Significance of Investor Relations (IR)

谷口 雅志 (日本インベスター・リレーションズ(IR) 協議会)
Masashi Taniguchi

要 約

本稿の目的は、日本の金融・企業システムが従来のメインバンク制から資本市場を活用したシステムに変革する中において、企業の自主的情報開示（インベスター・リレーション、以下IR）が非常に重要になっていることを指摘することである。市場活用システムにおいては、コーポレートガバナンスの問題にも関連するが、投資家やアナリストが経営戦略に与える影響が一段と大きくなっていく。一方、トップ経営者は投資家に対し経営戦略を今まで以上に明確にしなければならない。投資家とトップ経営者間のコミュニケーションで必須な手段がIR活動である。投資家にとってより分かりやすい経営戦略を確立することをIRはトップ経営者に要請することとなる。その結果、IR活動の本質を理解し、IR活動に優れた企業は業績、株価が向上する傾向にある。

Summary

This paper points out and emphasizes the importance of the Investor Relations (IR) activities when the Japanese financial and corporate system has been revolutionary changing from the so-called main bank system to the market oriented system. Investors and analysts are getting more influential to the management strategy of the company in the market oriented system, which is closely related with the corporate governance issues. Top management also has to make clear his/her management strategy for the investors, analysts and other stakeholders. IR is the essential vehicle for the communication between top management and investors. IR will force top management to establish the clear management strategy which is easy to understand for the investors. The companies which understand the real meaning and role of IR activities and practice excellent IR activities tend to improve the business results and its stock price.

1. はじめに

ディスクロージャー（開示）の戦略的意義は、今後ますます高まっていくと予想される。世界的に、ビジネス、政治、法律等各分野において規制緩和が進み「自由度」が増している。どの分野においても「自由度」が増すにつれて重要になってくるのが、何をしたいのかという「ビジョン」と何を目標にするのかという「戦略」、及びそれらを伝達する「開示・透明性」である¹⁾。企業情報開示に関連して言えば、企業の明確な「経営戦略」の確立とそれを関係者に幅広く正確に伝える「開示」、会計基準、関係法律・規制の「戦略的フレームワーク（枠組み）」の確立が大切になってくる。

世界的に株式市場を重視した金融・経済システムに移行している現在、特に企業の自主的なディスクロージャーである「インベスター・リレーション（IR）活動」が重要になってくる。IR活動は企業から投資家への情報発信と、投資家から企業へのフィードバックという双方向コミュニケーションである。IR活動を進展させればさせるほど、経営者はどうしても経営戦略を研ぎ澄まざるを得なくなる。その結果、企業の価値創造力は増大すると予想される。一方、株主・投資家にとっては、IR活動が活発になればなるほど、企業価値を判断する情報量が増加し、投資先の選別がしやすくなり、結果運用パフォーマンスの向上が見込まれる。開示に関する基本的な法律である証券取

引法は、その最終目的を「投資者の保護」とともに「国民経済の適切な運営」を資するため、としている。ディスクロージャー（開示）、特にIR活動の進展は、企業の発展及び年金を含む資産運用パフォーマンスの向上にとって非常に重要であり、ひいては日本経済の再生・成長の原動力にもなる。本稿は、IR活動が、ただ単に企業情報を開示するというのではなく、経営力と資産運用力の両者を向上させる非常に重要で戦略的な原動力である、という点を指摘するものである²⁾。

2. 企業情報開示

1) 全体関連図

企業情報開示に関係する対象は、大きく分けて、情報発信者としての「企業」、情報受信者(消費者)の「金融・資本市場」、それに情報インフラとしての「会計基準」、政府・官庁・取引所による市場監督・規制（「法律・規制」）である。そしてこれら対象全体の究極的な目的は「社会の進歩と発

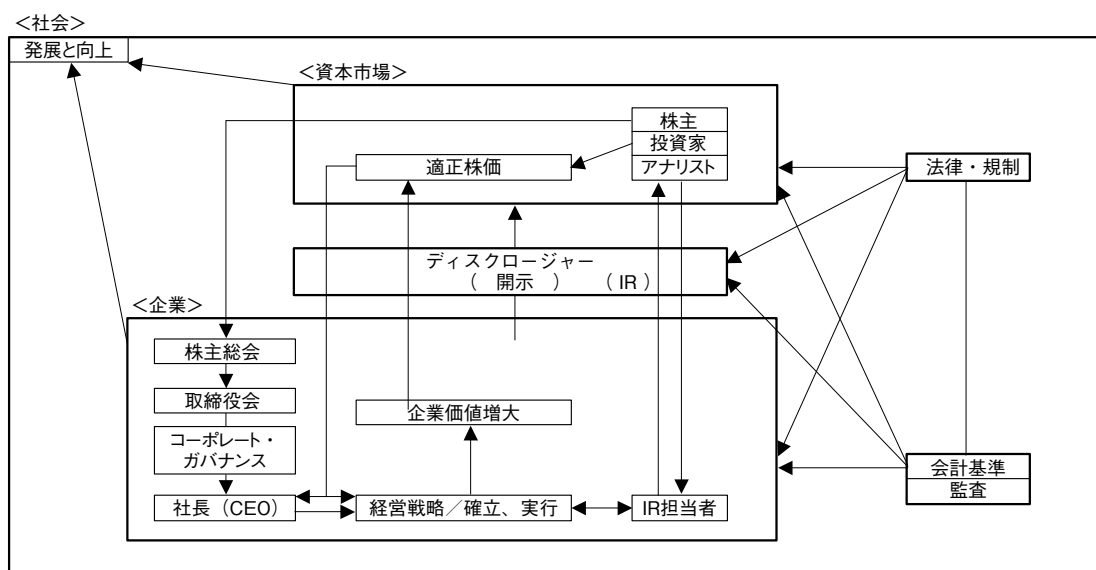
展」である。「企業」という対象の中には、企業と投資家・アナリストの両者にとって最も関心の高い「企業価値増大」、それを実現するための「経営力」（「経営戦略」＋「経営執行力」）がある。また、資本市場の中には、主要情報消費者・利用者としての「投資家、アナリスト」、企業価値の日常的な指標としての「株価」が存在する。これら対象の関係を表したのが図表1である³⁾。

2) 目的と種類

ディスクロージャーは企業と資本市場間の情報の橋渡しとなっているが、その目的、開示の種類及びその特徴は以下のとおりである。

① 開示の目的とその背景

現在の開示に関する基本的法律である証券取引法（以下、証取法）の目的は「投資者の保護」と「国民経済の適切な運営」であり、両者は別々の目的ではなく密接に結びついている⁴⁾。戦後、長期間にわたって機能したメインバンク制の金融・経済システムが根本的に変革し始めた現在、投資



(出所) 谷口作成

図表1 企業情報開示の全体図

家を保護しながら資本市場（主に株式市場）を健全に発展させ、資本市場の力を活用して企業の価値増大の力を強め、その結果国民経済を適切に運営することが日本にとって重要になっている⁵⁾。90年代後半に始まった金融ビッグバンにより、日本も「資産運用手段の充実」、「活力ある仲介活動を通じた魅力あるサービスの提供」、「多様な市場と資金調達のチャンネルの整備」を進めており、「利用者が安心して取引を行うための枠組みの構築」の一環として「ディスクロージャー制度の整備・拡充」を図ってきた⁶⁾。開示の進化は資本市場の拡大と市場経済の強化のために必要不可欠となっている。

② 開示の種類と特徴

現在の開示は、商法・証取法などで規定されている「法定開示」、東京証券取引所等で規定している「適時開示」、企業の自主的開示である「IR」の3つに分類される。(図表2) これら3種類の開示の特徴の中で重要になってくるのが、過去情報、現在情報、将来情報という「情報の時間的内容」である。現在の法定開示・適時開示では、将来関連情報は限られたものである。しかし、企業が自主的に行う開示 (IR) はその内容、範囲に制限がなく、企業にとっては株主、投資家、アナリスト等に対する情報提供手段として重要なものとなっている。

図表2 法定開示、適時開示、IRの特徴

	法定開示	適時開示	IR
正確性	◎	○	○
速報性	△	◎	○
開示の自由度	×	○	◎ (独自性)
比較可能性	◎	○	△
周知対象	全投資家	全投資家	株主・利害関係者
情報内容時期	過去	過去・現在	過去・現在・将来

(出所) 谷口作成

3) IR活動の現状

日本インベスター・リレーションズ (IR) 協議会は、毎年「IR活動の実態調査」を実施している。04年の調査対象は全株式公開会社(3,655社)で、回答数は1,307社で、回答率35.8%であった⁷⁾。IR活動を「実施している」企業は、全体の88.7% (昨年は87.6%) で、この3年間の実施率は87-89%の間にあり、約90%近くの実施率が定着化しつつある。IRの目標は、1位が「企業・事業内容の理解促進」(1397点)、2位は「適正な株価の形成」(1344点)、3位は「企業の認知度向上」(1109点)となっている。「経営トップによるIR活動」を行っている企業はIR実施企業の89.8% (昨年は87.5%)、「コーポレートガバナンスを意識したIR活動」を実施する企業は59.9% (同51.3%)、「情報開示に対する姿勢を表明」する企業は70% (同63.8%) ある。いずれも昨年より実施率が高まっており、IRを経営の一環として意識する企業が増えている。とくにコーポレートガバナンスへの意識が高まったことは、商法が改正されたり、議決権行使を重視する企業が増えたりしたことが背景にあると思われる。

4) IR活動普及の背景

このようにIR活動が普及してきた背景には、以下のような要因がある。バブル経済崩壊後、銀行の不良債権問題が発生し、その結果「金融ビッグバン」により、間接金融から直接金融への重心シフトが行われている。銀行と企業との株式持合いの多くが解消され、一方では海外投資家の所有比率が増大してきた。株式持合い時の株主はどちらかと言うと“物言わぬ”投資家であったが、現在、存在感が大きくなってきた海外投資家は“積極的に物言う”投資家である。また、資本市場が拡大すると投資家、特に個人投資家の保護のためにも、企業からの自主的開示 (IR情報) が必

要となる⁸⁾。

IR活動が今後重要になってくるもう一つの要因は、資本の生産性向上であろう。戦後の日本経済は、いわゆる間接金融システムのもとに、収益性やリターンが低くても、量的拡大を目指してきた。しかし、経済大国となった日本は、もはや資本の政策的優先配分の必要性はない。これからは、企業、金融機関、家計がそれぞれ自分の責任とリスクで金融資本の効率的な運用を行わなければならない。日本の上場企業の1960年度から2000年度までのROE(自己資本利益率)の単純平均値は、60年代10.1%、70年代9.6%、80年代7.9%、90年代2.9%と趨勢的に低下している。ROAも、60年代8.4%、70年代7.2%、80年代6.7%、90年代4.2%と同様に低下している⁹⁾。同様に、40年間の付加価値生産性は80年代までは上昇傾向にあったが、90年代に入り横ばい状態となっている。その主な要因は、付加価値生産性の因数である資本生産性が、60年代66.9%、70年代88.2%、80年代79.6%、90年代59.2%と70年代半ばをピークとして、それ以降趨勢的に低下していることである¹⁰⁾。すなわち固定資産が創出する付加価値が低下しているのである。よく言われる過剰設備の問題である。企業経営者であれば、投資に対するリターン(ROI: リターン・オン・インベストメント; 投資収益

率)について考えているはずである。しかし、上記のとおり、過去40年間の上場企業の収益性、付加価値生産性は全体としては趨勢的に低下傾向にあった。

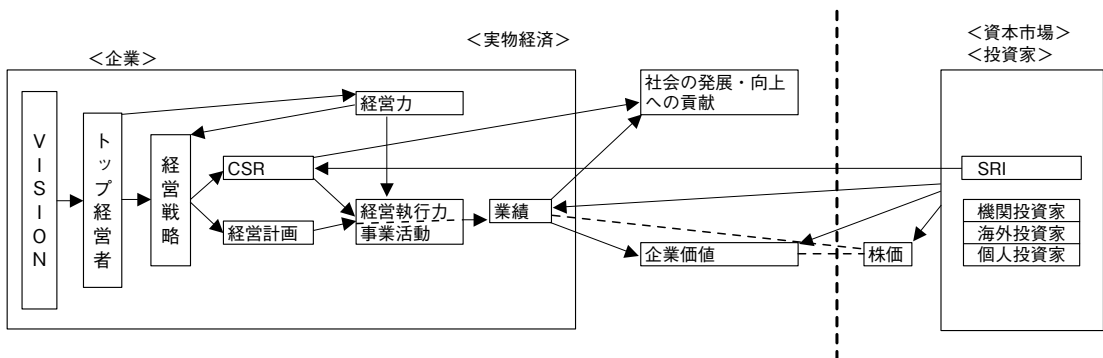
4. 企業と開示

1) 経営力とIR

ROEの向上は、トップ経営者の「経営力」に大きく依存する。「経営力」とは、具体的には、企業を取り巻く環境を観察・分析して「経営戦略」を確立し、それに基づいて「経営計画」を作成し、人材・組織を活用して実際に「事業活動」を執行し、「業績・企業価値」を向上させるという「トップ経営者のマネジメント能力」である¹¹⁾(図表3)。

① 経営戦略

「経営力」の構成要素の一つは「経営戦略」立案能力である。「戦略」とは方向を決めることであり、経営に関して具体的には、既存事業の「拡大」か「縮小・撤退」か、新規分野・商品への「参入」か「不参入」か、ということである。多くの日本企業が企業再生に苦しんでいた2、3年前に海外投資家がよく質問していたのが、「不採算部門から撤退しないのはなぜか」というものであり、



(出所) 谷口作成

図表3 企業と投資家 (実物経済と資本市場)

一方リストラをほぼ完了しそうな企業に対しては、「今後、成長するための戦略を説明して欲しい。成長分野・部門はどこか、貴社の競争力・コアコンピタンスは何か、競争戦略・対応はどのようなものか。」という、またしても経営戦略に関する質問である¹²⁾。

海外投資家に限らず投資家の目標は投資リターンである。彼らが最も注目するのは、リターン、株価に影響する企業価値創造力を持った企業か否かという点である。そして、その価値創造力のベースになっているのが経営戦略である。従って、海外投資家は特に「経営戦略」に関連した質問を中心にしてくる。さらに、その実績・業績をちゃんとフォローして、「経営戦略」に問題がないか、またそれを実行する「経営執行力」は備わっているか、という点も検証している。経営戦略を立案し、その実績・業績に責任を負っているのはトップ経営者である。従って、トップ経営者は、どのような考え(ビジョン、戦略)の下に、いかに経営しているか(実績・業績=戦略の途中経過報告)を真摯に説明する必要がある。

② 経営執行力

「経営力」の第二の構成要素は、「経営執行力」である。経営執行力とは、企業の組織と資源を有効に活用して生産プロセスの生産性を上げ、競争力のある商品・サービスを消費市場に提供するという(これが企業価値創造プロセス)、文字通り経営戦略の執行力である。

企業価値創造プロセスは経営戦略の具現化であり、その構成要因は「組織」、「生産プロセス」、「資源・商品」である。投資家はこれらプロセスの各構成要因の競争力に注目している。企業価値創造プロセスを実践するのは「人」である。従って、「経営戦略に沿った組織」を作ると共に、いかに従業員を活性化させるかが大切である。「戦術は戦略に従属する」といわれるが、組織はあくまで

も戦術であり、根本の経営戦略が明確でないと効率的な組織は形成されない。ハーバード・ビジネス・スクールのガービン教授は「学習し続ける組織」の重要性を挙げている¹³⁾。また、GEは2000年のアニュアル・レポートで「GEにとって最も大きな変化は“学習する企業”(Learning Company)へ生まれ変わったということである」と述べている¹⁴⁾。

2) 企業価値

企業価値、株価に関する理論は進化しているが、その中心テーマは「将来のフリー・キャッシュフロー (FCF)」と「リスク」の予想である。企業価値は将来FCFをWACC(加重平均資本コスト)で現在価値に割引したものであり、企業価値の重要な要素は、どのプロジェクト(事業分野、製品、サービス)に投資するか、その際のリスクはどれ位か、という投資方針である。プロジェクトの将来FCFの現在価値合計から初期投資額を控除した正味現在価値(NPV)がプラスとなるような「有望」なプロジェクトに投資することが重要である。しかし、競争社会においては、そのようなプロジェクトには競争相手も参入し、そのうち超過リターンはなくなる。その速度は、競争相手の参入の容易さ、類似商品の存在、有望なプロジェクトを持っている企業のその他の競争優位性の程度に依存する。会社を取り巻くビジネス環境、競争要因、リスクを念頭に置きながら、プロジェクトの研究開発、設備投資を行って如何に将来FCFを創出するか、というのが経営戦略である。どのプロジェクトに投資するか、ということは「どの方向に行くのか」ということであり、まさに経営戦略そのものである。経営戦略の目的の一つは、競争相手に対する自らの「独自性、コア・コンピタンス」を長期的に維持し、超過リターンを上げ続けることである。

企業には公表できない情報も多くあるが、会社が計画している事業／製品の製造・販売計画、設備投資計画、研究開発計画、財務計画について、できるだけ広範囲な内容について、アナリスト、投資家に情報提供し、会社が目指している企業価値を正しく推定してもらうことが必要であろう。この意味において、会社の自主的開示（IR）は投資家に企業価値を公正に評価してもらうためにも重要な情報源である。

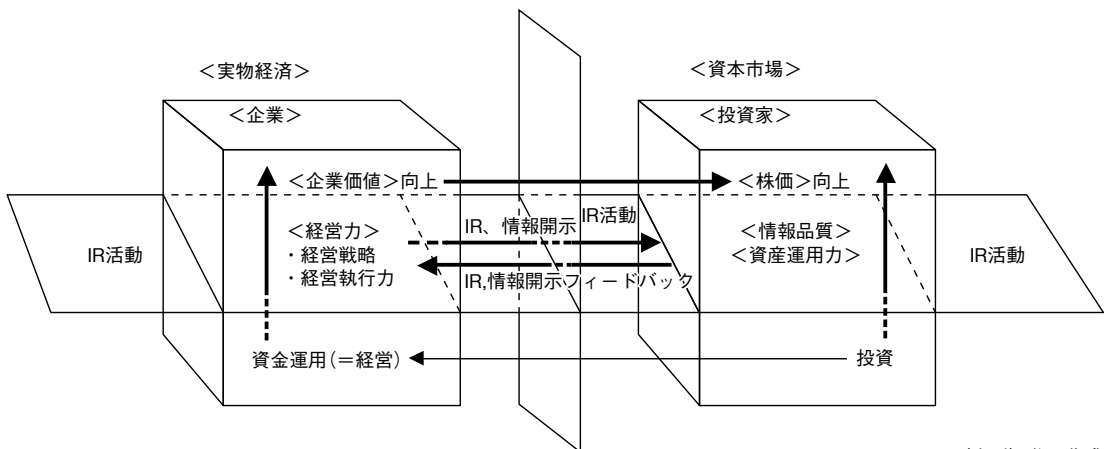
5. 「経営力」の強化策としてのIR

1) IRと経営力

資本（株式）市場は、企業の将来の成長性、技術・新製品開発力、価格競争力、競争状況、経済・政治・社会状況など全ての予想が入り混じって株価形成されている場所である。資本市場の声は投資家の声ではあるが、ある意味では顧客・競争者・社会の声でもある。その声の意味するところを謙虚に聞くことが必要である。従って、競争相手を含めた株価の動き及びその要因には注視しておく必要がある。そうすることによって、目前の顧客、競争相手だけではなく、将来のもっと幅広

い顧客、競争相手などの状況を考えるきっかけとなり、結果として企業価値を高めるためのより緻密な経営戦略を練っていくことができる。このように、IRは経営戦略の代替にはなりえないが、経営戦略を構築・強化する際の重要な手段となる。

IRの真髄は、企業の価値創造力にとって最も重要な「経営力」（＝「経営戦略」＋「経営執行力」と、投資家にとって投資判断時に最も重要な「情報品質」（→「資産運用力」というコア部分を輪切り（明らか）にすることである。（図表4）IR活動は企業戦略・企業執行力の内容とその経過・実績を資本市場へ情報開示・発信する。企業価値創造にとって重要なこれら内容が開示されると、投資家の投資判断の質も向上が見込まれる。同時に、情報開示、IR活動が進めば進むほど、投資家は企業価値向上（＝株価パフォーマンス向上）についての質問・コメントが多くなる。企業価値を向上させるためには経営力の強化が必要であり、トップ経営者は明確な経営戦略の確立と、その目標に達するための経営執行力を明示しなければならぬ。すなわち、IRは否応なしに経営力を強化させる。企業が経営力強化により企業価値



（出所）谷口作成

図表4 IRと経営力、資産運用力

を向上させると、株価も向上する。

このように、IRの真価が最も発揮される点は、IR活動を通じて資本市場から企業価値が評価されることにより「経営力」が研ぎ澄まされ、「企業価値創造力が強化」される、ということである。従って、今後は、企業価値を高めるための経営手段としてIRの積極的な活用を検討することが重要になろう。

2) 経営戦略とIR活用の実例—テルモ

企業価値を高めるためにIRを活用した例として、テルモの場合を見てみよう。2003年に日本IR協議会のIR優良企業賞を受賞したテルモにも、「市場の不信との戦い」があった¹⁵⁾。テルモは、01年3月期と02年3月期の両中間決算時に通期予想の下方修正を行い、両時期とも株価がストップ安となった。アナリストからは技術力、製品開発・販売などに対するリスク管理に関する質問・意見が出て、市場の不信感が高まってきた。このような事態に対し、市場の声を経営に反映させるため、社長、財務・経理役員などの経営陣と経営企画室、広報室 (IR) が一緒になって総合的にディスカッションを行った。その結果、課題として、①PTCAカテーテルの売上げ不振、②労働集約的生産への対応の遅れ、③販管費率の上昇が明らかとなった。これら課題に対し、①開発力を強化し、新製品を投入、②低収益品種の整理、海外への生産移管、③高収益商品の育成、④販管費率の抑制という経営戦略を確立した。そして、01年11月8日の中間決算説明会において、副社長 (当時) が「課題と戦略」と題して説明を行っている。さらに、安定成長分野であるホスピタル事業の収益性アップ、高収益・高成長分野である心臓・血管事業と生活医療事業の事業拡大という経営戦略の再構築も行った。

以上のように、テルモはIR活動を有効に活用

して経営戦略の強化に努めた結果、業績も回復している。高収益・高成長分野である心臓・血管事業と生活医療事業の事業拡大という経営戦略に関しては、心臓・血管事業の売上は対前年度比伸び率が02年度+16.3%、03年度+14.9%と確実に増加している。営業利益率は01年度の15.0%から02年度15.6%、03年度17.0%と改善しており、ROEも01年度の8.2%から02年度10.0%、03年度10.4%へと向上している。結果、テルモの株価は日経平均を大幅に上回るパフォーマンスとなっている。

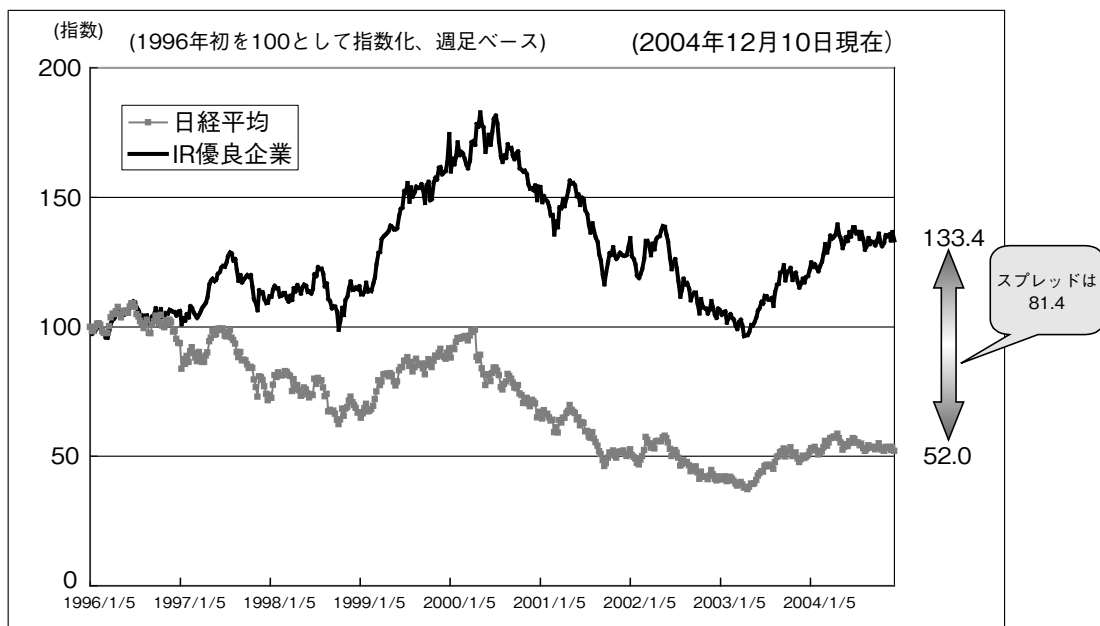
参考として、日本IR協議会のIR優良企業賞を受賞した企業の合成株価パフォーマンスは、1996年初を100とした場合04年12月10日時点で133.4であり、日経平均の52.0と比べて81.4ポイント上回っている (図表5)。これらIR優良企業賞を受賞した企業は、IR活動を通じて資本市場の参加者と積極的に双方向コミュニケーションをとっており、市場の声を経営戦略にうまく取り入れて、競争力を強化していると考えられる。

3) IR優良企業と経営戦略・企業価値 (株価)

IRを活用した経営戦略の再構築、業績の改善の実例としてテルモの場合を検討してみた。ここでは、IR活動と経営戦略、企業価値 (株価) との関係について、日本IR協議会のIR優良企業賞を受賞した企業 (以下、IR優良企業) についてより幅広く考察してみた。IR優良企業は図表6のとおりである。

① 定量分析

各年度のIR優良企業全社の経常利益と株価の推移を、日経平均のそれと比較してみた。日本IR協議会のIR優良企業賞の表彰は11月か12月初旬に行われる。株価は将来の利益を反映するものである。したがって、受賞企業全社の経常利益は受賞年度の経常利益 (多くの企業は翌年3月末の数字) を100として計算している。また、受賞企



(出所) いちよし経済研究所

図表5 日本インベスター・リレーションズ協議会IR優良企業賞34社の合成株価
(96年度以降の34社を対象)

図表6 IR優良企業賞(日本IR協議会)の受賞企業

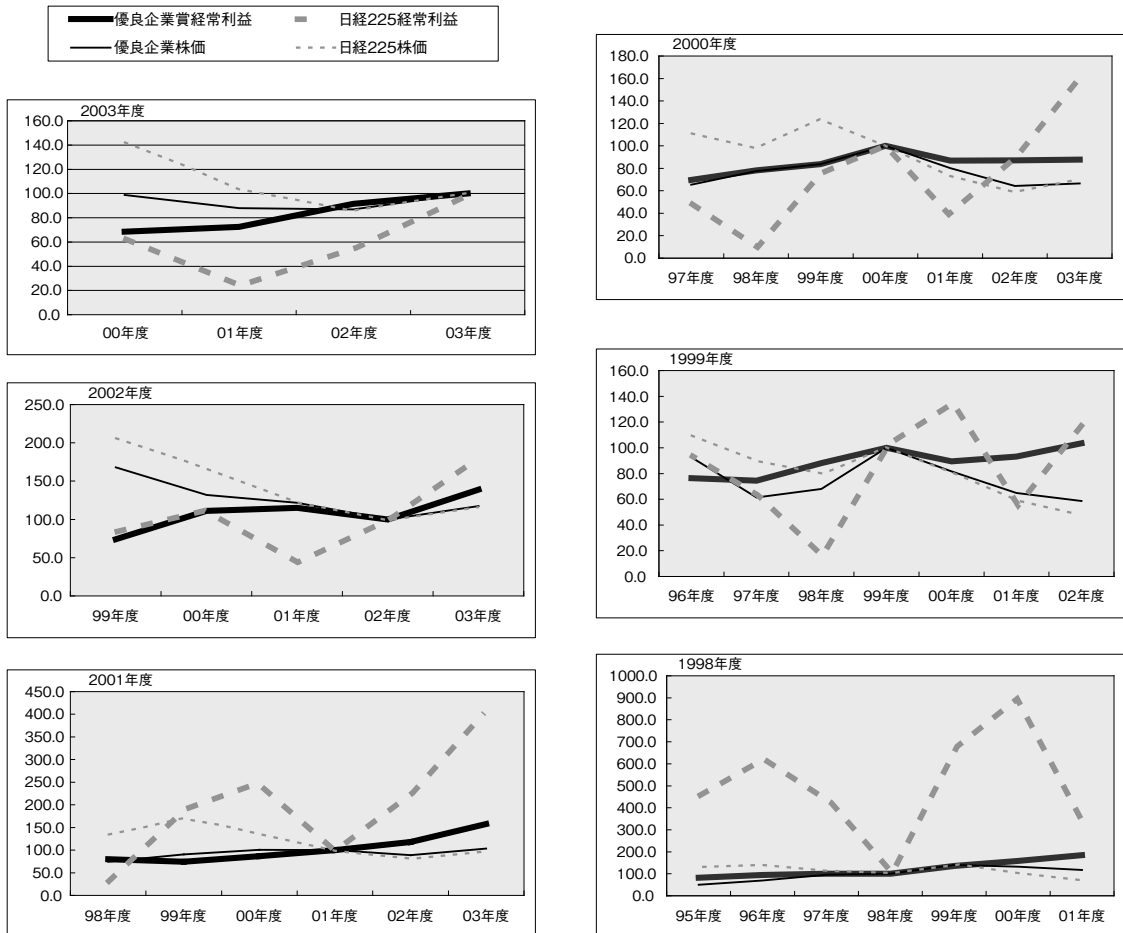
1998年度	1999年度	2000年度	2001年度	2002年度	2003年度	2004年度
オリックス	キューサイ	花王	オリエンタルランド	花王	キャノン	アサヒビール
北九州コカ・コーラ	キリンビール	京セラ	商船三井	カゴメ	テルモ	旭化成
武田薬品工業	藤沢薬品工業	キリンビール	西日本旅客鉄道 (JR西日本)	キャノン	ニチレイ	ユーザイ
トヨタ自動車	三菱自動車工業	第一製薬	日本電気 (NEC)	武田薬品工業	日東電工	NTTドコモ
	ワールド	日本ガイシ	藤沢薬品工業	三菱商事	藤沢薬品工業	商船三井
		ホギメディカル		ワールド	ユナイテッドアローズ	TOTO

業全社の株価は受賞年度の12月第一週の株価を100とし、受賞年度の前々3年間の各年度の12月第一週の株価と比較している。日経225の経常利益、株価についても同様である。ただし、企業によっては、受賞年度の経常利益が赤字あるいは異常値になっている会社もあり、これら企業は計算には含まれていない(1999年度受賞の三菱自動車、2000年度受賞の京セラ、2001年度受賞の日本電気)。2004年度は経常利益がまだ発表されていないので、除外している。その結果は、図表7のとおりで、各年度ともIR優良企業合計の利益、

株価は、市場(日経225)に比べて受賞年度の前々を通じた変動が小さい。また、IR優良企業の利益水準は市場に比べて安定的に成長している。この要因を探るため、定性分析を行ってみた。

②定性分析

IR優良企業賞を受賞した時点での各社のIR担当者のコメントを分析してみた。その結果、IR優良企業の特徴として以下のような点が挙げられる。なお、各社のコメント、トップ経営者などの役職は受賞当時のものであり、現時点とは状況が異なっていることがある。



図表7 IR優良企業と日経225の経常利益・株価の推移

ア. 経営方針・経営ビジョンの明確化

IR優良企業の多くは、以下の例のように、トップ経営者が明確な経営方針・経営ビジョンを持ち、具体的な方策を示している。IRはその内容を市場に伝達すると同時に、市場の声を経営にフィードバックしている。

- ・キャノン（2002年度受賞）の場合、トップマネジメントによる明確なビジョンが存在する。御手洗社長（2002年当時）は1995年に就任するとともに「強い経営基盤の実現」がビジョンとして打ち出された。具体的には、連結ベースで経営管理する連結経営、開発・

生産・販売各部門での事業基盤の強化、キャッシュフローと利益重視による財務基盤の強化、不採算事業からの早期撤退が実行された。2002年末の株価、時価総額を95年末と比較すると、株価は2.3倍、時価総額は2.5倍に増加している。この間、日経平均は下がり続けており、同社では、利益体質構築が評価されたものと受け止めている。IR活動の実践では、他社と差別化した“キャノン式IR”を追及している。その内容は、経営トップによる明確な方針の発信、アピールポイントが見える形に、数値や結果の背景と根拠の明確

化、マイナス情報への対応、企業利益を優先したIR、計画の達成がIRの重要なポイント、情報の共有化、経営トップ・事業部門への情報のフィードバック、専門家には専門家に対応、ワン・オン・ワンによる直接対話の重視などである。

- ・武田薬品（2002年度受賞）の場合、IR活動の転機は、武田國男社長（2002年度当時）が就任してスタートした経営改革である。経営方針の一つが「社会から信頼される会社」で、株主重視の経営と社会との調和を目指すこととし、IRの充実、連結キャッシュフロー重視、ROE・配当性向の向上などを具体策として掲げた。保守的で閉鎖的な会社を透明性の高い会社に変えるため、情報開示でフォローしようとする経営方針がIR活動の追い風となった。武田社長は1日に数回、自ら株価チェックをするなどマーケットと投資家を強く意識した経営を進めており、中期計画や決算の説明会に出席し、アナリスト・投資家の質問に直接答えている。個別取材対応は年間400件を超え、その際の投資家・アナリストの意見、とりわけ辛口のものは、経営幹部に積極的に伝えるようにしている。

イ. トップの関与と経営へのフィードバック

トップ経営者はIR活動に積極的に関与し、またIRを通じて市場の声を経営陣にフィードバックし、経営向上に活用している。

- ・花王（2002年度受賞）は、欧州・米国の海外IRを毎年実施しており、その帰国報告は社長自らが経営会議や取締役会で行っている。経営トップが肌で感じることに意義がある。IRの実践により投資家の視点を経営に反映するようになった。86年に本格参入し、ピーク時には800億円超の売り上げがあった情報事業から98年に撤退したのも、株主価値

経営を推進するため他社に先駆けて99年にEVAを導入したのも、IR活動が誘因の一つとなっている。

- ・三菱商事（2002年度受賞）の場合、経営陣の関与という点では、榎原会長、佐々木社長（2002年当時）ともIRへの理解は深く、積極的に対応してもらっている。佐々木社長は「IRは社長の必須科目」というのがモットーで、IR担当者は恵まれた状況にある。IR活動の特徴として、コミュニケーションの双方向性、コーポレートガバナンスへの応用の2つがある。外部の視点が伝わらないと、経営トップは“裸の王様”になってしまうリスクがある。このため、IR部門は外部の見方を忠実にトップに伝えるように心掛けている。場合によってはアナリストとのミーティングを通じ、直接コミュニケーションがとれるようにもしている。
- ・エーザイ（2004年度受賞）のトップのコミットメントに関しては、内藤社長はIRを最優先課題と位置付けており、四半期ごとの説明会など最低でも年8回、自ら説明に当たっている。また、CFOやIR担当執行役も国内の機関投資家などとのコミュニケーションの強化を図っている。

ウ. 市場評価への対応

市場は必ずしも企業価値を正當に評価しているとは限らない。市場の企業に対する認識ギャップを縮小させる努力も行っている。

- ・ニチレイ（2003年度受賞）の場合、基幹事業である低温物流の既存ビジネスモデルが陳腐化し、95年度以降、3期にわたり収益力が低下した。その後、事業の構造改革を進め99年度から収益力は回復に転じた。しかし、株価の方は反応せず、300円を切る状況が続いていた。その理由を知るため、投資家を対

象にパーセプションスタディを実施した。その結果、「潜在的損失がいつ飛び出すか分からない」「ディスクロージャーに信頼が置けない」などの問題点が浮かび上がった。これがきっかけで、2000年4月からIR活動を開始した。IRの役割を、①企業の透明度を高めること②投資家の当社への評価を知り経営陣にフィードバックすること③当社に関心を持つ投資家ベースの拡大、とした。同社の説明会では事業戦略に多くの時間が割かれている。IR部門が勝手なシナリオを作るのではなく、事業部門を巻き込んで、実行が担保される戦略シナリオを発信するようにしている。IR活動開始以降、株価が上昇に転じたのは確かだが、「まず業績ありき」である。

・商船三井(2001年度と2004年度に受賞)の場合、鈴木社長(2001年度当時)は「社長の仕事は重要人事の決定とIR活動」という自覚が歴代の経営トップにあり、社長自ら投資家の生の声に耳を傾けることに労を惜しまない。この姿勢が同社のIRの基本となっている。(2004年のコメント)しかし、以前は、株価認識については多くの経営トップと市場でかい離があり、同社も例外ではなかった。海運産業の市場イメージ・評価、市場の同社に対するイメージ・要望を分析した結果、海運業は構造不況産業、オールドエコノミーと見られ、カバーするアナリストも少なく、PERも市場平均より低くしか評価されていなかった。世界の海外荷動きなどのデータを示して、市場のイメージチェンジと同業他社との差別化を行った。投資家・アナリストとの面談内容などを経営陣に配布し、大株主や株価変動、格付け会社

のヒアリング結果なども経営会議などに報告している。

③考察

上記①定量分析②定性分析を考察した結果、IRの戦略的意義として次のようなことが挙げられる。

ア. トップ経営者の経営力強化

企業の経営目標を定め、その方向に舵取りするのはトップ経営者である。IR優良企業を分析すると、多くの企業はトップ経営者が明確な経営方針・ビジョン、経営計画を持っており、それを自ら積極的に市場関係者に説明している。市場は経営方針、経営計画も評価するが、最も重視しているのは実際の「業績」である。トップ経営者は事業活動のマネジメントを行い(経営執行)、経営方針、計画目標を実現するため、一層の経営力の強化に努めている。IR優良企業の多くは計画目標を実現しており(=トップ経営者の経営力が強い)、IR優良企業総計としては市場より安定した利益を創出している。この利益創出の状況および今後の経営戦略を積極的に説明するIR活動の効果も相乗した結果、企業価値(株価)も安定的に推移している。

イ. IRは経営変革の重要な情報源

トップ経営者が“裸の王様”にならないためにも、IR部門が外部の見方を忠実にトップに伝達することが必要である。IR優良企業のトップ経営者は、アナリスト・投資家と直接コンタクトしており、市場と投資家を強く意識した経営を進めている。その結果として、企業価値を高めるため、事業撤退、経営戦略の見直しなどの経営の根幹にかかわる変革も行われる。

ウ. IRは企業価値の適正評価と向上に貢献

市場(株価)は必ずしも企業価値を正当に評価しているとは限らない。企業価値を正当に評価してもらい適正な株価を形成することはIR活動の

目的の一つである。また一方では、IR活動のフィードバックにより経営戦略・経営力が強化され、企業価値が一段と向上する場合もある。

エ. IR活動は企業価値評価の必要条件

日本IR協議会のIR優良企業賞の受賞企業以外にも、好業績を維持している企業は多く存在する。しかし、アナリスト・投資家はサプライズを嫌う傾向があり、IR活動は企業価値(株価)を正当に評価してもらうための少なくとも必要条件である、という認識は確立されてきた。

④今後の課題

今回は、企業価値向上に対するIRの戦略的意義を検討するため、IR優良企業合計と日経平均との経常利益、株価の推移比較を行った。当期利益、EPSではなく経常利益での比較を行った理由は、対象期間が1998年度から2003年という、企業にとってリストラ・企業再生の時期であったため、特別損失の影響を排除するためである。今後、IR優良企業数が増えてデータが多くなってくると、IR優良企業のIR活動と経営、業績、企業価値との関係をより詳細に分析するためには、経常利益だけでなく、キャッシュフロー、EPSとの比較、また同業他社、同一業界との比較なども行うことが必要であろう。

IR優良企業のトップ経営者とIR活動との関係を検討することにより、IR活動が企業価値の向上に重要な役割を果たすことは、ある程度検証されたと考える。しかし、IR活動が投資家の資産運用力の向上にどれだけ寄与しているかは、今回は検証できていない。今後の課題としたい。

《注》

- 物質世界では一般に秩序のあるものは、秩序のないものへと向かう方向性があり、これを「エントロピーの法則」という。規制緩和が進んで「自由度」が増すということは、エントロピーが増大して、秩序がないものへと向かうこと

である。「自由度」が増大して無秩序になるのを阻止するためにも、「ビジョン」「戦略」という目標の設定を行って秩序だった行動へと誘導することが必要となる。また、P.F.ドラッカーの言う「不確実な明日に向かって、いま何をなすべきか」を決断するのが「戦略的意思決定」の本質である。そのとき経営者は自らの企業にとっての最も基本的な価値(コア・バリュー)と経営の基本理念を明らかにした上で、将来に向けてのビジョンを提示しなければならない。清水龍聖(1995)は経営者が必ず果たすべき役割として次の3つをあげている:①将来ビジョンの構築と経営理念の明確化、②戦略的意思決定、③執行管理。

- 2004年6月に開催された全米IR協会(NIRI)の年次大会のテーマは「IRオフィサー(IRO):テーブル席を確保しよう」というもので、米国ではIROが経営陣の戦略的パートナーとして受けいられてきている。筆者が英国、米国で訪問したIRオフィサーも、CEO、CFOと日常的に密接なコンタクトを持ち、「市場の声」を経営陣にフィードバックしており、経営の一翼を担っているという印象を得た。
- 資本市場というネットワークとその中での情報伝達についての詳細な分析を行っている北川(2000)も資本市場の主な構成者に関して詳細な説明を行っている。
- 証券市場の機能の一つは資源の効率的配分である。一方、国民経済の適切な運営とは資源の効率的な配分を意味する。従って、資源の効率的な配分を行う市場の機能を維持することは国民経済の適切な運営に寄与する。また、市場の機能を維持するためには投資者の保護を図ることが必要不可欠である。
- 経済同友会は2004年4月に発表した提言書「顧客価値創造と高効率経営による企業競争力の強化」で、日本企業は、海外特に米国の企業に比べて資本効率で大きく水をあけられており、資本効率向上への取組みは最重要課題のひとつである、と指摘している。
- 1998年の金融システム改革法の主な改正項目。
- 日本インベスター・リレーションズ協議会、『IR活動の実態調査』調査結果報告書』2004年6月。
- ルイス・ブランダイス(後の米国の最高裁判事)は1914年にOther People's Moneyという秀作のなかで、情報開示は当時みられた企業の不正にかかわる最善の防止策であるとして、次のように述べている。「日光が最も消毒にいいといわれている。電気の灯りが最も効率的な警察官だ。」ブランダイスは公開企業に対して強制的に重要情報を公開させ、その情報を広く普及させるべきであると提案した。「しかしながら」と彼は以下のように議論を続けた。「開示は本物でなければならない。そしてそれは投資家に対する開示でなければならない。企業委員会やその他たくさんの政府当局に対して単に書類の提出を要求するだけでは十分ではない。それはあたかも純粋食糧法が製造業者に対して、中身と一致したラベル表示を要求する代わりに、単に当局に成分表を提出するよう要求しただけであるのと同じく、まったく実効性がない。」275頁・これはまさに日本で現在、実際に起こっている問題である。

- 9) 松尾浩之・平光正 (2002) 「財務データ」で見える産業の40年 - 1960年度~2000年度」日本政策投資銀行
- 10) Time Based Management 研究会事務局 (2003) 「日本の製造業 長期データに基づく収益力の再検証」日本政策投資銀行
- 11) マッキンゼー社を世界的なコンサルティング会社に発展させ、経営コンサルティングの近代化を成し遂げたマービン・パウアー氏は、その古典的名著『経営の本質 (The Will To Manage)』で近代的企業経営のあり方を次のように語っている。経営戦略とは「企業の持つ経営資源 (人材、資材、資金、経営力) を展開して、競争環境で目的・目標を達成するための技術」である。企業経営における戦略思考とは「ダイナミックに変化する環境の中で、事業成功の本質を考え抜くこと」である。「戦略的に考える経営者は、ある出来事と事業全体の長期的成功との関係性を見抜き、その出来事の意味を理解する。そしてその出来事に対処あるいは活用すべく計画や方針を決めていく」。
- 12) ロンドンにおける日本企業のIR説明会での英国投資家の質問。
- 13) Garvin, David [2000], *Learning in Action*, Harvard Business School Press
- 14) 前述のパウアー氏は「社員を動かす方法の中で最も良いのは、社員が自ら率先して行動し自らを管理することである」と言っている。さらに次のようにも言っている。「経営の意思が意味を持つためには、最終的には目的に沿った生産的な行動に結びつかなければならない。その行動の主体は、言うまでもなく社員である。したがって会社をうまく経営するためには、目的に向けた建設的な行動を促す刺激や仕掛け、すなわちモチベーターを組み込む必要がある。」
- 15) 2004年3月22日の日本IR協議会主催の「IR優良企業セミナー」でのテルモ発表資料。なお、テルモの経営については以下がある。和地孝[2004]、「人を大切にしてお金を動かす」、東洋経済新報社
- 日本経済新聞社)
井出正介・高橋文郎、2003、『経営財務入門』、日本経済新聞社
岩井克人、2004、『会社はこれからどうなるのか』、平凡社
奥村宏、2004、『会社はなぜ事件を繰り返すのか』、NTT出版
大沢武志、2004、『経営者の条件』、岩波書店
北川哲雄、2000、『アナリストのための企業分析と資本市場』、東洋経済新報社
河本一郎・大武泰南、2004、『証券取引法読本 (第6版)』、有斐閣
近藤光男・吉原和志・黒沼悦郎、2003、『証券取引法入門 (新版第2版)』、商事法務
佐藤郁哉・山田真茂留、2004、『制度と文化』、日本経済新聞社
産業構造審議会産業金融部会、2004、『産業構造審議会 産業金融部会 中間報告』、経済産業省
清水龍登、1995、『能力開発のための人事評価』、千倉書房
谷口米生、2003、『銀行はなぜ生き残ったか』、金融財政事情研究会
日本型金融システムと行政の将来ビジョン懇話会、2002、『金融システムと行政の将来ビジョン』、金融庁
藤沼亜起・平松一夫・八田進二、2003、『会計・監査ガバナンスを考える』、同文館出版
町田祥弘、2004、『会計プロフェッショナルと内部統制』、税務経理協会
松井秀樹、2003、『法務担当者のための証券取引法』、商事法務
村上和雄、1997、『生命の暗号』、サンマーク出版
和地孝、2004、『人を大切にしてお金を動かす』、東洋経済新報社

《引用文献》

- Bower, Marvin (1966) *The Will to Manage*, The McGraw-Hill Companies, Inc. (平野正雄監訳、(2004) 『経営の本質』ダイヤモンド社)
- Financial Accounting Policy Committee (1993) *Financial Reporting in the 1990s and Beyond*, Association for Investment Management and Research (八田進二・橋本尚共訳、(2001) 『21世紀の財務報告』白桃書房)
- Garvin, David A. (2000) *Learning in Action*, Harvard Business School Press
- Roe, Mark J. (1994) *Strong Managers, Weak Owners*, Princeton University Press (北條裕雄・松尾順介監訳、(1996) 『アメリカの企業統治』東洋経済新報社)
- Shiller, Robert J. () *The New Financial Order*, Princeton University Press (田村勝省訳、(2004) 『新しい金融秩序』、

投 稿 規 定

本誌はディスクロージャー研究学会の学会誌（年1回発行）です。学会会則第3条第3項に基づき発行されます。査読制度（レフリー制度）を採用しています。ふるってご投稿ください。

投稿資格等

- ・本学会の会員、入会申込者。
- ・本学会の会員との共同執筆者。
- ・投稿原稿は未発表のものに限ります。

論稿の種類

- ・論文・又はノート。
- ・書評。

原稿作成上の注意

- ・横書き。
- ・論文は10,000字以内（図表を含む）。日本語（500字以内）と英語（200 words以内）の要約を添付してください。
- ・書評は1,000字以内。
- ・原稿はe-mailで学会事務局に提出してください。

選考方法

- ・投稿原稿は、当編集委員会の定める「投稿原稿審査要項」に基づく審査（査読者は編集委員または編集委員以外の専門家より選定した2名）を経て、「論文」、「ノート」と「書評」に区分して掲載の採否を決めます。

編集委員会

- ・編集委員長：須田一幸
- ・編集委員長補佐：薄井 彰
- ・編集委員：加藤千雄、坂上 学、柴 健次、百合草裕康、高須教夫、吉田和生

第6号査読委員（50音順）

石川博行、薄井 彰、太田浩司、加藤千雄、小谷 融
柴 健次、首藤昭信、須田一幸、高須教夫、竹原 均
吉田和生

送付先（学会事務局）

学会事務局長 柴 健次
〒564-8680 大阪府吹田市山手町3-3-35
関西大学商学部気付
ディスクロージャー研究学会事務局
電話 代表06-6368-1121
E-mail kenshiba@ipcku.kansai-u.ac.jp

（詳しくは、学会事務局にお問い合わせください）

第 6 回 研究大会

開催日時：2004年11月14日

大会主催校：法政大学

大会準備委員長：神谷 健司

委員：大下 勇二, 竹口 圭, 薄井 彰

大会プログラム

自由論題セッション

司 会：薄井 彰（早稲田大学）

* 第一報告：内野 里美（早稲田大学）

「自発的な情報開示が自己資本コストに与える影響」

* 第二報告：奥田 真也（大阪学院大学）

「情報の複雑性が情報生産活動に与える影響について」

司 会：中野 貴之（流通経済大学）

* 第三報告：竹口 圭輔（法政大学）

「日本企業のストック・オプションと公正価値」

* 第四報告：野間 幹晴（横浜市立大学）

「株式市場の流動性をめぐる実証研究」

統一論題セッション 「ディスクロージャーの現代的課題」

司 会：菊谷 正人（法政大学）

* 第一報告：13：40～14：30 谷口 雅志（日本IR協議会）

「IRと経営戦略・資本市場」

* 第二報告：14：30～15：20 奥村 雅史（早稲田大学）

「連結利益および上場子会社利益の情報内容」

講 演：秋坂 朝則（日本大学）「会社法制の現代化について」

編集後記

- ある学会に出席したとき、若手の研究者に「現代ディスクロージャー研究に論文を掲載することが夢です」と言われました。本誌も徐々に学界で認知され、一定のレピュテーションを獲得しつつあるようです。それは何よりも、多くの方のご協力による精緻な査読の成果であり、また投稿者の粘り強い論文修正の賜物であります。魅力的な論文の投稿に恵まれ、献身的な査読をいただいたことに感謝いたします。皆様と協力し、ますます質の高い誌面を作り、若い研究者へさらに大きな夢を提供したいと思います。
- 第6号への投稿は全部で6本でした。詳細な査読と論文修正のプロセスを経て、4本の論文と1本の研究ノートが採択されました。査読委員の先生方には、投稿論文を非常に丁寧に読んでいただき、貴重なご意見を賜りました。ご協力ありがとうございました。今回も投稿論文が多かったので、合計で11名(延べ12名)の方に査読をお願いすることになりました。毎年、査読をしていただいている方もおり、感謝の申し上げようがありません。できるだけ特定の方に集中しないように配慮したいと存じますので、会員の皆様の幅広いご協力をお願い致します。査読者の皆様には改めてお礼を申し上げます。
- 第6回研究大会は法政大学(準備委員長 神谷健司教授)で開催されました。最初に自由論題報告が行われ、続いて「ディスクロージャーの現代的課題」を統一論題にして活発な議論がなされました。第7回大会は関西学院大学で11月12日に開催される予定です。
- 皆様の協力を得て、ディスクロージャー研究学会と『現代ディスクロージャー研究』が、ますます発展することを祈っております。(須田)

現代ディスクロージャー研究 No.6

2005年8月25日 発行

◎発行者 ディスクロージャー研究学会
発行所 〒564-8680
大阪府吹田市山手町3-3-35
関西大学商学部：柴研究室内
TEL 06-6368-1121(代)

印刷所 株式会社N P C コーポレーション
