

# 自発的な情報開示に対する資本市場の評価

内野 里美

## 目 次

1. はじめに
2. 仮説
3. 情報開示指標
4. 自己資本コストの推定
5. 研究デザインとデータ
6. 分析結果
7. 総括と展望

## 1. はじめに

多くの企業が自発的な情報開示を行っている。詳細なアニュアルレポートの作成、投資家・アナリスト向け会社説明会の開催、インターネットによる情報開示の拡充など、積極的に情報開示を行う試みが多く観察される。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。なお、強制的な情報開示の枠内であっても、企業が自発的な情報開示を行う余地が存在する（善積 1998, 52）。そして、会計制度は通常、経営者が追加的な情報を開示することを制限していない（Palepu et al. 2000, 17-8）。すなわち、会計制度に基づいて開示された情報であっても、制度の要請より当該情報の質や量を充実させたり、開示時期を速めたり、開示方法を工夫することによって、企業は自発的な情報開示を行うことが可能であると解釈される。

自発的な情報開示は大きなコストを伴う企業行動であると考えられる。例えば、情報開示を担当するIR専門組織に係る運営費や人件費、情報開示資料の制作費、会社説明会のための

開催費などが挙げられる。さらに、過度の情報開示は、製品市場における競争力の低下という意味でのコストが懸念される (Healy and Palepu 1993, 5)。それでもなお、自発的な情報開示を行うのは、企業がコスト以上に大きな経済的効果を得ている、あるいは、効果を期待していると考えることが合理的である。

本研究の目的は、企業の自発的な情報開示に対する資本市場の評価を実証的に検証することにある。本研究は、自発的な情報開示のレベルを測定する変数（情報開示指標）を提案する。また、資本市場の評価は、Fama and French (1993) と Fama and French (1997) に基づく自己資本コストによって把握する。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節で自己資本コストの測定方法を述べる。第5節、第6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7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、資本コストに注目する。また、資本コストのうち、負債コストに着目した実証研究もある (Sengupta 1998) が、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と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。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 (Diamond and Verrecchia 1991; Kim and Verrecchia 1994)。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。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。情報開示レベルを表す情報開示指標として、年次報告書（アニュアル・レポート）の内容に基づいて自製したディスクロージャー・ランキングを用いている。年次報告書の中から評価する項目を選び、各企業について、その項目があるか否かを調べ、情報開示レベルを測定している。自己資本コストは、Ohlson (1995) に基づく株価、純資産簿価、予測利益の関係式（Ohlson モデル）から逆算して求められている。日本企業を対象とした、音川 (2000)、須田他 (2002, 2003) も、自発的な情報開示レベルと自己資本コストには有意な負の関係があることを報告している。

概して、先行研究は、自発的な情報開示を行う企業は、低い自己資本コストを享受することを報告している。以上の理論的、実証的な先行研究に基づき、本研究は次の仮説を検証する。

仮説：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。

## 3. 情報開示指標

### 3.1 情報開示指標についての検討

多くの実証的研究は、米国あるいは日本の証券アナリストによる情報開示の評価点に基づいて情報開示レベルを評価している（例えば、Botosan and Plumlee (2002)、音川 (2000)、須田他 (2002, 2003)）。そのうち、日本企業を対象とした研究では、日本証券アナリスト協会が公表する『リサーチ・アナリストによるディスクロージャー優良企業選定』における評価点が用いられている。このような証券アナリストによる評価点は、未公表情報を含む多くのデータ分析を基に精密に決定されていると考えられるが、多数の担当アナリストがいる大企業のみが調査の対象であり、研究の分析対象企業もそれに限られてしまう点が問題である。そこで、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充分に利用しているかに注目した。

情報開示指標は、公表された非財務データを用いて作成した。公表データであるため、証

券アナリストほど精密な評価を行うことはできない。全て0か1かの2値変数で表されている。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。

なお、本研究が提案する情報開示指標を用いて分析を行う前に、それらが、日本証券アナリスト協会による情報開示の評価点とどのような相関があるかを調査する。評価は、毎年、業種ごと決定されるということを考慮し、総合評価点の各年・各産業の昇順の順位付けである変数RANKを作成した。RANKが大きいほど情報開示が優れていることを意味する。

### 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公表する企業は、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。これは、企業の財務部長が記者に決算短信と関連資料を配布し、その内容を説明し、質疑応答を行うというものである。毎年5月下旬の木、金曜日には、多数の3月末決算企業が一斉に決算発表を行う。このような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。したがって、会員企業は、情報開示に対する関心が高く、優れた情報開示を行う潜在的能力を持つと考えられる。また、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い。会員企業は、IRの年間費用が1000万円以上である企業が61.2%であるが、非会員企業は、500万円未満が51.9%を占める。さらに、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%にとどまる。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）。法定より早期に招集通知を送付することは、情報開示の場のひとつである株主総会への出席を投資家に促す施策の一つと考えられる。なぜならば、投資家に日程を調整するなど、出席のための準備期間を十分に与えることが可能になるからである。また、早期に招集通知を送付すると、投資家は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、議決権を行使することが可能になる。特に、機関投資家は、議決権の行使について個人投資家にアドバイスを与えるという業務を行っている。そのため、機関投資家は企業の情報を詳細に分析する必要があり、招集通知を早く入手することを希望している。中でも、海外の機関投資家は、日本国内の投資家に比べて招集通知の到達が遅くなるので、この要望が強いと考えられる。

以上のことから、株主総会の招集通知を早期に送付する企業は、様々な種類の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ることから、情報開示が優れ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。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）。

### 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、決算短信の開示所要日数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。

これまでに述べた情報開示指標、CLUS、JIRA、MAIL、DLAG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が与えられる。

## 4. 自己資本コストの推定

### 4.1 自己資本コストの推定モデル

先に述べたように、先行研究は概して、Ohlsonモデルに基づいて自己資本コストを推定している。一方、本研究は、無条件Fama-Frenchモデル、条件付Fama-Frenchモデルを用いる。どの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、自発的な情報開示と自己資本コストの関連性についての研究における、研究結果の頑健性の保証に貢献できると考える。そこで、今回はその一端として、無条件Fama-Frenchモデルと条件付Fama-Frenchモデルを利用した。なお、須田他(2002, 2003)は、Ohlsonモデルに基づいて自己資本コストを推定しているが、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。

### 4.2 無条件Fama-Frenchモデル

Fama-Frenchモデルは、CAPM(資本資産価格形成モデル)に対する批判を受け、Fama and French(1992, 1993)によって開発された。CAPMは、クロスセクションの株式収益率のパターンを説明できないという批判がある。それは、金融資産のリスクプレミアムを決定するのはマーケットリスクのみであるとするCAPMに矛盾する現象が、世界各国の株式市場で観察されたからである。すなわち、株式時価総額の低い銘柄が長期的には高いリターンをもたらすという小型株効果と、株式の簿価/時価比率の高い銘柄が長期的には高いリターンをもたらすというバリュー株効果が、株式市場に存在するアノマリーとして知られるようになった。そこで、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)とバリュー・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(1)式で示される。

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i (R_{Mt} - R_{ft}) + s_i \text{SMB}_t + h_i \text{HML}_t + e_{it} \quad (1)$$

$R_{it}$ : 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

$\text{SMB}_t$ : *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プレッド

$\text{HML}_t$ : *t*時点におけるバリュー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プレッド

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%のバリュー株（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、バリュー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（1）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。（1）式で求めたパラメータ $\beta_i$ ,  $s_i$ ,  $h_i$ を（2）式に代入し、自己資本コストを推定する。

$$E(R_i) = R_f + \beta_i [E(R_M) - R_f] + s_i E(\text{SMB}) + h_i E(\text{HML}) \quad (2)$$

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。 $E(\text{SMB})$ と $E(\text{HML})$ 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。

次項で述べる条件付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。

#### 4.3 条件付Fama-Frenchモデル

$s_i$ ,  $h_i$  は、（1）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。

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i (R_{Mt} - R_{ft}) + (s_{i0} + s_{i1} \ln mv_{it-1}) \text{SMB}_t + (h_{i0} + h_{i1} \text{bpr}_{it-1}) \text{HML}_t + e_{it} \quad (3)$$

$\ln mv_{it}$ : 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本平均  
 $bpr_{it}$ : 企業*i*の*t*時点における簿価/株価比率マイナス標本平均

このように、(3)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、(3)式は(4)式に書き換えることができる。

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i(R_{Mt} - R_{ft}) + s_{i0}SMB_t + s_{i1}MVSMB_t + h_{i0}HML_t + h_{i1}BPRHML_t + e_{it} \quad (4)$$

(4)式で求めたパラメータ $\beta_i, s_{i0}, s_{i1}, h_{i0}, h_{i1}$ を(5)式に代入し、自己資本コストを推定する。

$$E(R_i) = R_{ft} + \beta_i[E(R_M) - R_{ft}] + s_{i0}E(SMB) + s_{i1}E(MVSMB) + h_{i0}E(HML) + h_{i1}E(BPRHML) \quad (5)$$

## 5. 研究デザインとデータ

### 5.1 研究デザイン

本研究は、次のような実証モデルの推定を試みる。

$$R_{it} = a_0 + a_1 CLUS_{it} + a_2 JIRA_{it} + a_3 MAIL_{it} + a_4 DLAG_{it} + a_5 CHSAL_{it} +$$

(期待符号) (-)            (-)            (-)            (-)            (-)            (+/-)

$$\sum_{j=1}^{J-1} d_{ind_j} IND_{it,j} + \sum_{k=1}^{K-1} d_{ydk} YD_{it,k} + e_{it} \quad (6)$$

(+/-)

自己資本コストを表す変数*R*には、自己資本コストとして無条件Fama-Frenchモデルを用いる場合は変数FAMA、条件付Fama-Frenchモデルを用いる場合は変数CFAMAを入れる。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を与えている。情報開示が



優れている企業は、自己資本コストが低いと予想されるので、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必要がある。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の係数はマイナスであると期待される。この変数の選択は須田他（2002, 2003）に準拠した。INDは日経業種分類（中分類）による業種ダミー変数であり、業種の数マイナス1個の変数である。自己資本コストは、企業に固有の影響だけでなく産業に固有の影響も受ける。したがって、企業がどの業種に所属しているかが、自己資本コストに影響を与えると考えた。また、年度ダミー変数によって年度ごとの要因をコントロールする。YDは、1999年を基準年とした2000年から2003年のダミー変数である。

## 5.2 データ

東京証券取引所、大阪証券取引所、名古屋証券取引所の第一部、第二部に上場する、3月31日決算の一般事業会社を分析対象企業とする。3月31日決算会社に限定するのは、情報開示指標の作成において、決算短信を集中日に公表するか否かを問題としていることと、株主総会招集通知の発送期間について、入手可能な企業一覧が6月総会開催（3月決算）会社のみを対象としているためである。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。財務データは個別決算のデータを用いた。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。また、証券アナリストによる情報開示の評価指標は、日本証券アナリスト協会による『リサーチ・アナリストによるディスクロージャー優良企業選定』（各年）から収集した。

## 6. 分析結果

### 6.1 本研究の情報開示指標と証券アナリスト協会による総合評価点

まず、本研究の分析で用いる情報開示指標（CLUS、JIRA、MAIL、DLAG）と日本証券アナリスト協会による情報開示の総合評価点の各年・各産業の昇順の順位付け（RANK）の相

表1 基本統計量

(N=501)

	平均値	標準偏差	1%	25%	50%	75%	99%
CLUS	0.581	0.494	0	0	1	1	1
JIRA	0.553	0.498	0	0	1	1	1
MAIL	0.477	0.500	0	0	0	1	1
DLAG	0.691	0.463	0	0	1	1	1
RANK	7.130	4.355	1	3	7	10	17

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日以上以上の企業であれば1、17日未満であれば0の値をとるダミー変数。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。RANKは、日本証券アナリスト協会の『リサーチ・アナリストによるディスクロージャー優良企業選定』における総合評点の、各年・各産業の昇順の順位付け。

表2 Spearmanの相関係数

	CLUS	JIRA	MAIL	DLAG
JIRA	0.139 0.002			
MAIL	0.196 0.000	0.200 0.000		
DLAG	0.193 0.000	0.267 0.000	0.224 0.000	
RANK	0.068 0.129	0.097 0.030	0.108 0.016	0.124 0.005

各セルの上段が相関係数、下段はp値。

関を調査する。調査の対象企業は、第5節第2項に述べた分析対象企業でかつ、RANKが算定できる企業（日本証券アナリスト協会による評価対象企業）である。表1は、変数の基本統計量である。表2は、各変数間の相関係数を示す。RANKと本研究の各情報開示指標は、CLUSを除いて統計的に有意な正の相関関係がある。本研究の情報開示指標は、日本証券アナリスト協会による評価点と同様に、情報開示のレベルを適切に測定していると期待される。ただし、RANKと各情報開示指標の相関係数は、概して10%であり大きい値ではない。前者は、証券アナリストに対し企業が十分な情報開示を行っているかが重要な評価要素であるのに対し、後者は、会計制度に基づく情報開示を行う際の開示方法や開示時期に対する積極的な取り組みを評価する（ただし、JIRAはその限りではない）。したがって、証券アナリスト協会の評価点と本研究の情報開示指標は、自発的な情報開示を評価する際の視点が幾分異なっている。

## 6.2 自発的な情報開示と自己資本コスト

表3は、仮説の検証で用いるサンプル、表4は、各変数の基本統計量を示す。表5は、各変

表3 分析対象サンプル

決算期	企業数
199903	1,184
200003	1,519
200103	1,588
200203	1,634
200303	1,696
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	214
合計	7,621

表4 基本統計量

(N=7,621)

	平均値	標準偏差	1%	25%	50%	75%	99%
FAMA (%)	8.337	8.162	-15.642	3.773	8.881	13.374	26.489
CFAMA (%)	8.222	9.815	-19.734	2.997	8.622	13.829	31.375
CLUS	0.457	0.498	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
JIRA	0.137	0.344	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
MAIL	0.138	0.345	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
DLAG	0.476	0.499	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
CHSAL (%)	6.057	119.947	-18.730	-3.880	-0.860	2.760	94.290

FAMAは、無条件Fama-Frenchモデルにより推定した自己資本コスト。CFAMAは、条件付Fama-Frenchモデルにより推定した自己資本コスト。CHSALは、売上高変化率の5年間平均。

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1%と下位1%、合計2%を除去した。その結果、表3に示した7,621企業・年が、表5、6では7,175企業・年に減少している。表4の基本統計量においてCHSALの標準偏差が他の変数に比べて大きいのが、外れ値を除去すると119.947が10.058に減少する。

表5において、FAMA、CFAMA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、FAMA、CFAMAとCHSALは有意な負の相関関係にある。これは、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6は、重回帰分析の結果である。業種ダミーの係数は省略している。無条件Fama-Frenchモデルによって推計した自己資本コストFAMAを従属変数としたモデル1について、MAILを除く情報開示指標の係数は統計的に有意な負の値である。また、条件付Fama-Frenchモデルによって推計した自己資本コストCFAMAを従属変数としたモデル2について、JIRA

表5 相関係数

(N=7,175)

	FAMA	CFAMA	CLUS	JIRA	MAIL	DLAG	CHSAL
FAMA		0.827	-0.089	-0.116	-0.047	-0.115	-0.161
		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
CFAMA	0.831		-0.086	-0.087	-0.030	-0.091	-0.130
	0.000		0.000	0.000	0.012	0.000	0.000
CLUS	-0.088	-0.086		0.094	0.110	0.203	0.095
	0.000	0.000		0.000	0.000	0.000	0.000
JIRA	-0.106	-0.084	0.094		0.291	0.169	0.086
	0.000	0.000	0.000		0.000	0.000	0.000
MAIL	-0.038	-0.027	0.110	0.291		0.171	0.011
	0.001	0.022	0.000	0.000		0.000	0.371
DLAG	-0.113	-0.091	0.203	0.169	0.171		0.088
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000		0.000
CHSAL	-0.185	-0.166	0.103	0.121	0.029	0.108	
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.013	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。

表6 重回帰分析

モデル1:

$$FAMA_{it} = a_0 + a_1 CLUS_{it} + a_2 JIRA_{it} + a_3 MAIL_{it} + a_4 DLAG_{it} + a_5 CHSAL_{it} + \sum_{j=1}^{J-1} d_{ind_j} IND_{it,j} + \sum_{k=1}^{K-1} d_{yd_k} YD_{it,k} + e_{it}$$

モデル2:

$$CFAMA_{it} = a_0 + a_1 CLUS_{it} + a_2 JIRA_{it} + a_3 MAIL_{it} + a_4 DLAG_{it} + a_5 CHSAL_{it} + \sum_{j=1}^{J-1} d_{ind_j} IND_{it,j} + \sum_{k=1}^{K-1} d_{yd_k} YD_{it,k} + e_{it}$$

モデル1

モデル2

	係数	標準誤差	p値		係数	標準誤差	p値
定数項	2.048	0.373	0.000	定数項	2.857	0.427	0.000
CLUS	-0.573	0.159	0.000	CLUS	-0.779	0.182	0.000
JIRA	-0.743	0.242	0.002	JIRA	-0.397	0.278	0.153
MAIL	-0.225	0.239	0.347	MAIL	-0.031	0.275	0.909
DLAG	-0.897	0.163	0.000	DLAG	-0.809	0.187	0.000
CHSAL	-0.074	0.008	0.000	CHSAL	-0.063	0.009	0.000
YD2000	2.907	0.259	0.000	YD2000	2.207	0.297	0.000
YD2001	2.053	0.257	0.000	YD2001	1.463	0.295	0.000
YD2002	1.620	0.256	0.000	YD2002	1.547	0.294	0.000
YD2003	1.371	0.256	0.000	YD2003	1.060	0.294	0.000
N	7,175			N	7,175		
AdjR-Sq	0.187			AdjR-Sq	0.131		
F値	42.230			F値	28.100		
F値の有意確率	0.000			F値の有意確率	0.000		

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。

とMAILの係数が統計的に有意でないが、CLUSとDLAGの係数は統計的に有意な負の値である。

本研究は概して、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。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が、決算短信を非集中日に開示する企業、決算短信を早期に開示する企業は、低い自己資本コストという形態で資本市場の好意的な評価を享受すると解釈される。情報開示と自己資本コストとの負の関係は、先に挙げた先行研究(Botosan (1997)、音川 (2000)、須田他 (2002, 2003))の結果と一致する。

## 7. 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。情報開示に積極的な企業は、概して、無条件Fama-Frenchモデル、条件付Fama-Frenchモデルによって測定された自己資本コストが低いことを明らかにした。しかし、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。

本研究は、複数の情報開示指標を提案し、情報開示のレベルの測定を試みた。ただし、2値変数でなく、もっと細かい点数刻みの評価指標を開発する必要があると考える。業績との関係も考慮に入れながら、開示情報の内容を詳細に評価すべきである。さらに、本研究は、情報開示のベネフィットのみを議論しているが、コストについて検討すべきである。両者を考慮することで、最も効率的な情報開示のレベルを把握することが可能になるだろう。また、自己資本コストの推定にあたって、Ohlsonモデルを利用することも有意義であると考えられる。

### 【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.
- 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. 1992. The cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance* 47

- (2): 427-465.
- 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., and K. Palepu. 1993. The effect of firm's financial disclosure strategies on stock prices. *Accounting Horizons* 7 (1): 1-11.
- 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.
- Palepu, K., P. Healy. and V. Bernard. 2000. Business analysis and valuation: using financial statements. 2nd ed. South-Western Publishing (斎藤静樹監訳. 2001. 『企業分析入門 (第2版)』東京大学出版会).
- Sengupta, P. 1998. Corporate disclosure quality and the cost of debt. *The Accounting Review* 72 (4): 459-474.
- 須田一幸・乙政正太・松本祥尚・首藤昭信・太田浩司. 2002, 2003. 「ディスクロージャーの戦略と効果」『会計』162 (1), (2), (3), (4), (5), (6), 163 (1): 121-134, 105-116, 124-136, 113-124, 131-144, 139-153, 119-134.
- 善積康夫. 1998. 「会計ディスクロージャーと経営者の選択行動」『産業経理』58 (2): 51-60.