

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

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	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	-0.039		0.140	-0.462
CHSAL	0.146	0.120	0.002	-0.084	-0.029	-0.015	-0.016	0.001		0.026
DEBT	0.000	0.000	0.893	0.000	0.014	0.195	0.171	0.029		0.116
	-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）

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

	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 ***			
	d.f.=43				d.f.=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

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

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

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.